

NATHALIE HAVET

**ANALYSE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE DES  
DIFFÉRENCES DE SALAIRE ET DE CARRIÈRE  
ENTRE HOMMES ET FEMMES**

Thèse en co-tutelle  
Présentée  
à la Faculté des Etudes Supérieures  
de l'Université Laval  
pour l'obtention  
du grade de Philosophiae Doctor (Ph. D.)  
et  
Présentée  
à l'Université d'Orléans  
pour l'obtention  
du grade de docteur

Département d'Economie  
UNIVERSITE LAVAL  
QUEBEC

Département de Sciences Economiques  
UNIVERSITE D'ORLEANS  
FRANCE

DECEMBRE 2002

© Nathalie Havet, 2002



National Library  
of Canada

Acquisitions and  
Bibliographic Services

395 Wellington Street  
Ottawa ON K1A 0N4  
Canada

Bibliothèque nationale  
du Canada

Acquisitions et  
services bibliographiques

395, rue Wellington  
Ottawa ON K1A 0N4  
Canada

*Your file Votre référence*

*Our file Notre référence*

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

0-612-80227-2

## Résumés

**Résumé court :** La démarche de cette thèse a été de se baser sur des modèles de théorie économique afin de comprendre les origines et la persistance des différences de salaire et de carrières entre sexes. Son but ultime est de déterminer les politiques qui seraient les plus efficaces pour combattre les inégalités hommes/femmes. Pour ce faire, le sujet a été abordé d'un point de vue non seulement théorique et mais aussi empirique. Elle se propose de :

- faire un tour d'horizon, chiffres à l'appui, des disparités professionnelles entre hommes et femmes persistant aujourd'hui sur le marché du travail français (chapitre 1),
- recenser les théories qui peuvent les expliquer (chapitre 2) et y apporter une contribution plus adaptée à la situation actuelle (les chapitres 3 et 4 présentent deux modèles théoriques originaux de discrimination statistique),
- caractériser empiriquement les déterminants des différences de trajectoires professionnelles (chapitre 5).

**Résumé long :** L'objectif de cette thèse est d'essayer de comprendre, à la lumière des arguments de la théorie économique, les origines et la persistance de disparités professionnelles entre sexes en France afin de déterminer les politiques qui seraient les plus efficaces pour les réduire. Le premier chapitre met en évidence, chiffres à l'appui, les particularités des trajectoires professionnelles des femmes par rapport à leurs homologues masculins (insertion plus difficile, moindre progression dans la hiérarchie, interruptions de carrières plus fréquentes, salaires plus faibles). Le deuxième chapitre recense l'apport de la théorie économique dans la compréhension des causes de ces disparités. Il est montré que l'opposition stricte, issue du courant néoclassique entre les modèles justifiant ces disparités par des écarts de productivité, d'une part, et les modèles de discrimination fondée sur les préjugés des employeurs ou des salariés, d'autre part, doit être dépassée. Le troisième chapitre propose donc un modèle théorique, testé empiriquement, qui formalise les interdépendances entre une discrimination statistique pratiquée par les employeurs, à cause de leur information imparfaite, et la qualité des appariements du salarié. Il est alors mis explicitement en évidence les effets directs d'une telle discrimination sur la rentabilité différenciée hommes/femmes de la mobilité et de l'ancienneté et ses effets indirects sur la progression salariale des deux groupes en début de carrière. Le quatrième chapitre présente un modèle dynamique où les employeurs pratiquent une discrimination statistique en raison,

non seulement de leurs imperfections d'information asymétriques entre sexes, mais aussi d'un moindre attachement supposé des femmes au marché du travail. Les répercussions de cette forme de discrimination sur les investissements comparés hommes/femmes dans la formation professionnelle et ses effets indirects en termes de salaires sont analysés. Le cinquième chapitre présente une modélisation économétrique, dans un cadre discret, des transitions des jeunes entre les différents états du marché du travail, qui tient compte de l'hétérogénéité individuelle inobservable. Il ressort que les facteurs handicapant l'insertion des jeunes diffèrent entre sexes (dépendance d'état *versus* caractéristiques prédéterminées) et que les mesures d'insertion mises en place par les pouvoirs publics ont leur rôle à jouer dans la réduction des différences de carrière hommes/femmes. Ces mesures devront néanmoins être couplées à des politiques plus spécifiques aux femmes, destinées à favoriser la conciliation entre vie professionnelle et vie familiale.

## Remerciements

Mes premiers remerciements iront naturellement à mes directeurs de thèse, Guy Lacroix et Catherine Sofer, qui furent les initiateurs de ma belle aventure franco-québécoise en me faisant l'honneur d'accepter de diriger conjointement cette thèse. Leur grande disponibilité et leur vif intérêt porté à mes avancements, y compris lorsque nous n'étions pas du même côté de l'Atlantique, furent grandement appréciés. Travailler à leurs côtés a été une expérience très enrichissante à tous les niveaux. Ils ont aussi su être d'un grand réconfort dans les moments plus difficiles.

Je tiens à remercier le CRÉFA - CIRPÉE pour les excellentes conditions de travail qu'il m'a offert, pour son soutien financier et pour la mise à disposition d'ordinateurs suffisamment puissants pour laisser libre cours à mon imagination économétrique.

Je dois également témoigner de toute ma gratitude à Nicolas Beaulieu, non seulement pour son aide technique, mais aussi pour son dévouement et son amitié. Il a joué un rôle central dans la réalisation de cette thèse.

Un grand merci à Nadia qui m'a fait relativiser certains problèmes de convergence, mais surtout qui m'a offert une oreille attentive lors de ses séjours au Québec.

L'ambiance qui règne au département d'Économique de l'Université Laval a été très stimulante et l'accueil chaleureux de ses membres est sans conteste à l'origine de mon profond attachement pour le Québec. Qu'ils en soient tous remerciés et plus particulièrement Bernard Fortin pour l'intérêt qu'il a porté à mes travaux et pour ses encouragements répétés.

Les membres du Laboratoire d'Économie d'Orléans ne doivent pas être oubliés. Certains sont devenus de véritables amis, qui ont toujours su être présents, y compris lorsque j'étais au Québec, par la pensée et les courriels.

Je voudrais ajouter à cette liste tous ceux qui ont soutenu cette co-tutelle du point de vue de la logistique – mes parents pour leurs allers-retours à l'aéroport, Sonia et Yvon pour leurs j fameuses boîtes j, Nicolas pour les déménagements, le Consulat Général de France au Québec pour ses billets d'avion –, et tous ceux qui ont mis beaucoup d'ardeur

pour résoudre toutes mes formalités administratives – Françoise Desnos, Danielle Gingras, Renée-Hélène Saliège, Gaétane Marcoux et Odette Roussin.

Mes derniers remerciements vont bien évidemment à Alexis qui m'a apporté à chaque instant aide, soutien et réconfort et qui a ainsi contribué de manière décisive à l'accomplissement de cette thèse...

---

## Introduction générale

---

La France a connu ces vingt-cinq à trente dernières années, l'entrée massive des femmes sur le marché du travail. Au fur et à mesure que leur place dans l'activité rémunérée prenait de l'ampleur, la question de l'égalité professionnelle entre sexes s'est posée et est devenue incontournable pour les pouvoirs publics.

Les femmes se sont vu reconnaître l'égalité de leurs droits avec les hommes par le préambule de la Constitution de 1958 qui en consacre solennellement le principe<sup>1</sup>. Mais cette égalité formelle, fondée sur l'égalité des droits, se heurtait encore à la persistance de nombreuses différences entre sexes sur le marché du travail. C'est pourquoi, la législation française a été renforcée en 1983 par une loi relative à « l'égalité professionnelle » entre hommes et femmes, mieux connue sous le nom de « Loi Roudy ». Cette loi énonçait deux principes fondamentaux :

1. l'égalité professionnelle entre les hommes et les femmes,
2. l'interdiction de toutes les discriminations, que ce soit en matière d'embauche, de salaire, de promotion ou de formation.

Elle a fait passer le droit français d'un système protecteur des femmes à un système égalitaire, privilégiant la non-discrimination.

---

<sup>1</sup>Le préambule de la Constitution de 1958 stipule : « la loi garantit à la femme, dans tous les domaines, des droits égaux à ceux de l'homme » et plus loin : « chacun a le devoir de travailler et le droit d'obtenir un emploi ». Le principe d'égalité des droits au travail entre les sexes est de ce fait constitutionnel.

Plus de quinze ans après la mise en œuvre de ces mesures destinées à améliorer la situation professionnelle et sociale des femmes, où en sommes-nous ? Sans minimiser les avancées de ces dernières décennies, nous devons reconnaître que d'importantes disparités entre hommes et femmes en termes de rémunérations et de carrières perdurent. En 1997, l'écart entre les salaires moyens des deux sexes était de l'ordre de 25% et force est de constater qu'en matière d'embauche, de promotion, de conditions de travail ou de formation, hommes et femmes ne semblent toujours pas égaux. Il persiste notamment encore d'importantes différences en termes d'accession aux plus hautes fonctions que ce soit au sein même des entreprises où les femmes n'atteignent que rarement le sommet des hiérarchies, dans les organismes patronaux, les conseils d'administration où elles demeurent sous-représentées ou encore dans le monde politique.

Devant ce constat, le vrai enjeu est de savoir si ces disparités sont liées à la persistance de pratiques discriminatoires, ce qui correspondrait à un échec des mesures législatives, ou si au contraire, elles sont simplement le reflet des préférences des femmes, qui choisissent par exemple d'occuper des emplois à moindres responsabilités afin de privilégier leur vie familiale. D'où la question centrale : qu'est-ce qui relève exactement de la discrimination économique ?

Il faut tout d'abord revenir sur la signification de la notion de *discrimination économique*. Cain (1986) la caractérise par deux composantes simultanément présentes : d'une part la présence observable d'inégalités économiques touchant un groupe relativement à un autre (les femmes, ont en moyenne, des revenus et des salaires inférieurs à ceux des hommes) ; d'autre part, si on se limite aux écarts de salaire, le fait que des capacités sur le marché du travail, au départ égales, soient rémunérées chez les femmes à un taux de salaire plus faible en raison de leur appartenance de groupe.

Cette définition relativement vague mérite quelques précisions sur ce qui est, en général, considéré comme une forme de discrimination économique : le cas le plus simple est celui où l'on observe, à un moment donné, que des hommes et des femmes ayant la même productivité dans le même emploi ou dans deux emplois de même type et de même durée touchent des salaires différents selon le sexe. Mais il y a également discrimination économique si les hommes et les femmes avaient au départ la même productivité, qu'ils

ont fait preuve de la même efficacité dans leur emploi, mais que seuls les hommes, ou une proportion plus importante d'entre eux, ont été promus dans des fonctions qui justifient alors un salaire plus élevé. On peut encore parler de discrimination économique si, à capacités de réussite égales et à préférences semblables, des écarts de salaire hommes/femmes discriminatoires observés sur le marché du travail rendent certains types d'études, ou de formation professionnelle, moins rentables pour les femmes que pour les hommes et que rationnellement, celles-ci choisissent donc, en moyenne, soit des études moins longues, soit des spécialités moins pénalisantes, soit de moins participer aux programmes de formation en entreprise. Dans ce cas, les écarts de productivité hommes/femmes observés – justifiant une différence de rémunération – auront comme origine les pratiques discriminatoires du marché du travail et relèveront ainsi de la discrimination économique [Lundberg & Startz (1983)]. De même, si le groupe des hommes soumet l'ensemble de leurs collègues femmes à des brimades, vexations, harcèlement, avec comme résultat de faire baisser leur productivité, on est toujours dans le contexte de discrimination économique, même si là encore, non seulement les salaires mais aussi les productivités observées peuvent être différentes.

Inversement, on peut considérer comme hors du champ de la discrimination économique toutes les différences dans les choix, les préférences – considérées comme exogènes par les économistes –, ou encore les rôles sociaux dès lors qu'ils ne résultent pas d'une contrainte, explicite ou implicite. Par exemple, si les femmes font plus fréquemment le choix d'un investissement prioritaire dans la vie familiale plutôt que dans la vie professionnelle, il va apparaître des écarts de productivité entre sexes justifiant, d'un point de vue économique, des écarts salariaux. Un tel choix peut non seulement se traduire par un moindre investissement dans l'éducation initiale et l'accumulation d'une moindre expérience professionnelle en raison de périodes de retrait du marché du travail, mais il peut aussi se traduire par une moindre implication dans le travail<sup>2</sup>, par le choix de filières professionnelles moins astreignantes (en termes d'horaires ou du montant de l'investissement), ou encore même par le choix de filières scolaires conduisant à des emplois « féminins » en nombre limité sur le marché. Dans tous les cas mentionnés, on pourrait sans doute considérer que les choix réalisés sont fortement influencés par les rôles sociaux attribués aux deux sexes et qu'ils

---

<sup>2</sup>Une moindre implication dans le travail implique une plus faible productivité : l'intensité de la motivation dans l'emploi est, comme le niveau d'éducation, une composante de la productivité au même titre que la durée et la stabilité de l'insertion professionnelle.

relèvent de ce fait de pratiques sociales discriminatoires, mais si ces choix ne résultent pas de contraintes explicites ou d'exclusions manifestes apparues dans le système éducatif ou sur le marché du travail, on ne peut pas considérer qu'il s'agit à proprement parler de discrimination économique.

Il reste que la frontière entre discrimination économique et choix personnel est difficile à tracer et comporte de nombreuses zones d'ombre : une offre d'emploi proposant un poste désigné seulement au masculin est discriminatoire lorsque le féminin de l'emploi proposé existe, car cela risque de décourager les candidatures féminines (il y a donc – implicitement – exclusion des femmes pour ce poste dans ce cas), mais qu'en est-il si le féminin n'existe pas ? Il est très probable que, se sentant également implicitement exclues, un certain nombre de femmes renoncent à poser leur candidature. S'agit-il de discrimination économique, linguistique, ou de choix personnel ? De même, que dire des emplois dans lesquels l'usage veut que les réunions de travail les plus importantes aient lieu systématiquement le soir de 18h à 19h, ou exclusivement les mercredi après-midi, c'est à dire aux heures, ou parfois jours, où beaucoup de mères de jeunes enfants préfèrent ne pas être à leur travail ? Ces contraintes sont-elles des impératifs absolus en termes de productivité ? Si c'était le cas, elles n'auraient aucun caractère discriminatoire. Ou bien constituent-elles avant tout un moyen déguisé d'éliminer les femmes ? Elles seraient alors sans ambiguïté discriminatoires. Plus vraisemblablement, elles résultent d'une situation intermédiaire, provenant à la fois de l'héritage du monde du travail passé, exclusivement masculin dans les postes à responsabilité, et à la fois sans doute d'un manque de volonté ou de moyens (à cause des coûts d'ajustements) pour ce qui est d'adapter un certain nombre de contraintes d'emploi aux préférences des femmes sans réduire l'efficacité du travail.

L'origine de la situation différenciée des hommes et des femmes sur le marché du travail actuel est d'autant plus délicate à cerner que des interdépendances peuvent exister entre pratiques discriminatoires et formation des préférences. Prenons l'exemple des disparités dans la répartition des emplois. En particulier, moins d'un tiers des cadres sont de sexe féminin<sup>3</sup>. Deux arguments *a priori* complètement opposés peuvent être avancés pour expliquer ce phénomène : 1) les employeurs appliqueraient une forme de ségrégation en fermant ces postes aux candidatures féminines ; ou 2) par choix personnels ou moindre

---

<sup>3</sup>Ce chiffre a été calculé à partir de l'enquête *Emploi 1997* de l'INSEE.

ambition, les femmes ne rechercheraient pas ce type d'emplois. Même si on considère que l'explication en termes de discrimination serait à privilégier, on peut se demander si de telles pratiques chez les employeurs ne seraient pas une réponse rationnelle aux préférences féminines. Ne serait-ce pas parce que les employeurs observent que les femmes, en moyenne, interrompent plus fréquemment leur carrière, qu'ils ont tendance à les embaucher dans des emplois à moindres responsabilités où les coûts pour les remplacer et former leurs remplaçants sont plus faibles? Mais ne-serait-ce pas alors initialement l'aversion des employeurs pour les femmes, limitant les perspectives de carrière et le niveau de rémunération de ces dernières, qui les a encouragées à s'impliquer davantage dans la production domestique et à être plus susceptibles de se retirer du marché du travail?<sup>4</sup>

C'est pourquoi, le débat continue encore aujourd'hui sur la véritable proportion des disparités professionnelles à attribuer à la discrimination et les désaccords sont encore vifs sur la nécessité ou non de mettre en place des actions positives pour favoriser les femmes et si oui, quel type d'actions.

Deux raisons principales nous ont ainsi motivée à traiter du sujet des différences de salaire et de carrière entre hommes et femmes. Premièrement, comme nous venons de le voir, il conserve tout de son actualité et beaucoup de questions restent en suspens. Deuxièmement, les écarts salariaux entre sexes ou races est un sujet récurrent en économie du travail et la littérature est très féconde sur ce thème. Nous y retrouvons le clivage entre discrimination et préférences dans les modélisations des différences hommes/femmes. En particulier, les théories qui expliquent les écarts de salaire par des critères objectifs (diplôme, stabilité dans l'emploi) s'opposent à celles mettant en avant la discrimination et les préjugés des employeurs.

La démarche de cette thèse a été de se baser sur des modèles de théorie économique afin de comprendre les origines et la persistance des disparités professionnelles entre sexes. Plus précisément, nous nous sommes concentrée sur les théories du capital humain, de l'appariement et de la discrimination statistique. Même si nous avons bien conscience que

---

<sup>4</sup>De manière anecdotique, on peut trouver un parallèle entre cette opposition discrimination/préférences et le problème de l'origine entre l'œuf et la poule. D'où d'ailleurs le titre de l'article de Gronau (1988) : « Sex-Related Wage Differentials and Women's Interrupted Careers - the Chicken or the Egg ? ».

des processus de négociation au sein des ménages peuvent avoir une forte influence sur les choix de carrière, nous ne traiterons pas directement de la question, qui exigerait d'intégrer une théorie du ménage et de la division du travail au sein de celui-ci et qui nécessiterait de tenir compte des effets de discrimination dans l'apprentissage des rôles sexuels. Par ses propres développements, le thème des modèles de choix collectifs constitue à lui tout seul le travail d'une thèse<sup>5</sup>. Quant aux rôles sociaux attribués aux deux sexes qui agissent sur la formation des préférences, l'analyse économique à des difficultés à rendre compte de ce type de mécanismes et les considère comme des données, ce que nous ferons aussi dans la suite. Le problème de la spécialisation sexuelle des tâches ne sera toutefois pas totalement écarté de notre champ d'étude dans la mesure où il peut exister des interactions réciproques avec certaines formes de discrimination – discrimination statistique notamment.

Le but ultime de cette thèse est de déterminer les politiques qui seraient les plus efficaces pour combattre les inégalités hommes/femmes. Pour ce faire, notre thèse va s'intéresser à ce sujet d'un point de vue non seulement théorique mais aussi empirique. Elle se propose de :

1. faire un tour d'horizon des différences entre sexes persistant sur le marché du travail,
2. recenser les théories qui peuvent les expliquer et y apporter une modeste contribution, plus adaptée à la situation actuelle,
3. caractériser empiriquement les déterminants des différences de trajectoires professionnelles.

Nous allons successivement détailler ces trois points en présentant le plan de notre thèse.

Notre premier chapitre fait un état des lieux des différences professionnelles entre hommes et femmes, chiffres à l'appui en se basant sur les données de l'*Enquête Emploi 1997* et de son complément l'*Enquête Jeunes-Carrières 1997* de l'INSEE. Nous décrivons la situation actuelle des femmes sur le marché du travail en insistant sur les particularités de carrières des femmes par rapport à celles des hommes. En particulier, il ressort qu'à leur entrée dans la vie active, les femmes sont confrontées à une insertion plus difficile et plus précaire. Or ces difficultés d'insertion sont ensuite accentuées par des écarts en matière de

---

<sup>5</sup>Voir les articles récents de Chiappori, Fortin & Lacroix (2002), Moreau (2000).

promotion et de formation professionnelle, deux éléments clés dans la progression dans les carrières. Enfin, les femmes doivent composer avec la charge domestique qui leur est traditionnellement impartie. Les femmes ont des carrières plus discontinues que les hommes car elles sont nombreuses à interrompre temporairement leur vie professionnelle pour s'occuper de leurs enfants.

Une fois cet état des lieux réalisé, notre problématique a été de trouver des fondements théoriques à ces disparités persistantes. Notre deuxième chapitre recense la contribution de la théorie économique dans la compréhension à la fois des causes de la répartition différenciée des emplois et des écarts de salaire entre sexes. Cette revue de la littérature met l'accent sur la validité empirique des théories présentées et en particulier leur pertinence vis-à-vis des faits stylisés du premier chapitre. Entre autres, les trois théories principales (théorie du capital humain, discrimination par goût et discrimination statistique) sont précisément détaillées. Mais d'un point de vue critique, nous montrons que la théorie du capital humain est incapable d'expliquer à elle seule l'écart de salaire entre sexes et les modèles initiaux de discrimination statistique [Phelps (1972), Aigner & Cain (1977)] et de discrimination pure par goût [Becker (1957), Arrow (1973), Bergmann (1971)] sont peu convaincants dans leur explication de la présence et de la pérennité des écarts salariaux hommes/femmes. Toutefois ces approches ont été développées dans diverses directions pour permettre de modifier un certain nombre de résultats, peu satisfaisants, tels que la disparition à terme des différences salariales ou occupationnelles pour les théories reposant sur les préférences discriminatoires, ou l'égalité des salaires moyens pour la discrimination statistique. Ces modèles de la « deuxième génération », qui font intervenir des coûts d'ajustements reliés, en particulier, au processus de recherche d'emploi ou un contexte informationnel plus compliqué, sont plus cohérents avec les différences observées sur le marché du travail.

Cependant, les modèles récents de discrimination par goût n'offrent qu'un éclairage limité sur la compréhension des écarts de rémunérations entre sexes puisqu'ils les expliquent par l'existence de préférences discriminatoires sans justifier l'origine de tels préjugés. En revanche, la théorie de la discrimination statistique est à notre sens la plus convaincante car les comportements discriminatoires des employeurs sont fondés sur des observations empiriques comme la moindre stabilité des femmes sur le marché du travail. Néanmoins, le problème de ces derniers modèles est qu'ils sont pour la plupart statiques et qu'ils

négligent les apports des théories du capital humain et de l'appariement, à notre avis plus intéressants.

C'est pourquoi, nous avons développé deux modèles originaux de discrimination statistique (chapitres 3 et 4) qui essaient de combler certaines de ces lacunes. Le premier qui se concentre sur les débuts de carrière, est un modèle dynamique de discrimination statistique fondé sur les principes de la théorie de l'appariement où la mobilité professionnelle joue un rôle essentiel. D'une part, il reprend l'hypothèse de base de Phelps (1972) selon laquelle les employeurs sont incapables de connaître avec exactitude la productivité individuelle de chaque salarié et les signaux imparfaits dont ils disposent pour l'estimer (tests d'embauche, diplômes, etc) sont moins fiables pour les femmes que pour les hommes. Selon ces fondements, les employeurs vont moins tenir compte du signal de productivité individuelle dans la détermination des salaires féminins à cause de leur manque de fiabilité. D'autre part, notre modèle intègre les concepts de la théorie de l'appariement, notamment en postulant que la productivité des salariés dépend de la qualité de leur appariement. L'idée sous-jacente de notre modélisation est que comme les compétences des femmes sont moins bien évaluées par les employeurs, elles ont moins de chances que les hommes d'être bien appariées avec leur emploi. Leur productivité et donc leur salaire seront en moyenne plus faibles.

Notre modélisation présente deux caractéristiques importantes : son caractère dynamique et l'existence d'un phénomène de révélation de la productivité des salariés avec l'ancienneté dans l'emploi. Les liens entre discrimination, mobilité, ancienneté dans l'emploi et progression salariale peuvent ainsi être mis en évidence. L'avantage de notre modèle est d'offrir de nombreuses prédictions théoriques, testables empiriquement. Non seulement il conclut à l'apparition d'écart salariaux entre hommes et femmes dès les premières années de vie active, mais il traite aussi des différences de rentabilité de l'ancienneté, de l'expérience professionnelle et de la mobilité pouvant exister entre sexes.

Afin de connaître sa pertinence, nous avons testé ses prédictions en utilisant les données françaises de l'*Enquête Jeunes-Carières 1997*. Nous complétons ainsi les rares investigations empiriques concernant les modèles de discrimination statistique, notamment sur les écarts hommes/femmes. Du point de vue de la méthodologie économétrique, des équations

de salaires tenant compte de l'endogénéité de la mobilité sont estimées.

Néanmoins, la portée de ce premier modèle ne peut se limiter qu'à l'explication des différences hommes/femmes durant les premières années de vie active car il néglige la question de l'attachement au marché du travail, qui devient cruciale pour des populations plus âgées. Pour traiter des différences entre sexes après dix ou quinze ans de carrière, il est indispensable de modéliser les retraits du marché du travail et les décisions d'investissement en capital humain.

En conséquence, un deuxième modèle théorique, qui tente d'expliquer plus généralement l'évolution différenciée des carrières hommes/femmes et l'accroissement des écarts de salaires entre ceux-ci a été construit. Il s'inspire des modèles de capital humain spécifique et de l'approche de la discrimination statistique, de nouveau dans un cadre dynamique. Comme précédemment, l'hypothèse standard de Phelps (1972) de signaux de productivité moins fiables pour les femmes que pour les hommes est reprise. En outre, à l'image des modèles traditionnels de capital humain [Mincer & Polachek (1974)], nous supposons que chaque salarié a la possibilité d'effectuer des formations professionnelles en entreprise et qu'il s'y impliquera plus ou moins selon son attachement au marché du travail. Or, conformément aux observations empiriques, on postule que les femmes ont plus de demandes pour l'utilisation de leur temps en dehors du marché du travail que les hommes et sont donc plus susceptibles d'avoir des carrières discontinues ou tout du moins un moindre engagement dans l'activité rémunérée. Dans notre modélisation, où les investissements en capital humain spécifique sont sur deux périodes, avec détermination endogène des salaires et du montant de l'investissement, le moindre attachement au marché du travail et la plus grande difficulté des entreprises à mesurer leur productivité vont être à l'origine des différences entre sexes. Ce modèle a aussi l'avantage de faire le lien entre attachement au marché du travail, formation en entreprise, promotion et progression salariale.

Intuitivement, l'argumentaire de notre modèle est le suivant : du fait de l'asymétrie d'information entre entreprises et employés, d'une part, et d'une différence entre hommes et femmes perçue par les employeurs, d'autre part, les rendements anticipés de la formation diffèrent entre sexes. Les employeurs ont, en effet, de plus grandes difficultés à repérer les compétences des femmes et à mesurer leur productivité ; ainsi les investissements en capital

humain spécifique de ces dernières ont moins de chances d'être reconnus et récompensés par les employeurs. En conséquence, les femmes ont moins d'incitations à investir dans la formation sur le tas, qui a comme but l'augmentation de leur signal de productivité dans l'espoir d'une meilleure rémunération. Ces différences d'investissement en capital humain mènent finalement à des écarts dans les productivités moyennes et à des écarts de salaires qui se creusent au fur et à mesure du déroulement des carrières.

Même si ce deuxième modèle aboutit à des prédictions qui semble conformes aux faits stylisés observés empiriquement, il n'a pas fait l'objet d'une validation économétrique rigoureuse faute d'informations précises sur la formation en entreprise dans les données de l'*Enquête Emploi 1997* et l'*Enquête Jeunes-Carrières 1997*.

Dans le cinquième chapitre, nous complétons nos modélisations théoriques sur les débuts et déroulements de carrière en utilisant des modèles économétriques à forme réduite. Cette étude empirique enrichit les résultats sur les premières années de vie active obtenus au troisième chapitre, en modélisant les transitions des jeunes sur le marché du travail depuis leur sortie du système scolaire, à l'aide de processus markoviens en temps discret. Notre objectif est double : savoir si les plus grandes difficultés d'insertion des jeunes femmes, comparativement aux jeunes hommes sont à relier à des différences de capital humain ou à une forme de discrimination statistique, et mettre en parallèle la dynamique des carrières avec celle des historiques familiaux.

Notre estimation d'un modèle logit multinomial dynamique à effets aléatoires, permet d'identifier les facteurs les plus pénalisants en termes d'insertion. En particulier, nous pouvons savoir si ce sont des caractéristiques individuelles prédéterminées telles que les variables de capital humain ou la situation familiale qui expliquent principalement les difficultés d'insertion, ou si c'est le passé proche de l'individu, comme par exemple la répétition d'épisodes de chômage et d'emplois précaires, qui agit comme un mauvais signal auprès des employeurs. Il s'agira alors de voir si les facteurs handicapant l'insertion des jeunes diffèrent entre sexes.

Mais à partir de notre modélisation des trajectoires, nous pouvons aussi évaluer l'efficacité des mesures d'insertion des jeunes, subventionnées par les pouvoirs publics. Notamment nous nous sommes demandée si le passage par un tel programme gouvernemental (stages

de formation professionnelle, contrats aidés) favorisait l'accès à un emploi stable et si ces mesures pourraient être utilisées pour réduire les inégalités professionnelles entre sexes.

En conclusion de cette thèse, nous suggérons justement quelques propositions de politiques économiques qui pourraient réduire efficacement les inégalités professionnelles entre hommes et femmes.

## CHAPITRE 1

---

### Les inégalités hommes/femmes persistent dans le monde du travail : un aperçu en chiffres

---

Au cours des dernières décennies, l'activité féminine n'a cessé d'augmenter [Gauvin & Silvera (1994), Maruani (2000*a*, 2000*b*), Battagliola (2000), Djider (2002)]. Le taux d'activité des femmes de 25 à 49 ans est passé de moins de 60% en 1975 à 80% en 2001<sup>1</sup>. L'explication la plus souvent avancée pour ce phénomène est que les femmes interrompent moins leur activité professionnelle pour élever leurs jeunes enfants [Blanchet (1992), Blanchet & Pennec (1996)]. En 2001, 80% des femmes vivant en couple et ayant un ou deux enfants étaient actives, contre 70% en 1990. Néanmoins, leur taux d'activité reste décroissant avec le nombre d'enfants. A partir de trois enfants ayant tous au moins trois ans, l'activité féminine baisse (64%) et le temps partiel augmente : en 2001, 30% de ces femmes travaillaient à temps complet, 26% à temps partiel et 8,4% étaient au chômage<sup>2</sup>. D'ailleurs, les retraits d'activités liés à l'extension de l'allocation parentale d'éducation (APE) au deuxième enfant en 1994 ont montré la fragilité de la participation de certaines femmes au marché du travail [Maruani (2000*a*)]. En trois ans, le nombre de bénéficiaires a triplé pour atteindre un peu plus de 500 000 en juin 1997. Le taux d'activité des mères de deux enfants dont le plus jeune a moins de trois ans est passé de 69% à 53% après plusieurs

---

<sup>1</sup>Chiffre cité par Djider (2002) et issu de l'enquête *Emploi 2001*.

<sup>2</sup>Chiffres cités par Djider (2002) et issus de l'enquête *Emploi 2001*.

années d'augmentation [Afsa (1998)].

La France semble être encore empreinte d'une forte spécialisation sexuelle des tâches. Les Françaises vivant en couple, consacraient durant les années 1990, toujours plus de temps aux activités domestiques et parentales et moins de temps aux activités professionnelles que leurs homologues masculins. Cet écart reste particulièrement sensible avec un différentiel d'environ 10 heures par semaine [Anxo, Flood & Kocoglu (2002)]. La part relative des femmes dans l'activité domestique globale du ménage s'élève à plus de 70%<sup>3</sup>. Cependant, ces disparités hommes/femmes dans la répartition sexuelle du travail se sont réduites entre les décennies quatre-vingts et quatre-vingt-dix. Durant les dix dernières années, on a pu noter un accroissement de la part relative des hommes dans les activités domestiques, parallèlement à l'augmentation du taux d'activité des femmes. Le recul du modèle traditionnel masculin où l'homme est le seul actif, en consolidant la position de négociation des femmes dans les parcours d'allocation du temps, explique ces changements de comportements. Néanmoins, ces évolutions vers une répartition égalitaire du travail et des charges domestiques entre sexes sont modestes. Le vrai dilemme des femmes, aujourd'hui, est de concilier vie professionnelle et vie familiale.

Leur situation différenciée sur le marché du travail par rapport aux hommes reflète en partie le fait qu'elles doivent assumer cette double responsabilité. Par exemple, beaucoup de femmes choisissent d'avoir recours au temps partiel afin d'adapter leur nombre d'heures travaillées à leurs charges familiales. Cependant, toutes les disparités professionnelles entre sexes ne semblent pouvoir se résumer à des différences de préférences ou à la répartition inégalitaire de l'activité domestique. En effet, comment expliquer alors la plus grande difficulté des jeunes femmes, comparativement aux jeunes hommes, lors de leur première insertion dans le monde du travail à un âge où les charges familiales ne sont pas prépondérantes voire inexistantes ? On peut se demander si les employeurs, par purs préjugés ou par anticipation des charges traditionnellement imparties aux femmes, ne pratiquent pas une certaine forme de discrimination.

Avant de déterminer les origines des différences professionnelles entre hommes et femmes, il nous faut d'abord en faire un inventaire détaillé afin de mieux connaître leur nature. Grâce

<sup>3</sup>Anxo et al. (2002) trouvent ce pourcentage à partir de l'enquête *Emplois du temps 1999*.

à l'enquête de 1997 sur l'emploi de l'INSEE (*Emploi 1997*) et à son complément, l'*Enquête Jeunes-Carières*, nous allons dresser un état des lieux de la situation des femmes dans le monde du travail<sup>4</sup>. A la section 1, nous discuterons rapidement de la place actuelle des femmes sur le marché du travail tout en montrant sa spécificité par rapport à celle des hommes. La section 2 met, elle, en relief les particularités des trajectoires des femmes. En particulier, nous verrons comment évoluent les différences professionnelles entre sexes au fur et à mesure des déroulements des carrières.

## **1 La situation des femmes sur le marché du travail**

La participation des femmes au marché du travail a considérablement augmenté mais sous des formes spécifiques par rapport à celle des hommes. Comme nous allons le voir successivement, les femmes sont plus souvent à temps partiel (section 1.1); elles sont embauchées dans des branches d'activité et de professions très distinctes de celles des hommes (section 1.2), ce qui s'explique en partie par la spécialisation de leur formation scolaire et la moindre valorisation de leur diplôme (section 1.3). Enfin, elles gagnent en moyenne des salaires plus faibles que leurs homologues masculins (section 1.4).

Certaines différences semblent être le fruit non seulement de l'adaptation d'un certain nombre de contraintes d'emploi aux préférences des femmes mais aussi de comportements discriminatoires de la part des employeurs et de leurs représentations stéréotypées du modèle féminin d'activité.

### **1.1 L'importance du temps partiel : choix ou contrainte ?**

La progression de l'activité des femmes sur le marché du travail est d'autant plus spectaculaire que ce sont elles qui continuent, en règle générale, d'assurer l'entretien du foyer, l'éducation des enfants et autres tâches courantes. Selon Glaude (1999)<sup>5</sup>, près de 80% de la production domestique de base (courses, cuisine, vaisselle, lessive, soins matériels aux

---

<sup>4</sup>Nos commentaires seront essentiellement basés sur les données de cette enquête même s'il existe des enquêtes *Emploi* plus récentes car les travaux empiriques des autres chapitres y font référence. C'est ainsi un moyen de présenter les données qui seront utilisées ultérieurement.

<sup>5</sup>Les résultats de Glaude (1999) sont issus de l'enquête « Emplois du temps » de 1998.

enfants, etc) serait assumé par les femmes. On considère que cela représente en moyenne trois heures et demie par jour, qui s'ajoutent aux heures de travail. Par ailleurs, cette part relative des tâches assumées par la conjointe au sein du couple augmente avec le nombre d'enfants. Plus précisément, le travail domestique féminin s'accroît de plus d'une heure (en moyenne par jour) dès que la famille comporte des enfants.

Au vu de cette répartition des tâches domestiques, il n'est pas étonnant que certaines femmes choisissent de renoncer au monde du travail rémunéré et que celles qui décident d'y entrer aient des volumes horaires plus faibles que les hommes.

En 1997, l'horaire de travail hebdomadaire habituel s'élevait en moyenne à 40,7 heures pour les hommes contre 34,1 pour les femmes<sup>6</sup>. Cet écart s'explique essentiellement par une prédominance du temps partiel chez les femmes. Plus concrètement, 5,2% des hommes travaillaient à temps partiel en 1997 contre 32,3% des femmes<sup>7</sup>.

Toutefois, la notion de temps complet ne recouvre pas la même durée de travail pour les hommes et les femmes : même à temps complet, ces dernières travaillent en moyenne deux heures de moins par semaine (39,3 heures hebdomadaires contre 41,8 pour les hommes) et 70% des personnes travaillant 40 heures ou plus sont du sexe masculin. Fermanian & Lagarde (1998) ont mis en évidence des résultats similaires en étudiant les horaires de travail des couples d'actifs. Ils trouvent que dans 65% des cas, la durée de travail de la femme est inférieure à celle de l'homme et que, lorsque les deux conjoints font partie de la même catégorie socioprofessionnelle, les femmes travaillent en moyenne six heures de moins que les hommes.

Le temps partiel est une modalité de travail particulièrement prisée par les femmes pour favoriser la conciliation entre une vie familiale très exigeante et le travail. Pour un grand nombre de femmes travaillant à temps partiel, cette situation répond à leurs attentes.

---

<sup>6</sup>Cette moyenne horaire est calculée sur les individus, déclarant dans l'enquête *Emploi 1997*, des horaires réguliers. Si on considère le nombre d'heures réellement accomplies la semaine précédant l'enquête pour l'ensemble des salariés, les moyennes horaires hebdomadaires tombent respectivement à 39,0 heures pour les hommes et à 30,5 heures pour les femmes.

<sup>7</sup>D'ailleurs, en France, les femmes sont de plus en plus nombreuses à travailler à temps partiel. De 1982 à 1998, la proportion des actives à temps partiel est passée de 19% à 32%. [Bourreau-Dubois, Guillot & Jankeliowitch-Laval (2001)] .

Nous pouvons vérifier, en examinant les raisons pour lesquelles la personne n'occupe pas un travail à temps complet, que ces différences entre sexes dans l'activité à temps partiel sont bien liées à la répartition des tâches au sein des ménages.

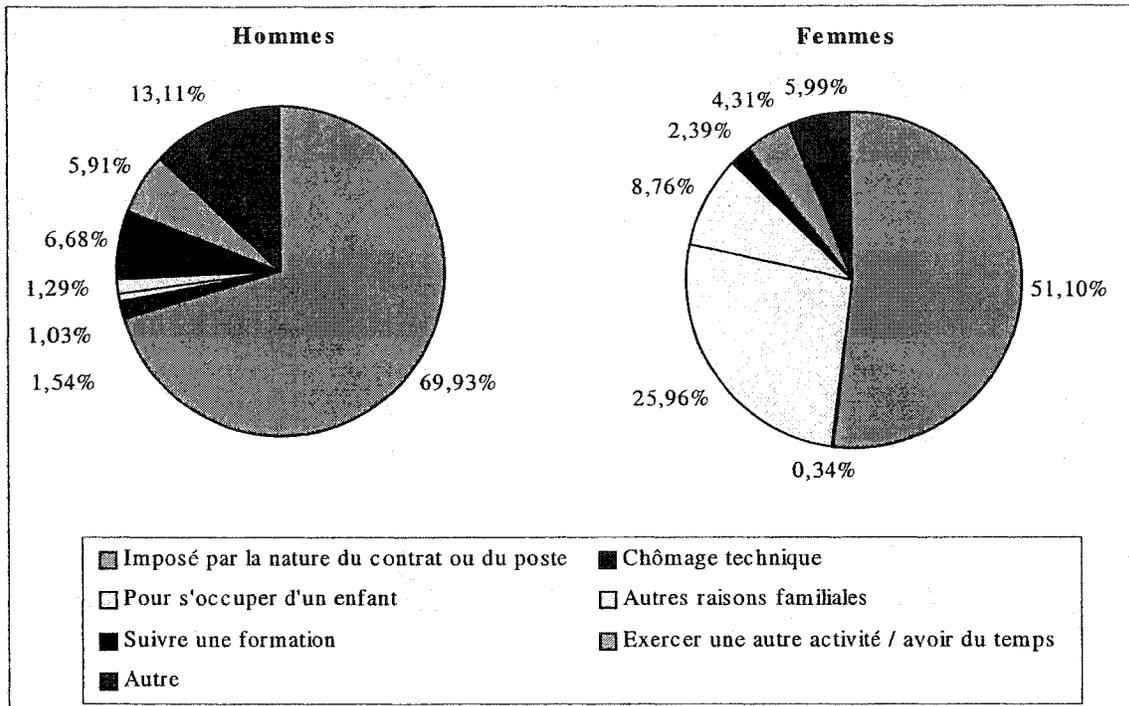


FIGURE 1.1: RAISONS POUR LESQUELLES UNE PERSONNE EST À TEMPS PARTIEL

La figure 1.1 montre que plus du tiers des femmes à temps partiel évoquent des raisons familiales pour expliquer leur statut. Plus de 25% des femmes à temps partiel le sont pour s'occuper d'un enfant contre seulement 1% des hommes. Lorsque les salariés masculins choisissent d'être à temps partiel, c'est souvent pour se former alors que pour les femmes, c'est avant tout un moyen de ne pas renoncer à la vie de famille.

Le nombre d'enfants exerce une influence qui n'est pas surprenante : seulement 27% des femmes qui n'ont pas d'enfants travaillent à temps partiel alors que c'est le cas de 39% de celles qui en ont deux. 51% des femmes actives occupées qui ont trois enfants sont à temps partiel. En revanche, la présence d'enfants n'exerce aucune influence sensible sur l'activité de leur conjoint.

	HOMMES	FEMMES
Pas d'enfant	40,17	36,01
1 enfant	41,34	34,83
2 enfants	41,99	34,33
3 enfants	41,76	30,92
4 enfants et plus	41,46	29,81

Source : calculs effectués à partir de l'enquête *Emploi 1997*

TABLEAU 1.1: HEURES DE TRAVAIL HEBDOMADAIRES POUR LES 25-49 ANS

Par ailleurs, nous remarquons, à partir du tableau 1.1 que plus un ménage compte d'enfants, plus la mère a tendance à avoir recours au temps partiel et plus sa durée de travail se réduit. La présence d'enfants fait baisser le temps de travail des actives de plus d'une heure par semaine pour un enfant à plus de 6 heures pour quatre enfants et plus. En revanche, l'homme aurait tendance à compenser ce manque à gagner en augmentant légèrement son engagement professionnel.

Ces premières observations sur l'activité confirment que la spécialisation des rôles au sein des couples est toujours d'actualité; l'homme semble toujours assurer son rôle traditionnel de « gagne-pain » et la charge de la conciliation « vie professionnelle - vie familiale » repose sur la femme. Cette répartition est encore plus marquée en présence d'enfants. En ce qui concerne l'activité professionnelle, l'obstacle principal à l'établissement effectif de l'égalité entre les hommes et les femmes semble résider dans la rémanence d'attitudes et de mentalités qui tendent à cantonner les femmes dans certaines fonctions et à considérer certaines tâches comme leur incombant. Mais il n'en reste pas moins que le recours au temps partiel est alors choisi dans le sens où le nombre d'heures travaillées correspond au volume horaire que les femmes souhaitent offrir compte tenu de leur taux de salaire, des revenus de leur conjoint éventuel et de leurs charges familiales.

Néanmoins, pour plus d'un tiers des femmes, le temps partiel est subi et correspond à un rationnement des emplois à temps plein et/ou de temps partiels longs : 44% des femmes à temps partiel souhaitent travailler davantage. Cette situation de sous-emploi est plus marquée chez les femmes que chez les hommes : le temps partiel contraint représentait 14,1% de l'emploi féminin en mars 1997 contre seulement 3,3% de l'emploi masculin<sup>8</sup>. Or,

<sup>8</sup>Certes, la figure 1.1 laisse entendre — et à juste titre —, que le temps partiel est plus fréquemment imposé chez les hommes. D'ailleurs, parmi les personnes travaillant à temps partiel, 68% des hommes

le temps partiel subi est souvent associé à des conditions de travail contraignantes et des horaires irréguliers et atypiques (travail le samedi et le dimanche) [Galtier (1999)], ce qui empêche le plus souvent le cumul avec un autre emploi et ce qui fait perdre le bénéfice personnel du temps partiel.

Il apparaît donc un clivage entre les femmes elles-mêmes. Les femmes souhaitant travailler davantage présentent des caractéristiques différentes de celles qui sont satisfaites de leur durée de travail. Leur position sur le marché est en moyenne moins favorable : salaire mensuel plus faible, moindre ancienneté dans l'établissement, emploi temporaire plus fréquent. En outre, chez les femmes ayant choisi le temps partiel pour des raisons familiales, leur durée hebdomadaire de travail est très souvent supérieure ou égale à 30 heures, ce qui correspond sans doute à un temps partiel « scolaire », certaines d'entre elles se réservant le mercredi pour s'occuper de leurs enfants. Par conséquent, si le temps partiel est un moyen pour de nombreuses femmes de concilier vie professionnelle et vie familiale, il peut aussi être vécu comme une forme d'emploi dégradée, occupée faute de mieux. D'ailleurs, l'augmentation du chômage féminin avec le nombre d'enfants serait une preuve que le contexte socio-économique ne favorise pas toujours l'articulation entre la double responsabilité des femmes. Il faut dire que l'activité féminine se concentre sur un nombre réduit de métiers, ce qui peut limiter les opportunités d'embauche et d'adaptation des horaires.

## 1.2 Partition des emplois selon le sexe

De manière générale, les hommes et les femmes sont cantonnés dans des branches d'activité et des professions très distinctes et ont des accès inégaux aux différentes positions professionnelles.

---

déclarent vouloir travailler davantage alors que ce pourcentage n'est que de 44% pour les femmes. Plus précisément, 62,1% des hommes à temps partiel déclarent vouloir travailler à temps plein et 5,5% vouloir travailler plus mais sans atteindre un temps complet. Ces chiffres sont respectivement de 33,9% et 10,3% chez les femmes. Toutefois, en termes d'effectifs, beaucoup plus de femmes sont confrontées à cette réalité. Il faut garder à l'esprit que le temps partiel chez les hommes est très marginal et que cette grande différence entre sexes dans les niveaux de temps partiel « écrase » l'écart inverse sur les taux de temps partiel contraint. Plus récemment, Djider (2002) trouvait à partir des données de l'enquête *Emploi 2001* que 8,5% des femmes occupaient un temps partiel alors qu'elles souhaitaient travailler davantage contre seulement 2% des hommes.

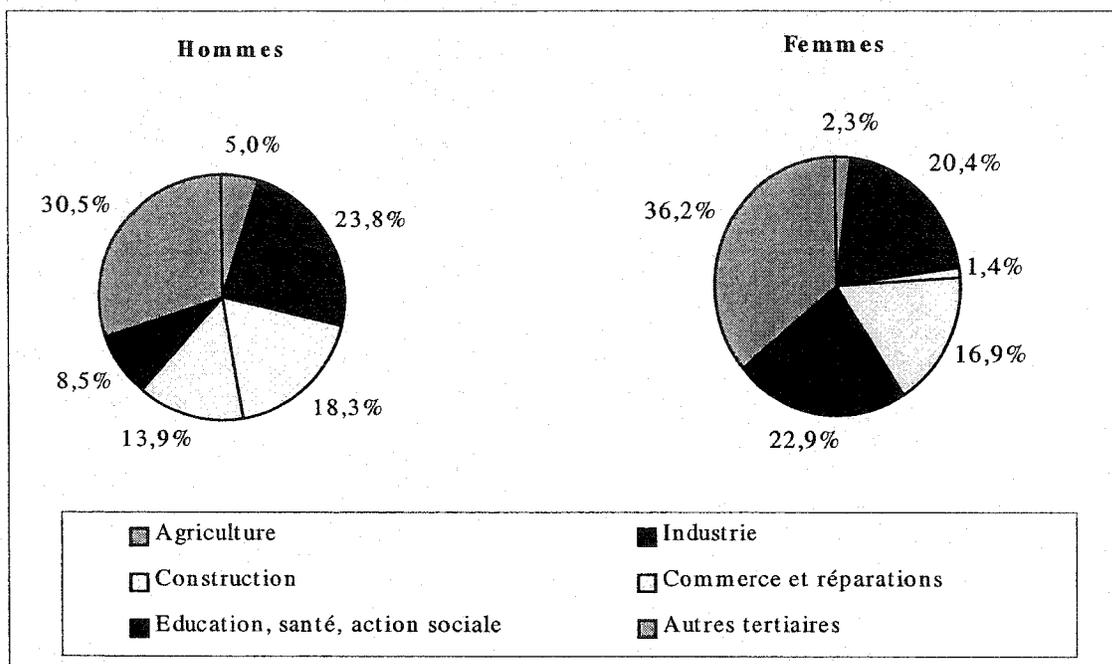


FIGURE 1.2: RÉPARTITION PAR ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE

A partir du graphique 1.2, nous constatons que la main d'œuvre féminine ne se distribue pas dans les mêmes proportions sur les mêmes secteurs que la main d'œuvre masculine. En 1997, plus de quatre femmes sur cinq travaillent dans le tertiaire (et un peu plus d'un homme sur deux). Les hommes, quant à eux, se concentrent de plus en plus dans l'agriculture, l'industrie et le bâtiment. Les femmes salariées se retrouvent non seulement dans des secteurs d'activité mais aussi dans des professions qui leur sont propres.

70% des actives étaient employées de bureau, de commerce, agents de services, aide soignante, gardienne d'enfants, institutrice, infirmière, assistante sociale pour seulement 21% des hommes. Les femmes se concentrent sur un nombre réduit d'emplois alors que les hommes ont un éventail plus large de métiers et donc des opportunités d'emplois plus importantes. 60% des femmes n'exercent que 35% des emplois existants. Le métier de secrétaire illustre à l'extrême la spécialisation des genres, avec 98% de femmes et 2% d'hommes.

Les femmes sont fortement représentées dans des métiers qui utilisent le temps partiel

	HOMMES	FEMMES
manceuvre ou ouvrier spécialisé	14,48%	7,25%
ouvrier qualifié	32,33%	4,69%
agent de maîtrise	5,69%	2,46%
technicien, VRP	9,48%	2,88%
instituteur, infirmier, assistante sociale	3,46%	9,28%
ingénieur ou cadre	10,84%	4,66%
professeur	3,18%	4,47%
employé de bureau, employé de commerce, agent de service, aide soignant(e), gardienne d'enfants	17,92%	61,52%

Source : calculs effectués à partir de l'enquête *Emploi 1997*

TABLEAU 1.2: RÉPARTITION PAR POSITION PROFESSIONNELLE

comme outil de flexibilité et qui exigent une disponibilité horaire très forte, comme les aides et soins à domicile, l'entretien ou le commerce. Elles sont souvent confrontées au travail de nuit et le week-end, à des amplitudes journalières importantes et à une irrégularité des horaires, ce qui peut avoir pour effet de désorganiser complètement le temps hors-travail et la vie familiale.

Toutefois, nous pouvons avoir une vision plus optimiste. Comme le souligne Majnoni d'Intignano (1999), elles sont aussi majoritaires dans le secteur tertiaire non marchand (59% en 1997) qui offre plus des deux tiers des emplois nouveaux (enseignement, médical et paramédical, culture et loisirs). En outre, les emplois féminins sont mieux protégés contre les licenciements conjoncturels que les emplois masculins du fait de leur prépondérance dans les services et l'administration, moins sensibles à la conjoncture que les emplois industriels. Indépendamment des branches d'activité, les femmes sont plus souvent salariées (à 95% contre 89% pour les hommes) et travaillent davantage pour le secteur public (31,2% contre 19,8% pour les hommes). La présence d'un chômage structurel élevé en France valorise ces positions par la sécurité d'emploi qu'elles comportent.

Les rares femmes chefs d'entreprises se concentrent aussi dans quelques secteurs « féminisés » tels que l'hôtellerie-restauration, la coiffure ou la santé<sup>9</sup>. Au contraire, les hommes qui sont à leur compte sont plutôt spécialisés dans l'agriculture et les métiers de la construction (maçons, peintres, charpentiers, etc). Nous retrouvons donc bien la même spécialisa-

<sup>9</sup> On note un fort pourcentage (plus de 10%) d'infirmières indépendantes parmi les femmes à leur compte.

tion des genres que celle des salariés. En outre, les femmes entrepreneurs sont à la tête d'entreprises de plus petite taille.

	HOMMES	FEMMES
0 salarié	66,3%	73,1%
1 à 2 salariés	17,0%	16,4%
2 ou 3 salariés	10,7%	7,9%
3 à 5 salariés	3,2%	1,3%
Plus de 5 salariés	2,9%	1,33%

Source : calculs effectués à partir de l'enquête *Emploi 1997*

TABLEAU 1.3: TAILLE DE L'ENTREPRISE DIRIGÉE PAR LES PERSONNES À LEUR COMPTE

La création d'entreprises chez les femmes ne suit pas en majorité un épisode d'emploi en tant que salarié. En effet, 17% des femmes se mettant à leur compte en 1997, étaient chômeuses un an auparavant, 25% d'entre elles étaient inactives. Ainsi, compte tenu de leurs difficultés à s'insérer sur le marché du travail, la création d'entreprise pourrait être, pour les femmes, une alternative importante pour sortir du chômage ou de l'inactivité<sup>10</sup>. De plus, il est à noter que le taux de survie des entreprises créées par une femme est supérieur à celles créées par un homme [Majnoni d'Intignano (1999)]. Mais revenons à l'activité salariale qui est majoritaire sur le marché du travail.

Les femmes sont presque à égalité avec les hommes dans certaines professions très qualifiées comme les avocats (42%), voire majoritaires parmi les professeurs agrégés du secondaire (52%), les instituteurs (86%), les bibliothécaires (78%) ou les interprètes (75%). Néanmoins des différences persistent dans l'accès aux postes de responsabilités supérieures. Moins d'un tiers des cadres sont de sexe féminin. Plus précisément, dans les entreprises privées, en 2001, les femmes représentaient 24% de l'encadrement, ce qui est toutefois une progression notable puisque dix ans auparavant leur part s'élevait à 19%.<sup>11</sup> Par ailleurs, même les femmes qui ont réussi à être cadres, sont engagées dans des carrières qui dérogent au modèle masculin. Elles occupent plutôt des postes fonctionnels (administration, communication) et des fonctions d'expertise technique (études, recherche) que des postes

<sup>10</sup>Ce résultat est aussi vrai pour les hommes : 28% des nouveaux chefs d'entreprise en 1997 étaient au chômage précédemment.

<sup>11</sup>Chiffres cités par Djider (2002).

d'encadrement et de décision<sup>12</sup>.

D'où une question fondamentale : les postes de cadre dirigeant restent-ils généralement fermés aux femmes ou ne les recherchent-elles pas ? Ces disparités dans les emplois occupés sont-elles majoritairement liées à une ségrégation et une discrimination de la part des employeurs ou à une moindre ambition des femmes ? Sans doute, la véritable explication est un mélange de ces deux comportements.

L'organisation du travail, compte tenu des charges domestiques et familiales qu'assument les femmes, oriente sûrement le choix du métier exercé et pèse sur leur volonté de postuler à des postes de responsabilité. En effet, les femmes peuvent se montrer plus hésitantes sachant que les structures organisationnelles de ces postes imposent un rythme de travail contraignant, des horaires lourds et de faibles possibilités de travail à temps partiel ou à horaires flexibles<sup>13</sup>. Le recours croissant à des horaires atypiques (travail avant 8 heures ou après 18 heures, durant le week-end ou avec des horaires irréguliers) pose de sérieuses difficultés aux mères de famille. De même, les horaires tardifs des cadres, particularité française, découragent de nombreuses femmes à être candidate à des postes de responsabilité. Les femmes semblent s'adapter à la nécessité de préserver l'articulation entre leurs deux vies (familiale et professionnelle) en choisissant des carrières où des avancements leur sont offerts sans sacrifier leur famille. Leur restriction à l'égard de la disponibilité expliquerait donc en partie le « plafond de verre » [Laufer & Fouquet (1998), Wirth (1998, 2001), Laufer (2000)].

Mais les employeurs pourraient décider de ne pas embaucher ou promouvoir des femmes dans les postes de cadres dirigeants à cause de leurs préjugés ou de ceux de leurs salariés masculins. En effet, il ne semble pas qu'en général les hommes éprouvent la moindre répugnance à exercer leur autorité sur des femmes ; en revanche, selon des études sociologiques et psychologiques, de nombreux travailleurs masculins préféreraient ne pas être placés sous

<sup>12</sup>En exemple, parmi les cadres féminins (resp. masculins), 1,5% (0,9%) sont chercheurs de la recherche publique, 6,6% (2,8%) sont chargés d'études économiques et commerciales, 4,1% (1,8%) s'occupent de l'organisation des services administratifs, 12,6% (6,2%) sont cadres administratifs, 2,6% (1,0%) s'occupent de la publicité et des relations publiques et 0,4% (0,7%) sont cadres d'état-major.

<sup>13</sup>Le pourcentage de femmes à temps partiel est de 15% pour les cadres, contre 22% pour les infirmières et assistante sociale, 39% pour les employées de bureau et 46% pour les manœuvres.

la direction de femmes<sup>14</sup>. Ces aversions pourraient motiver la mise en place d'une forme de ségrégation à l'encontre des femmes.

En résumé, le tertiaire demeure l'apanage des femmes et les clivages sexués des emplois perdurent. Les femmes sont, par exemple, encore peu nombreuses dans les métiers liés aux technologies de pointe. Cette situation renvoie, en amont, au fait que les jeunes femmes, si elles sont désormais au moins aussi nombreuses que les jeunes hommes à poursuivre des études supérieures, restent très minoritaires dans les filières scientifiques et technologiques, pour des raisons qui ne tiennent pas toutes, nécessairement ou immédiatement, à des pratiques discriminatoires.

### **1.3 Formation initiale et surqualification des femmes à l'embauche**

La forte progression de la participation des femmes au marché du travail correspond à la forte croissance de leur niveau de formation initial qui les incite de plus en plus à chercher à le « rentabiliser » sur le marché du travail. Toutefois, bien que leur réussite scolaire soit un atout incontestable, elles ignorent encore complètement certaines filières et elles ont tendance à moins bien valoriser leur diplôme. Les femmes doivent souvent se contenter d'un emploi pour lequel elles sont sur-qualifiées.

#### **1.3.1 Rattrapage scolaire et féminisation de certaines filières**

L'entrée massive des femmes sur le marché du travail trouve une de ses origines dans la scolarisation croissante des jeunes filles. Longtemps reléguées dans la société au statut de femme au foyer et à la production domestique, nombre d'entre elles n'éprouvaient pas le besoin de poursuivre des études et donc ne détenaient aucun diplôme. Aujourd'hui, les filles font désormais des études plus longues et réussissent mieux leurs examens [Glaude (1999), Djider (2002)]. Du point de vue des diplômes obtenus, les distributions des hommes et des femmes se ressemblent fortement [tableau 1.4].

Toutefois, les queues de la distribution des diplômes féminins sont plus épaisses. En 1997, les femmes étaient plus nombreuses à avoir un diplôme égal ou supérieur au bac-

<sup>14</sup>Voir par exemple, Cannings & Montmarquette (1991).

	HOMMES	FEMMES
Aucun Diplôme / BEPC	30,81%	35,11%
CAP, BEP	37,90%	27,02%
Bac	12,26%	15,08%
Bac+2	9,89%	13,65%
Diplôme supérieur	9,33%	9,14%

Source : calculs effectués à partir de l'enquête *Emploi 1997*

TABLEAU 1.4: DIPLÔME LE PLUS ÉLEVÉ OBTENU

calauréat (37,87% contre 31,48% pour les hommes), mais aussi à n'avoir aucun diplôme (35,4% contre 30,8%). A la rentrée 2000-2001, 37% des filles et 27% des garçons étaient dans l'enseignement supérieur<sup>15</sup>.

Cette répartition s'explique par un effet de génération. Les jeunes femmes sont aujourd'hui plus qualifiées que les garçons, contrairement à leurs aînées qui étaient beaucoup moins diplômées que les hommes de leur génération. Nous pouvons nous convaincre de ces disparités entre générations en nous reportant au tableau 1.5 qui retrace les distributions des diplômes des populations masculine et féminine en fonction de la date de sortie du système éducatif.

	1968-77		1978-87		1988-97	
	H	F	H	F	H	F
Aucun Diplôme	34,1%	39,6%	23,1%	23,2%	16,0%	14,7%
BEPC	6,7%	11,6%	6,6%	9,3%	5,9%	6,1%
CAP, BEP	43,1%	27,3%	41,0%	30,9%	28,9%	21,4%
Bac	24,0%	11,2%	10,3%	13,8%	18,5%	21,1%
Bac+2	4,8%	7,7%	8,7%	13,9%	16,4%	20,0%
Diplôme supérieur	2,8%	2,8%	10,3%	9,0%	14,4%	16,6%

Source : calculs réalisés à partir de l'enquête *Emploi 1997*

TABLEAU 1.5: ÉVOLUTION DE LA RÉPARTITION DES DIPLÔMES ENTRE SEXE

Nous remarquons que les deux principales caractéristiques de ces dernières décennies est l'élévation du niveau de qualification scolaire et universitaire pour les deux sexes et un rattrapage de leur retard pour les femmes. En moins de 30 ans, la proportion de non-diplômés a diminué de plus de la moitié. Cette réduction est surtout remarquable chez les

<sup>15</sup>Chiffres cités par Djider (2002).

femmes : 57% des non-diplômés sortant du système éducatif entre 1968 et 1977 étaient des femmes contre 48% pour ceux sortant entre 1988 et 1997. Dans le même intervalle, l'écart entre sexes des titulaires d'un Bac+2 ou d'un diplôme supérieur s'est accru à l'avantage des femmes (écart de 3 points en 1968-77 contre 6 points en 1988-97). Ainsi, les filles investissent désormais plus dans la formation initiale et obtiennent davantage de diplômes.

Cette meilleure réussite scolaire se traduit sur le plan professionnel par le fait que 28% des femmes actives détiennent un diplôme supérieur au baccalauréat contre 20% des hommes. Mais ces chiffres généraux sur la formation cachent des disparités au niveau des filières choisies. Elles apparaissent tant au moment du choix entre filière professionnelle et générale qu'au moment du choix de la série du baccalauréat. Les filles s'orientent plutôt vers les études juridiques, littéraires, pharmaceutiques ou commerciales alors que les garçons se tournent par choix ou sont orientés plus fréquemment vers les études scientifiques. De la même manière, les femmes sont peu présentes dans l'enseignement professionnel, de l'apprentissage aux grandes écoles scientifiques. Par exemple, à la rentrée 2000-2001, plus d'un tiers des garçons s'orientaient vers un BEP ou CAP, contre un quart des filles. Les garçons, plus souvent dotés d'un baccalauréat scientifique, s'orientent deux fois plus souvent que les filles vers les classes préparatoires aux grandes écoles. Lorsqu'ils proviennent des filières technologiques, près des deux tiers des garçons privilégient les filières à finalité professionnelle (IUT et STS), contre moins de la moitié des filles<sup>16</sup>. Ainsi, quand les femmes s'orientent vers des professions techniques, elles se tournent vers les filières scolaires et universitaires générales de préférence à la formation interne.

Ce clivage sexué des études explique en partie celui des emplois. Les femmes évitent les formations industrielles qui mènent aux métiers d'ouvriers pour leur préférer les formations commerciales ou générales qui mènent aux métiers de services où elles obtiennent les deux tiers des emplois créés. Il reste à savoir si « le choix » de filières est dicté par un phénomène de ségrégation sociale ou par une anticipation des femmes de leur destin le plus probable, celui de mère devant concilier vie professionnelle et vie familiale. Il y a de fortes chances qu'elles intériorisent, au moment de leur scolarité, leur future double vie ainsi que les attitudes potentiellement discriminatoires des employeurs à leur égard. L'ori-

---

<sup>16</sup> Chiffres cités par Djider (2002) et issus du ministère de l'éducation nationale pour la rentrée 2000-2001.

gine des différences hommes/femmes n'est pas évidente : les choix des deux groupes sont vraisemblablement fortement influencés par la reproduction des rôles sociaux attribués aux deux sexes, souvent légués par l'éducation des parents ; mais ils pourraient aussi sans doute s'expliquer par des différences d'ordre biologique.

L'orientation des filles vers des filières spécifiques peut aussi trouver son origine dans la moindre reconnaissance de leurs qualifications. Leur investissement réussi en termes de capital humain, ne les protège pas complètement du chômage et ne leur assure pas un accès identique aux différentes positions professionnelles.

### 1.3.2 Surqualification des femmes

A diplôme égal, les femmes occupent des emplois qui sont différents de ceux des hommes et se situent à des positions inférieures dans la hiérarchie des emplois [Forgeot & Gautié (1997)]. Parmi les titulaires d'un diplôme de 2ème et 3ème cycle universitaire ou d'une grande école, seulement 60% des femmes ont eu accès, en 1997, au statut de cadre contre 81% des hommes. A l'inverse, à positions et emplois identiques, les femmes ont un niveau d'éducation plus élevé que les hommes. Par exemple, regardons la répartition des diplômes pour les cadres masculins et féminins. Beaucoup plus d'hommes que de femmes deviennent cadres sans diplômes et à l'autre extrémité beaucoup plus de femmes ont un diplôme supérieur à un Bac+2.

	CADRES		EMPLOYÉS DE BANQUES		VENDEURS	
	HOMMES	FEMMES	HOMMES	FEMMES	HOMMES	FEMMES
Aucun Diplôme	3,1%	0,7%	8,5%	7,9%	18,8%	25,5%
BEPC	2,6%	2,2%	10,7%	10,6%	19,8%	12,9%
CAP, BEP	8,2%	3,7%	27,5%	30,5%	32,7%	37,1%
Bac	13,2%	13,3%	33,6%	26,2%	19,8%	14,3%
Bac+2	20,1%	15,9%	16,8%	19,7%	6,9%	7,8%
Diplôme supérieur	52,8%	64,2%	3,4%	5,1%	2,0%	2,4%

Source : calculs réalisés à partir de l'enquête *Emploi 1997*

TABLEAU 1.6: RÉPARTITION DES DIPLÔMES PAR SEXE POUR DIFFÉRENTES PROFESSIONS

Nous retrouvons cet écart de qualification entre sexes dans beaucoup de professions et pas uniquement celles à fortes responsabilités. Notamment, parmi les employés de banques

ou vendeurs, les femmes doivent davantage posséder des diplômes supérieurs au baccalauréat que les hommes. Ainsi, les femmes sont souvent sur-diplômées pour leurs emplois. La concentration dans certains métiers aiguise de surcroît la concurrence entre les femmes les plus diplômées prenant la place de celles qui ont une qualification correspondant normalement aux compétences requises pour le poste. D'ailleurs, ce sur-emploi s'est accentué au fil des années avec l'entrée progressive des femmes sur le marché du travail, mais est aussi perceptible chez les hommes. Dans les emplois peu qualifiés, les diplômées de l'enseignement professionnel court (BEP) ont été peu à peu évincées par celles qui ont obtenu un bac professionnel ; ces dernières l'ont été par des titulaires d'un Bac+2, voire même par des titulaires de diplômes supérieurs. Le diplôme devient donc de plus en plus discriminant et un clivage s'instaure entre celles qui ont un baccalauréat et les autres, ces dernières étant particulièrement touchées par le chômage et l'emploi partiel. Comme l'affirment Couppié & Fournier (1994), nous assistons à une bi-polarisation des situations sur le marché du travail entre les premières et les secondes.

Ce sur-emploi, plus accentué chez les femmes amène une question : les employeurs ont-ils des critères d'embauche plus restrictifs pour les salariés féminins ou bien est-ce qu'ils limitent ensuite la progression de leur carrière ? Nous tenterons de donner de premiers éléments de réponse en étudiant l'évolution des carrières en fonction du sexe dans la section 2. En tout cas, la poursuite de longues études qui représentent un investissement lourd pour les jeunes filles comme pour la société, serait sans doute mieux rentabilisée si les femmes n'étaient pas par la suite cantonnées à un nombre restreint de métiers et de postes. Cette surqualification des femmes tout comme la répartition des emplois entre sexes n'est pas sans conséquences sur les rémunérations.

#### **1.4 Des écarts de rémunération entre sexes**

Le principe d'égalité salariale postulant « à travail égal, salaire égal » semble dans son ensemble respecté : au sein d'une entreprise donnée, il est très rare que les salariés des deux sexes à compétences semblables (diplôme, expérience, ancienneté, etc) et embauchés sur des postes rigoureusement identiques soient rémunérés à des taux de salaire différents. Dans le cas contraire, la discrimination serait flagrante et les entreprises s'exposeraient au risque de fortes amendes en vertu des textes de loi français. Néanmoins, un écart entre

les salaires moyens hommes/femmes persiste. Cette différence semble en partie devoir être attribuée à la répartition des deux groupes dans les emplois (temps partiel, profession).

### 1.4.1 Différents écarts

Les inégalités de salaire constituent un des éléments les plus visibles et les plus relevés par les observateurs de la division sexuée du marché du travail. En 1997, pour l'ensemble des salariés, l'écart salarial était de l'ordre de 25% en faveur des hommes. Les femmes gagnaient en moyenne 6 842 francs nets par mois contre 9 038 francs nets pour les hommes. Cette différence moyenne s'explique par une très forte concentration des femmes dans les emplois à faibles rémunérations.

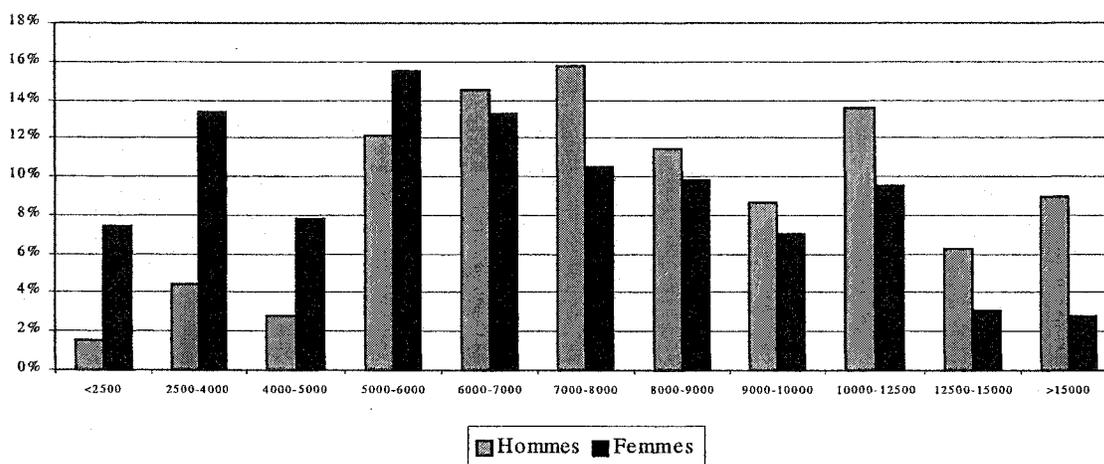


FIGURE 1.3: DISTRIBUTIONS DES SALAIRES MASCULINS ET FÉMININS

La distribution des salaires féminins est centrée vers la gauche par rapport à celle des salaires masculins. Le premier décile est de l'ordre de 2 600 francs pour les femmes contre 5 000 francs pour les hommes et les salaires médians pour ces deux groupes sont respectivement de 6 400 et 7 885 francs nets mensuels<sup>17</sup>. Plus concrètement, 82% des salariés qui, en 1997, percevaient moins de 2 500 francs mensuels, étaient des femmes. A l'inverse, 78% des salariés qui gagnaient plus de 15 000 francs par mois étaient des hommes.

<sup>17</sup>On note bien un décalage de la distribution des salaires des femmes vers la gauche par rapport à celles des hommes, mais l'écart interquartile de ces deux distributions est semblable (de l'ordre de 4 200 francs).

L'écart de salaire entre sexes apparaît donc important. Toutefois, nous ne pouvons pas, à partir de ces premières observations, accuser les employeurs de pratiquer une discrimination salariale. Cet écart s'explique en partie par trois facteurs objectifs : le capital humain, la structure des emplois et la situation familiale. Par exemple, les femmes sont beaucoup plus concentrées dans des emplois à temps partiel qui induit une « réduction normale » du salaire mensuel du fait du nombre d'heures de travail réduit. Il est alors difficile de comparer les revenus entre les genres car il faut raisonner « à travail égal ». Cela peut se faire seulement pour le travail à temps plein puisque le travail à temps partiel reste marginal chez les hommes alors qu'il constitue le tiers des emplois féminins. C'est pourquoi, nous allons compléter notre analyse des différences de salaire à partir des salariés à temps plein avant de revenir succinctement à l'effet du temps partiel sur les inégalités de rémunérations.

Lorsque l'on restreint l'analyse aux seuls salariés à temps complet, l'écart salarial tombe à 13,2%, prouvant bien que le temps partiel est un facteur prépondérant. Les hommes à temps plein gagnaient, en moyenne, 9 400 francs nets par mois alors que les femmes devaient se contenter de 8 110 francs. Djider (2002) trouve que dans le secteur privé et semi-public, en 2000, le salaire moyen net des femmes travaillant à temps complet était égal à 82% de celui perçu par les hommes, soit un chiffre très semblable au nôtre. Sans tenir compte des emplois à temps partiel, les femmes sont encore sur-représentées au bas de la hiérarchie des salaires.

En 1997, 10% des femmes salariées à temps complet gagnaient moins de 5 000 francs nets par mois contre 4% des hommes. Toutefois, la distribution des salaires féminins correspondant à temps complet est plus centrée sur celle des salaires masculins, comparée à celle de la figure 1.3. Le rapport interdécile des salaires féminins est égal à 1,46 pour 1,55 pour les salaires masculins.

En tout cas, même sur les seuls salariés à temps complet, des différences de rémunérations entre sexes persistent. Cependant, ces écarts ont eu tendance à diminuer au cours des dernières décennies [Benveniste & Lollivier (1988), Bayet & Demailly (1996), Rimbart & Sofer (1999) et Sandoral (1999)]. En particulier la revalorisation du salaire minimum a favorisé cette réduction car les femmes sont plus nombreuses que les hommes parmi les bas

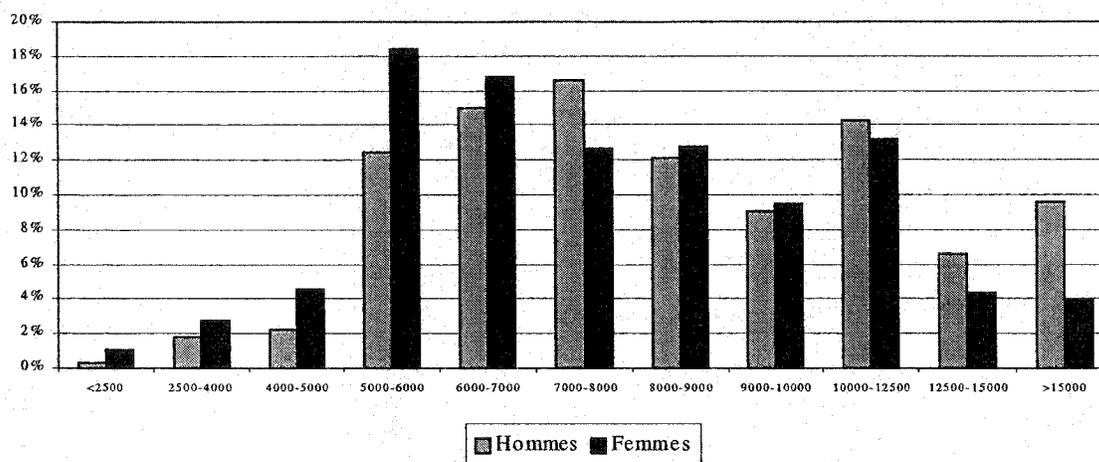


FIGURE 1.4: DISTRIBUTIONS DES RÉMUNÉRATIONS DES SALARIÉS À TEMPS PLEIN

salaires. Une partie des différences restantes est sans doute imputable au fait que la notion de temps plein ne recouvre pas la même durée de travail pour les hommes et les femmes. C'est pourquoi, il vaut mieux comparer leurs rémunérations sur une base horaire. En 1997, les femmes gagnaient, en moyenne, 53,11 francs de l'heure contre 56,56 pour les hommes. Ainsi, en tenant compte des heures travaillées, l'écart de rémunération entre sexes<sup>18</sup> se réduit à 6%. Les différences de durée hebdomadaire de travail jouent bien un rôle important.

#### 1.4.2 L'effet des emplois occupés

De nombreux autres facteurs peuvent être à l'origine de cet écart salarial moyen comme le soulignent Lhéritier (1992), Bayet (1996a) et Silvera (1996). Mais celui qui paraît le plus déterminant est la structure des emplois [Bayet & Demailly (1996), Silvera (1998)]. En effet, une partie de cet écart peut être attribuée aux différences de niveau de qualification des emplois occupés dont on a vu précédemment qu'il était en défaveur des femmes à même niveau de formation initiale. Les femmes étant moins nombreuses à accéder à des positions élevées dans la hiérarchie professionnelle, il n'est pas surprenant qu'elles aient des salaires moyens plus faibles. En outre, les emplois féminins sont concentrés dans le

<sup>18</sup>Cet écart n'est calculé que sur les salariés à temps plein, déclarant des horaires de travail hebdomadaire réguliers.

secteur des services et les emplois commerciaux ou d'employés, globalement bien moins rémunérateurs que les emplois industriels ou d'encadrement. Cependant, pour un même poste, les hommes bénéficient d'un avantage salarial. Par exemple, dans l'industrie, le secteur textile et de l'habillement, très féminisés, offre pour des postes « équivalents » des rémunérations inférieures à celles de la métallurgie. Selon Silvera (1998), lorsque l'on neutralise ces effets de structure d'emplois, les inégalités se réduisent de moitié.

	HOMMES	FEMMES	ÉCART
manceuvre ou ouvrier spéciliaté	38,59	36,12	6,40%
agent de maîtrise	64,67	60,06	7,12%
employé de bureau	49,25	45,70	7,20%
ingénieur ou cadre	96,00	86,53	9,86%
professeur	107,59	96,23	10,55%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Emploi 1997

TABLEAU 1.7: SALAIRE HORAIRE MOYEN PAR POSITION PROFESSIONNELLE

Quelle que soit la position professionnelle, les hommes perçoivent des salaires horaires, en moyenne, plus élevés. A poste identique, les écarts de salaire entre sexes varient de 6% pour les manœuvres et ouvriers à près de 11% pour les cadres et ils se creusent à mesure que les emplois deviennent qualifiés. Pour les cadres, la différence de salaire est particulièrement importante. Elle s'explique par la présence plus faible des femmes dans les catégories d'encadrement mais aussi par un effet de génération, ces postes étant en général occupés par des salariés relativement âgés alors que les femmes cadres sont plus jeunes. L'ensemble de ces disparités salariales semble d'autant plus inégalitaire que les femmes ont souvent un diplôme plus élevé que les hommes pour un même emploi.

La surqualification des femmes à l'embauche a des répercussions sur les rémunérations. Bien évidemment, à diplôme identique, les femmes sont moins rémunérées que les hommes (entre 3% et 17% selon la formation initiale). Or si l'on raisonne à catégorie professionnelle donnée, l'effet du diplôme universitaire sur le salaire (surtout le 1er cycle) devient plus élevé pour les femmes. Cependant, pour les cadres, titulaires d'un baccalauréat, l'écart salarial entre sexes est de l'ordre de 18%. Cette moindre valorisation des diplômes est aussi liée à des niveaux d'expérience professionnelle plus faibles chez les femmes dus à leurs interruptions de carrière.

	ENSEMBLE		EMPLOYÉS		CADRES	
	HOMMES	FEMMES	HOMMES	FEMMES	HOMMES	FEMMES
CAP, BEP	50,12	45,23	48,13	43,19	78,63	85,95
Bac général	61,95	52,57	52,20	48,49	96,27	78,62
BTS, DUT	67,17	55,90	50,40	48,75	94,40	82,84
1er cycle universitaire	74,13	71,90	52,33	57,13	76,97	84,46
2ème-3ème cycle universitaire	94,85	82,42	55,19	52,28	95,45	85,98
Grande école	104,10	94,03	51,37	60,22	107,81	100,47

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Emploi 1997

TABLEAU 1.8: SALAIRE HORAIRE MOYEN PAR DIPLÔMES ET PROFESSIONS

Selon nos premières constatations, la première grande source d'explication des différences de salaires ne résiderait pas dans les rémunérations elles-mêmes mais dans le mode d'accès à l'emploi des femmes. Ces dernières accomplissent rarement le même travail que les hommes. La ségrégation professionnelle explique ce résultat que ce soit une ségrégation horizontale – c'est-à-dire entre les secteurs d'activité – ou verticale – c'est-à-dire dans l'accès à des postes le long de la hiérarchie – au sein d'un même secteur. Du fait des obligations fixées par la loi sur l'égalité professionnelle entre hommes et femmes, il est très rare d'observer des écarts pour un même poste au niveau de l'établissement. L'éventuelle discrimination serait donc plus occupationnelle que directement salariale. Il est à noter que le rapprochement des structures d'emplois occupées par les deux sexes au cours des dernières décennies a d'ailleurs favorisé la réduction des écarts salariaux hommes/femmes (pour les salariés à temps complet) [Bayet & Demailly (1996)].

### 1.4.3 L'effet du temps partiel

L'autre phénomène qui entraîne des disparités salariales hommes/femmes est le développement du temps partiel dans les emplois féminins. Comme nous l'avons déjà mentionné, le temps partiel induit une réduction « normale » du salaire mensuel. En outre, les taux de salaire horaires à temps partiel sont inférieurs à ceux du temps plein, y compris à égalité de profession et de secteur d'activité.

Une personne à temps partiel gagne entre 6 et 10 francs de l'heure de moins qu'une personne à temps plein, soit entre 12% et 19% de moins. Nous pouvons toutefois noter que les écarts de salaire entre les individus à temps plein et à temps partiel sont plus faibles

	HOMMES	FEMMES
Tps complet	53,64	50,71
Tps partiel	43,35	44,52

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Emploi 1997

TABLEAU 1.9: SALAIRES HORAIRES MOYENS EN FONCTION DU TEMPS DE TRAVAIL

pour les femmes que pour les hommes. Cela peut provenir du fait que le temps partiel est en partie choisi par les femmes et marginal chez les hommes.

Le temps partiel a un effet d'autant plus important sur les différences de rémunérations que les femmes cumulent souvent temps partiel et contrat temporaire : plus de 40% des emplois à durée déterminée occupés par des femmes étaient à temps partiel en 1997<sup>19</sup>. Or, les femmes en contrat à durée déterminée gagnaient 40,14 francs nets de l'heure en 1997, soit près de 18% de moins que celles en contrat de durée indéterminée. Pour une partie des femmes, cette précarité se transforme en véritable pauvreté puisque plus de 10% des femmes à temps partiel sont considérées comme en dessous du seuil de pauvreté<sup>20</sup>. Nous retrouvons ainsi dans les rémunérations le clivage existant entre femmes à temps partiel choisi et femmes à temps partiel subi.

Il faut dire que la sur-représentation des femmes dans les formes particulières d'emplois et les emplois à temps partiel limite leur accès aux formations, aux promotions, aux emplois valorisés et de manière générale à la considération des entreprises. En outre, les emplois à temps partiels ne donnent pas toujours droit aux mêmes primes et les emplois à durée limitée sont souvent mal couverts par les conventions collectives.

#### 1.4.4 Un reflet de pratiques discriminatoires ?

En plus des effets du temps partiel et de la répartition des emplois par sexe, de nombreux autres facteurs peuvent expliquer les disparités salariales entre hommes et femmes. Depuis les années 70, les économistes se sont particulièrement intéressés à l'identification

<sup>19</sup>C'est pourquoi certains auteurs parlent de « précarité redoublée » pour qualifier la situation des femmes [Maruani (1996)].

<sup>20</sup>Ce chiffre est cité par Génisson (1999). Maruani (2000a) décrit le même phénomène en employant le terme de *working poors*. En France, il y a des salariés qui vivent proche du seuil de pauvreté, il s'agit des femmes à temps partiel dans plus de 80% des cas.

des déterminants des salaires afin de savoir quelle part de l'écart salarial observé est à attribuer à la discrimination. En théorie, pour obtenir une mesure de la discrimination salariale, il faut comparer les salaires féminins et masculins en tenant compte de leurs différences de caractéristiques individuelles (formation initiale, nationalité, expérience professionnelle, période de chômage ou d'inactivité, ancienneté dans l'entreprise, ...), d'emplois (type de contrat, position professionnelle,...) ou d'entreprise (secteur, taille de l'entreprise, région, taux de syndicalisation,...). La discrimination était alors supposée être la différence résiduelle qui existe et qui ne peut pas être justifiée par les facteurs de productivité (préférences, qualifications, etc).

Pour identifier la proportion de la disparité salariale imputable aux pratiques discriminatoires, Blinder (1973) et Oaxaca (1973) ont proposé une méthodologie qui se base sur les équations de salaires mincériennes [Mincer (1974)], estimées séparément pour les hommes et les femmes :

$$\ln W_i^s = X_i \beta^s + \varepsilon_i^s \quad \text{avec } s = \{f, m\}. \quad (1.1)$$

Elle consiste à comparer les salaires moyens observés avec ceux que l'on observerait en l'absence de discrimination sexuelle. Sous l'hypothèse qu'en l'absence de discrimination, les femmes sont rémunérées selon la structure salariale des hommes<sup>21</sup>, elles devraient percevoir  $\ln W_i^{f*} = X_i \hat{\beta}^m$ . Ainsi, la différence moyenne entre ce salaire hypothétique et le salaire réellement perçu par les femmes mesure l'ampleur de la discrimination :  $D_f = \mathbb{E}_i[\exp(X_i(\hat{\beta}^m - \hat{\beta}^f))]^{22}$ .

Cette méthodologie économétrique est à l'origine d'une littérature empirique très féconde et elle a été appliquée à plusieurs reprises au cas de la France. D'après les dernières données françaises disponibles et en tenant compte du maximum de caractéristiques (y compris le déroulement des carrières), les femmes obtiennent des salaires plus faibles que les hommes. Colin (1999) montre que pour les salariés âgés de 30 à 45 ans, le bonus est de 13% en faveur des hommes et Meurs & Ponthieux (2000) trouvent un écart de 6% à

<sup>21</sup>Pour des variantes de la décomposition de Oaxaca (1973) fondée sur différents groupes de référence en l'absence de discrimination, voir Reimers (1983), Cotton (1988), Neumark (1988) et Oaxaca & Ransom (1994).

<sup>22</sup>Certains approximent cette mesure de la discrimination par la différence du salaire hypothétique et du salaire observé évalués pour les caractéristiques du salarié moyen.

partir de la population active à temps complet. De nombreux autres travaux corroborent l'ampleur de ces écarts qui varient d'un peu plus de 20% à capital humain identique à moins de 15% à capital humain et carrières identiques<sup>23</sup>.

Peut-on alors conclure que la discrimination économique serait de l'ordre de 6% à 20% en France? La réponse n'est pas si simple. Il existe plusieurs limites à cette mesure de la discrimination. Tout d'abord, cette technique est limitée dans le sens où elle ne tient compte que de l'information fournie par les moyennes conditionnelles ce qui revient à faire l'hypothèse implicite que l'ampleur de l'écart salarial est constant tout au long de l'échelle de salaire. Or, cette hypothèse n'est pas vérifiée. Djider (2002) montre à partir des données de l'enquête *Emploi 2000*, que plus les salaires sont élevés, plus les écarts de salaires entre hommes et femmes s'accroissent : le premier décile des salaires féminins était inférieur de 8% à celui des salaires masculins, le salaire médian féminin était de 12,4% inférieur au salaire médian des hommes et au niveau du neuvième décile l'écart était de 26% en défaveur des femmes. Pour obtenir une meilleure compréhension des différences salariales entre sexes, il semble important de considérer l'ensemble de la distribution des salaires [Jenkins (1994)]. C'est pourquoi des études très récentes se sont penchées sur l'utilisation de méthodes économétriques beaucoup plus sophistiquées pour mesurer la discrimination telles que les régressions quantiles et percentiles [Juhn, Murphy & Pierce (1993), DiNardo, Fortin & Lemieux (1996), Fortin & Lemieux (2000) et Garcia, Hernandez & Lopez-Nicolas (2001)]; mais elles n'ont pas encore été appliquées au cas français.

Mais surtout, l'autre problème est qu'une mesure de type Blinder/Oaxaca peut conduire à une sous-évaluation ou à une sur-évaluation de la discrimination car les différences dans les caractéristiques productives peuvent refléter des effets indirects de la discrimination [Blau & Ferber (1987), Goldin & Polachek (1987), Gunderson (1989), Kidd & Shannon (1996)]. Par exemple, le phénomène de surqualification à l'embauche peut décourager les femmes à investir en capital humain ou peut même leur fournir des incitations économiques pour mettre en retrait leur carrière par rapport à celle de leur conjoint. La conséquence de

---

<sup>23</sup>Nous pourrions nous référer entre autres à Thiry (1985), Sofer (1990), Lhéritier (1992), Bayet (1996a), Bayet (1996b), Simonnet (1996) ou Colin (1997). Par exemple, Lhéritier (1992) trouve que toutes choses étant égales par ailleurs, le salaire d'un homme est supérieur de 12% à celui d'une femme, pour un excédent de 14% selon Bayet (1996b).

ces effets indirects de la discrimination sur les variables de capital humain est que les études empiriques qui utilisent ces variables pour expliquer les écarts salariaux – comme cela est préconisé par Blinder/Oaxaca – sous-estiment l'impact de la discrimination. Ces difficultés peuvent aussi être illustrées par la question d'introduire ou non les variables de profession dans les équations de salaire. En effet, la différence dans les distributions des emplois des hommes et des femmes reflète-t-elle uniquement des différences de préférences ou reflète-t-elle en partie la discrimination et l'inégal accès aux professions ? Dans le deuxième cas, il n'est pas légitime d'inclure cette différence dans la mesure de la discrimination. En d'autres termes, l'introduction de la profession comme variable explicative conduirait là encore à une sous-estimation de la discrimination dans la mesure où les différences dans les distributions occupationnelles reflètent une discrimination plutôt que des préférences personnelles. La frontière entre préférences et contraintes n'est pas facile à tracer et l'origine des écarts salariaux peut être multiple<sup>24</sup>.

En résumé, en France, la situation différenciée des femmes et des hommes face à l'emploi semble plus résider dans leur différence d'accès à des postes qualifiés que dans des inégalités de salaires. Une partie de ces écarts semblent renvoyer à la division des rôles au sein de la sphère familiale (accès différenciés à l'éducation et à la formation, répartition inégale du travail domestique, salaire féminin souvent considéré comme un salaire d'appoint). Notamment, la forte charge domestique et l'éducation des enfants qui sont, en majorité, supportées par les femmes entravent le déroulement de leurs carrières et donc la progression de leurs rémunérations. Les moindres rémunérations des femmes semblent avant tout refléter leurs divergences de carrière par rapport aux hommes, qu'elles soient volontaires (pour ne pas renoncer à la vie familiale) ou imposées par les pratiques discriminatoires des employeurs. C'est pourquoi, il nous paraît essentiel de nous attarder sur les particularités des trajectoires professionnelles des femmes.

---

<sup>24</sup>Des méthodes plus récentes de mesure de la discrimination salariale ont été développées sur données de panel afin de capter l'hétérogénéité inobservée des individus et donc en partie leurs préférences. En tout cas, le sujet de la mesure de la discrimination mérite à lui seul le travail d'une thèse. Nous ne nous placerons pas dans cette optique. Nous chercherons avant tout à mettre en évidence les effets indirects de la discrimination plutôt que d'en avoir une mesure précise.

## 2 Particularités des carrières des femmes

La situation des femmes est marquée par une différence de carrière par rapport aux hommes qui touche la quasi-totalité de la population féminine. Les disparités semblent exister dès leur entrée dans la vie active et semblent s'accroître au fur et à mesure du déroulement des carrières. Nous verrons qu'en début de carrière, les femmes sont confrontées à une insertion plus difficile et plus précaire (section 2.1). Or ces différences d'insertion sont accentuées par des écarts persistants en matière de promotion et de formation professionnelle, deux éléments clés dans la progression des carrières (section 2.2). Enfin, les femmes devant composer avec les activités domestiques et parentales qui leur sont traditionnellement imparties, ont des carrières plus discontinues que les hommes (section 2.3).

### 2.1 Une insertion sur le marché du travail plus difficile

La littérature est très féconde sur le thème de la difficulté croissante des jeunes à s'insérer sur le marché du travail. On y évoque que l'insertion professionnelle passe de plus en plus souvent par le chômage et que l'accès à un emploi stable est devenu incertain, tellement la précarité de l'emploi est répandue chez les jeunes<sup>25</sup>. Nous nous contenterons ici d'étudier le déroulement de l'itinéraire d'insertion sous l'éclairage des différences entre sexes.

#### 2.1.1 L'inactivité féminine : choix ou échec de l'insertion ?

Les hommes et les femmes optent pour des comportements différents dès la fin de leurs études. Immédiatement après la sortie du système éducatif, la participation des femmes au marché du travail est moins forte que celle des hommes puisque 15% d'entre elles (contre 6% pour les hommes) restent inactives. Les hommes sont, quant à eux, pour la plupart obligés de faire leur service national. 18% des jeunes hommes partent sous les drapeaux dès la fin de leurs études et donc ne rentrent pas non plus directement dans la vie active. Cette moindre participation des femmes au marché du travail peut sans doute s'expliquer par leurs préférences et leur volonté de se consacrer pleinement à leur vie familiale. Mais on

---

<sup>25</sup>Sur le sujet, voir par exemple, pour la France, les articles récents de Martin-Houssart (2001), Lollivier (2000), Couppié, Epiphane & Fournier (1997), Ponthieux (1997), Meron & Minni (1995), Moncel & Rosé (1995).

peut aussi se demander si une partie d'entre elles ne renoncent pas à l'activité rémunérée car leurs conditions d'accès à l'emploi sont moins favorables.

En effet, en début de carrière, les jeunes femmes sont plus exposées au chômage que les hommes. En 1997, pour les moins de 30 ans, le taux de chômage féminin était de 25,4% pour un taux masculin de seulement 19,4%.

	HOMMES	FEMMES
<b>15-29 ans</b>	<b>19,4%</b>	<b>25,4%</b>
15-19 ans	36,8%	40,5%
20-24 ans	27,5%	36,1%
25-29 ans	14,7%	19,1%
<b>Diplômes</b>		
Aucun diplôme	31,7%	39,7%
CAP ou BEP	17,8%	28,1%
Bac ou Bac pro	18,4%	27,3%
BTS ou DUT	14,4%	16,1%
Grandes Ecoles ou 2ème-3ème cycle	19,6%	15,5%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carières 1997

TABLEAU 1.10: TAUX DE CHÔMAGE DES JEUNES EN FONCTION DE L'ÂGE ET DU DIPLÔME

L'âge et le diplôme jouent un rôle majeur dans le déroulement de l'itinéraire d'insertion. Les difficultés rencontrées sur le marché du travail sont nettement moins importantes pour les 25-29 ans que pour les plus jeunes, tout en étant plus grandes que pour les plus de 30 ans. Quelle que soit la classe d'âge considérée, les femmes ont des taux de chômage plus élevés, mais l'écart entre sexes est le plus conséquent pour les 20-24 ans avec plus de 8 points de différence. Les plus jeunes sont vraisemblablement handicapés par leur plus faible niveau de qualification. Le tableau 1.10 montre effectivement que le diplôme protège contre les risques de chômage. Cependant, à diplômes équivalents, les femmes restent plus touchées par le chômage. Ce décalage est particulièrement net chez les titulaires d'un diplôme professionnel de l'enseignement secondaire (baccalauréat professionnel, CAP ou BEP). Il est bien moindre pour les diplômes de l'enseignement supérieur et devient même à l'avantage des femmes pour les diplômés d'une grande école ou d'un deuxième ou troisième cycle universitaire. L'écart entre les sexes a donc tendance à s'atténuer au fur et à mesure que la qualification s'élève. Par ailleurs, les disparités selon le niveau de diplôme sont plus fortes pour les femmes que pour les hommes.

L'analyse de la situation des jeunes lors des quatre années suivant leur sortie du système éducatif conforte nos premières constatations. Immédiatement après la fin de leurs études<sup>26</sup>, plus d'un homme sur deux accède directement à un emploi pour à peine une femme sur trois. En outre, les taux de chômage féminins un an, deux ans et même quatre ans après la sortie du système éducatif sont systématiquement plus élevés que les taux masculins et l'écart entre les deux ne cesse d'augmenter pour atteindre 8,5 points après quatre années de vie active.

	1 AN APRÈS		2 ANS APRÈS		4 ANS APRÈS	
	HOMMES	FEMMES	HOMMES	FEMMES	HOMMES	FEMMES
Taux d'inactivité	2,8%	10,1%	2,0%	11,0%	1,5%	14,1%
Taux de chômage	24,0%	28,0%	16,7%	22,4%	13,5%	21,9%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carières 1997

TABLEAU 1.11: TAUX DE CHÔMAGE ET D'INACTIVITÉ APRÈS LA FIN DES ÉTUDES

Les femmes mettraient donc plus longtemps à accéder à un emploi. D'ailleurs, la durée moyenne de la première période de chômage est de l'ordre de 8 mois pour les hommes contre 10 mois pour les femmes. Cet écart ne semble pas dû à des exigences plus importantes des femmes vis-à-vis de leur premier emploi. Au contraire, ces dernières doivent souvent se contenter d'emplois précaires et instables. Par exemple, les femmes sont encore 46% après deux ans de vie active et 34% après quatre ans à être embauchées dans des formes particulières d'emplois (contrats aidés, contrats à durée déterminée) pour respectivement 41% et 29% des hommes. L'activité d'une majorité de jeunes femmes semble se caractériser par une moins forte récurrence dans l'emploi à durée indéterminée et par des accès à l'emploi stable moins assurés en provenance du chômage et des formes particulières d'emploi. Notamment, pour les individus en contrat à durée déterminée un an après leur entrée dans la vie active, la probabilité d'obtenir un CDI à temps complet l'année suivante est de 23% pour les hommes contre seulement 18% pour les femmes.

La progression de l'inactivité féminine au fur et à mesure du déroulement des carrières (cf. tableau 2.1.1) serait-elle, au vu des plus grandes difficultés d'insertion des femmes, à relier au phénomène de découragement de certaines demandeuses d'emplois? Ou reflète-t-elle les interruptions de carrières en raison de la naissance d'un enfant, qui ont souvent lieu

<sup>26</sup> ou à la fin de leur service national si celui-ci est effectué dans la foulée des études.

quelques années après l'entrée dans la vie active ? Il faut sans doute chercher l'explication dans ces deux directions. Les difficultés d'insertion peuvent d'ailleurs rationnellement inciter les femmes à privilégier leur vie familiale et à s'occuper de leurs enfants. Dans ce cas, la question est de savoir quels facteurs pourraient entraver l'insertion des femmes. Est-ce un problème de motivation, de compétences ou d'orientations scolaires (moins scientifiques et moins professionnelles) ? Est-ce un phénomène de discrimination qui pourrait être lié à la crainte des employeurs d'une maternité prochaine ? Le débat reste ouvert. Ces mêmes questions peuvent se poser en ce qui concerne la répartition par sexe des emplois.

### 2.1.2 Spécialisations différentes et surqualification

Dès le début de carrière, la disparité hommes/femmes dans la répartition des emplois est manifeste. Les femmes sont moins embauchées pour des postes à hautes responsabilités et elles connaissent davantage que les hommes, la dévalorisation croissante des diplômes.

La spécialisation des genres s'opère dès le premier emploi : les hommes se concentrent davantage dans les postes de manœuvres, d'ouvriers ou de techniciens tandis que les femmes se retrouvent majoritairement dans des postes d'employés. En outre, quelle que soit la cohorte considérée, les hommes sont embauchés directement dans des positions professionnelles plus qualifiées que les femmes. Dans les années soixante-dix et quatre-vingts, moitié moins de femmes que d'hommes accédaient à un poste de cadre.

	1968-77		1978-87		1988-97	
	H	F	H	F	H	F
manceuvre ou ouvrier spécialisé	44,1%	21,5%	32,9%	12,2%	26,9%	7,5%
ouvrier qualifié	29,2%	5,8%	26,1%	4,6%	20,0%	3,8%
agent de maîtrise	1,0%	0,4%	1,5%	0,6%	2,7%	1,4%
technicien, VRP	4,0%	1,1%	7,3%	2,3%	10,8%	3,5%
institutrice, infirmier, assistante sociale	1,9%	5,1%	1,9%	6,6%	2,4%	7,9%
ingénieur ou cadre	1,0%	0,4%	5,0%	2,6%	6,9%	4,0%
professeur	0,8%	1,3%	2,2%	2,6%	2,5%	4,6%
employé de bureau, etc	15,6%	61,0%	18,9%	64,4%	22,6%	61,8%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carières 1997

TABLEAU 1.12: POSITIONS PROFESSIONNELLES ATTEINTES LORS DU PREMIER EMPLOI

L'élévation du niveau d'éducation des jeunes se traduit par un déplacement vers le haut

de leur position professionnelle. Par exemple, les jeunes sortant du système éducatif entre 1988 et 1997 occupent davantage des postes de cadres ou d'agents de maîtrise dès leur premier emploi que les jeunes qui sont sortis entre 1968 et 1977. Le rattrapage scolaire des jeunes filles a permis de réduire certaines inégalités existantes entre sexes. La proportion de femmes parmi les cadres n'a cessé d'augmenter (29% pour la vague sortie du système éducatif entre 1968 et 1977, 35% pour la vague sortie entre 1978 et 1987 et 36% pour celles sorties entre 1988 et 1997) alors que la proportion de femmes parmi les employés de bureau n'a cessé de diminuer (respectivement 81%, 78% et 72,5%).

Cependant, ces chiffres généraux cachent la dévalorisation croissante des diplômes à l'embauche. Pour un diplôme donné, les débutants ont comme premier emploi des fonctions de moins en moins qualifiées. L'insertion est désormais très largement synonyme de déclassement et de façon encore plus marquée pour les femmes.

Jusqu'aux années soixante-dix, les jeunes qui entamaient une activité salariée trouvaient généralement un emploi correspondant « normalement » à leur niveau de formation : aux titulaires d'un BEPC, les catégories d'employés ; aux jeunes munis d'un CAP ou d'un BEP, les emplois d'ouvriers qualifiés et d'employés ; aux jeunes avec un brevet de technicien, un baccalauréat ou un diplôme de l'enseignement supérieur court, les professions intermédiaires ; et enfin aux diplômés de l'enseignement supérieur long, les emplois de cadres. Si nous nous référons à cette correspondance, il y a aujourd'hui surqualification des jeunes par rapport à leurs emplois [tableau 1.13].

	EMPLOYÉ OUVRIER		PROFESSION INTERMÉDIAIRE		CADRES	
	H	F	H	F	H	F
Aucun Diplôme	95,3%	96,0%	4,7%	3,8%	0,0%	0,2%
CAP, BEP	96,2%	97,0%	3,8%	2,8%	0,1%	0,2%
Bac ou Bac Pro	72,2%	88,0%	26,4%	11,5%	1,4%	0,6%
BTS ou DUT	41,7%	74,4%	53,1%	23,0%	5,2%	2,6%
Grande école ou 2ème-3ème cycle	29,8%	36,3%	19,5%	22,6%	50,7%	41,1%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carrières 1997

TABLEAU 1.13: STATUT DU PREMIER EMPLOI EN FONCTION DU DIPLÔME

A l'issue des formations les plus élevées de l'enseignement supérieur (écoles d'ingénieur

ou de commerce, 2ème et 3ème cycle universitaire), la grande majorité des diplômés, qu'ils soient hommes ou femmes, accèdent à la position de cadre. Les jeunes femmes occupent toutefois un peu plus souvent que les jeunes hommes un emploi de la catégorie profession intermédiaire<sup>27</sup>. Pour les autres niveaux de formation, ce phénomène de glissement des femmes vers les catégories socioprofessionnelles inférieures est nettement plus important. Une très grande majorité des jeunes hommes titulaires d'un BTS ou d'un DUT occupe des emplois de la catégorie profession intermédiaire alors que leurs consœurs sont plus souvent employées<sup>28</sup>. Ces écarts sont quand même supérieurs à 30%. De même, les titulaires d'un baccalauréat ou d'un bac professionnel qui accèdent à la catégorie profession intermédiaire sont à plus de 70% des hommes. Nous retrouvons ici exactement les conclusions de Couppié et al. (1997).

Ces écarts en termes de catégorie socioprofessionnelle s'accompagnent de différences dans le secteur des emplois occupés. Dès le début de la carrière, les hommes sont plus nombreux dans les emplois orientés vers la production et le secteur industriel alors que les femmes sont davantage présentes dans les emplois associés aux fonctions tertiaires, notamment dans les domaines de la santé, du social, de l'éducation ou du commerce<sup>29</sup>. Cette spécialisation des genres par secteur est nettement plus marquée pour les titulaires d'un diplôme inférieur au baccalauréat. Par exemple, parmi les détenteurs d'un CAP ou d'un BEP, près de 70% des débutantes se dirigent vers le tertiaire contre moins de 30% pour leurs homologues masculins. Ce clivage sexué dès le premier emploi reflète les différences d'orientations scolaires entre filles et garçons. En outre, il explique les plus grandes difficultés d'insertion des jeunes femmes. Comme le précisent Couppié et al. (1997), les univers professionnels qui attendent les uns et les autres à l'issue de leurs spécialités n'offrent pas les mêmes facilités d'insertion ni les mêmes possibilités de reconnaissance professionnelle des titres scolaires. Ils sont plus structurés et plus favorables à l'issue des formations industrielles qu'après des formations tertiaires.

Ainsi, la spécialisation des études expliquerait, en partie, le clivage professionnel entre sexes, défavorable pour les femmes. Ce dernier, tout comme la précarité et la surqualifica-

---

<sup>27</sup>Cette catégorie regroupe les postes d'agents de maîtrise, de techniciens, de VRP, d'instituteurs, d'assistantes sociales et d'infirmiers.

<sup>28</sup>C'est en partie l'effet du regroupement de tous les types de secrétaires dans la catégorie employées.

<sup>29</sup>Voir Mansuy & Thireau (1999) pour plus de détails.

tion touchant davantage les femmes ont des répercussions en termes de rémunérations.

### 2.1.3 Des écarts de salaire dès le premier emploi

En tout début de carrière, un écart de salaire apparaît déjà entre hommes et femmes. Pour les salariés à temps complet, il s'élève à 10% dès le premier emploi contre près de 14% toutes classes d'âge et d'expérience professionnelle confondues. Néanmoins, l'écart salarial au profit des hommes est ici sur-estimé car les femmes de notre échantillon sont légèrement plus nombreuses que les hommes à être sorties du système éducatif dans les années soixante-dix. Or, les écarts de salaire entre sexes ont eu tendance à diminuer au cours des dernières décennies [Rimbert & Sofer (1999) et Sandoral (1999)]. A partir des données de l'*Enquête Jeunes-Carières 1997*, nous trouvons que la différence de rémunération moyenne entre hommes et femmes, pour le premier emploi à temps complet, s'élevait à 8,4% pour les jeunes sortis du système éducatif entre 1968 et 1977, contre 7,9% pour ceux sortis la décennie suivante et seulement 2,5% pour les jeunes sortis entre 1988 et 1997. Mais une fois de plus, cette évolution n'est pas uniforme pour tous les niveaux de qualification.

	1968-77			1988-97		
	HOMMES	FEMMES	ÉCART	HOMMES	FEMMES	ÉCART
Aucun diplôme	1 580	1 283	19,8%	4 760	4 578	3,8%
CAP, BEP	1 510	1 329	11,9%	5 012	4 445	11,3%
Bac, bac pro	1 868	1 789	4,3%	5 619	5 191	7,6%
BTS, DUT	1 911	2 161	-13,1%	6 529	6 221	4,7%
Ecole, 2-3ème cycle	3 283	3 244	1,2%	8 920	7 442	16,6%
<b>Ensemble</b>	<b>1 613</b>	<b>1 478</b>	<b>8,4%</b>	<b>5 976</b>	<b>5 824</b>	<b>2,5%</b>

Source : calculs réalisés à partir de l'*Enquête Jeunes-Carières 1997*

TABLEAU 1.14: ÉVOLUTION DU SALAIRE MOYEN DES PREMIERS EMPLOIS À TEMPS COMPLET

Dans les années soixante-dix, l'écart de salaire entre sexes était important pour les titulaires d'un diplôme inférieur au baccalauréat, quasiment inexistant pour les diplômés de l'enseignement supérieur long et même très nettement au profit des femmes (écart de 13%) pour les détenteurs d'un BTS ou d'un DUT. Vingt ans plus tard, les différences de rémunération pour les non-diplômés ont fortement diminué alors que pour les diplômés de l'enseignement supérieur, elles ont littéralement explosé avec une augmentation de plus de 15 points. Ce creusement des écarts salariaux chez les plus diplômés est bien évidemment lié

au phénomène de déclassement qui se fait davantage au détriment des femmes. Cependant, les détentrices d'un diplôme d'une école d'ingénieur ou d'un deuxième ou troisième cycle universitaire et qui accèdent, dès leur premier emploi, à un poste de cadre, ont, en moyenne, des rémunérations inférieures de 14% à leurs confrères dans le même cas.

Si pour les salariés débutant à temps complet, l'écart salarial hommes/femmes s'est réduit d'une génération à l'autre, la situation est toute autre si on considère l'ensemble des débutants. LeMinez & Roux (2001, 2002) montrent qu'en France, la différence de rémunération mensuelle entre les débutants des deux sexes s'est accrue pour les cohortes récentes<sup>30</sup>. Cet accroissement s'explique par les caractéristiques des premiers emplois occupés : les femmes sont très concernées par le temps partiel comparativement aux hommes et en vingt ans cette tendance n'a cessé de s'accroître. Mais à caractéristiques du premier emploi données, l'écart de salaire entre les débutants hommes et les débutantes a bien diminué. Rimbart & Sofer (1999) font les mêmes constatations sur l'ensemble des actifs.

Force est de constater que dès leur entrée dans la vie active, les hommes et les femmes ne semblent pas égaux en matière d'embauche, de conditions de travail, d'accès aux plus hautes responsabilités et de salaire. Ces disparités et notamment en termes de rémunérations s'aggravent ensuite au fur et à mesure du déroulement des carrières. Les femmes sont par la suite handicapées par leur plus faible taux de promotion et de formation continue, deux éléments clés de la progression dans la hiérarchie professionnelle et salariale.

## **2.2 Une progression dans la hiérarchie moins soutenue**

La question de l'égalité professionnelle ne peut pas être réduite exclusivement à celle de l'équité salariale. La mise en œuvre d'un projet de rattrapage devra aussi passer par une accélération des carrières des femmes. Les disparités de carrière, visibles dès la première embauche, se creusent très fortement avec les années.

A niveau de recrutement équivalent, les femmes progressent moins que les hommes dans la hiérarchie. La moindre progression chez les femmes peut se mesurer comme suit :

---

<sup>30</sup>De 15% en faveur des hommes à la fin des années soixante-dix, cet écart serait passé à 22% au début des années quatre-vingt dix.

- dans la catégorie ayant débuté comme « employé », seulement 7% des femmes, contre 16% des hommes, sont passées, sept ans après leur premier emploi, à la catégorie « profession intermédiaire » et 3% des femmes et 6% des hommes à la catégorie « cadre et profession intellectuelle supérieure ».
- dans la catégorie ayant débuté comme « profession intermédiaire », 4% seulement des femmes contre 20% des hommes sont devenues cadres sept ans après leur premier emploi.

Cette difficulté de promotion est particulièrement manifeste pour l'accès aux postes d'encadrement et s'accroît avec le déroulement des carrières. Seulement 8% des femmes au départ « profession intermédiaire » se retrouvent cadres 14 ans après et 9% 21 ans après contre respectivement 30% et 39% des hommes dans le même cas. Cet écart persiste quel que soit le niveau de diplôme. Après 7 ans d'expérience, un titulaire d'un baccalauréat général qui a un emploi a 10% de chances d'occuper un emploi de cadre si c'est un homme, 2% si c'est une femme. Pour un titulaire du diplôme de deuxième ou troisième cycle universitaire, ses chances sont de 74% si c'est un homme contre 60% s'il s'agit d'une femme. Enfin, pour un diplômé d'une école d'ingénieur ou de commerce, ses chances d'occuper un emploi de cadre après sept ans d'expérience professionnelle sont de 89% s'il s'agit d'un homme, de 78% s'il s'agit d'une femme. Les hommes ont en conséquence davantage de chances de connaître des changements de situation qui entraînent au bout du compte des augmentations de salaires que les femmes [LeMinez & Roux (2002)].

L'*Enquête Jeunes-Carières 1997* nous offre un second indicateur de la moindre promotion des femmes. Il est demandé à tout individu en emploi en mars 1997 s'il a eu accès à un poste de qualification supérieure depuis le début de leur emploi actuel. A cette question, 38% des hommes actifs répondent par l'affirmative contre 26% des femmes.

Il est à noter que les promotions ont davantage lieu dans le secteur public que dans le secteur privé. Toutefois, l'écart entre promus masculins et féminins est plus important dans le secteur public. Cette différence, peu étudiée est surprenante puisque le fonctionnement du secteur public devrait pourtant être plus objectif car très réglementé.

A ancienneté et à diplômes équivalents, les femmes sont systématiquement moins pro-

	HOMMES	FEMMES
<b>Ensemble</b>	<b>38,0%</b>	<b>26,6%</b>
<b>Secteur</b>		
public	48,39%	32,58%
privé	35,75%	23,48%
<b>Ancienneté</b>		
1 an	6,8%	3,4%
5 ans	30,0%	19,1%
10 ans	54,2%	38,5%
15 ans	59,1%	47,2%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carrières 1997

TABLEAU 1.15: PROMOTIONS EN FONCTION DE L'ANCIENNETÉ

mues que les hommes<sup>31</sup>. Par exemple, les femmes depuis un an dans leur entreprise ont deux fois moins d'opportunités de promotion que leurs homologues masculins et ces différences entre sexes s'accroissent avec l'ancienneté. De même, 38% des hommes depuis cinq ans dans la même entreprise et titulaires d'un bac général ont été promus, pour uniquement 22% de leurs consœurs. Les femmes subissent davantage la surqualification à l'embauche et elles ne combleront pas ensuite leur handicap par le biais des promotions. D'ailleurs, quand on demande aux femmes si elles pensent accéder à un poste de qualification supérieure dans les prochaines années, seulement 36% d'entre elles le croient contre 53% des hommes.

Le moindre accès à la formation continue gêne la progression des carrières des femmes. La formation est la clé d'accès à la promotion même si ce lien n'est pas immédiat [Béret & Dupray (1998), Michaudon (2000)]. En effet, les femmes interrogées sur la meilleure façon d'obtenir un poste plus élevé dans la hiérarchie répondent à 44% « en suivant une formation complémentaire ».

L'Enquête Jeunes-Carrières 1997 s'intéresse peu à la question de la formation continue. Elle demande juste à ceux qui ont interrompu leurs études initiales pendant plus d'un an consécutif, s'ils ont repris des études sous forme de formation continue payée par l'entreprise. La réponse est « oui » pour 26% des femmes contre 31% des hommes. Ainsi, les femmes auraient bien un accès réduit à la formation professionnelle. Goux & Zamora (2001) observent ce phénomène à partir des données plus générales de l'Enquête Forma-

<sup>31</sup>Ce phénomène avait déjà été observé par Goux (1991) sur des données plus anciennes.

*tion continue 2000*. Curieusement Fournier (2001) à partir de la même base de données trouve un taux d'accès à la formation continue des femmes salariées proche de celui des hommes et même très légèrement supérieur (36,0% contre 35,6%). Cette apparente proximité, précise-t-elle, masque des divergences importantes englouties dans un amalgame qui mêle des situations d'emplois très diverses. Parmi les cadres et les salariés exerçant une profession intermédiaire, les femmes ont un taux d'accès à la formation continue plus élevé que celui des hommes car elles travaillent plus souvent dans le public, nettement plus généreux en formation puisque 45% des salariés y accèdent contre 31% dans le privé. Néanmoins dans le secteur privé et parmi les ouvriers et les employés, les femmes bénéficient moins de formation que les hommes.

Génisson (1999, p.40) précise ce constat, en citant les chiffres d'un rapport du secrétariat d'État à la formation professionnelle. Les femmes bénéficient d'un moindre accès à la formation continue car elles sont davantage employées dans les petites entreprises et les secteurs peu formateurs (commerce, services non marchands). Néanmoins à l'intérieur d'un secteur, il existe des différences importantes entre les taux d'accès féminins et masculins. Par exemple, dans le secteur des assurances, les femmes ont 39% de chances d'obtenir une formation contre 53% pour les hommes. En fait, les femmes de plus de 35 ans ont deux fois moins de chances que les hommes d'accéder à une formation continue.

Cette moindre progression des femmes dans la hiérarchie est-elle liée à des pratiques discriminatoires de la part des employeurs ou est-elle choisie? Malgré l'entrée massive des femmes dans le monde du travail, les rôles respectifs des hommes et des femmes ont peu évolué. Dans ce contexte, les choix qui sont faits au sein des couples peuvent conduire au sacrifice de la femme au moment de l'accès à la formation, des promotions ou de la mobilité. En outre, les employeurs peuvent aussi davantage rechigner à former les femmes car celles-ci ont des parcours professionnels plus discontinus et donc ils seraient moins susceptibles de rentabiliser leur investissement en capital humain.

### **2.3 Des trajectoires plus discontinues : l'effet des enfants**

Les interruptions de carrières qui touchent davantage les femmes semblent pénalisantes à la fois en termes d'accession aux postes à responsabilités et en termes de salaires (Bayet

(1996a), Colin (1999), LeMinez & Roux (2002)). Elles sont le plus souvent décidées à la suite d'une maternité. On peut ainsi se demander s'il n'y a pas un problème d'endogénéité entre enfants et carrières? Est-ce la maternité qui impose des choix? Ou bien y-a-t-il un choix simultané dès le départ (et éventuellement même dès les études) entre type de carrière professionnelle, d'une part, et nombre et timing des maternités, d'autre part? En tout cas, des disparités entre femmes apparaissent; deux profils se distinguent: celles qui retardent leur maternité pour d'abord mener leur carrière professionnelle et celles qui ont d'abord des enfants et privilégient leur famille au détriment du marché du travail.

### 2.3.1 Des interruptions de carrières plus fréquentes

Afin de mettre en évidence les différences de trajectoires entre hommes et femmes, nous restreignons à l'étude du devenir d'une génération née aux alentours de l'année 1960 et sortie du système scolaire en 1980 (de 1978 à 1982 exactement). L'*Enquête Jeunes-Carrières 1997* nous permet de reconstituer leur calendrier sur les quinze années suivant la fin de leurs études.

Le premier constat est que seules 5% des jeunes femmes n'ont jamais travaillé, 44% ont été continûment actives (éventuellement chômeuses) pendant ces quinze années et les deux tiers l'ont été douze ans et plus. Néanmoins, les hommes sont eux beaucoup plus omniprésents sur le marché du travail. 55% d'entre eux ont été actifs continûment et 95% des jeunes hommes ont été actifs au moins douze années sur quinze.

Plus précisément, à l'image de Marry, Fournier-Mearelli & Kieffer (1995), nous caractérisons trois types d'itinéraires d'activité. Ils sont construits à partir de la domination, en nombre d'années, d'une situation par rapport aux deux autres: dans le premier, « l'emploi domine », c'est-à-dire que cet individu a passé plus de temps au cours des quinze années suivant sa sortie du système éducatif en emploi qu'en chômage ou inactivité; dans le second, « le chômage domine » et dans le troisième, c'est l'inactivité. En cas d'égalité du nombre de situations, le rapport le plus faible à l'emploi a été privilégié: l'inactivité prime sur le chômage et l'emploi; le chômage sur l'emploi. Avec cette définition, nous trouvons que les femmes ont un moindre attachement au marché du travail que les hommes.

Pour la quasi-totalité de la population masculine étudiée, l'emploi domine dans leurs

	HOMMES	FEMMES
l'emploi domine	97,3%	76,3%
le chômage domine	1,4%	3,2%
l'inactivité domine	1,3%	20,5%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carrières 1997

TABLEAU 1.16: ITINÉRAIRES D'ACTIVITÉ POUR LA GÉNÉRATION NÉE VERS 1960

trajectoires alors que ce n'est le cas que pour 76% de la population féminine. Une femme sur cinq connaît au cours de ses quinze premières années post-scolaires plus d'épisodes d'inactivité que d'épisodes d'emploi, soit 15% de plus que les femmes n'ayant jamais travaillé.

Or l'inactivité et le chômage pénalisent les carrières. Parmi les femmes qui avaient le statut d'employés lors de leur premier emploi, 8,8% de celles qui ont un parcours continu sont devenues cadres 15 ans plus tard contre 2% de celles dont la trajectoire a été marquée par l'inactivité. De même, 11,5% des femmes à itinéraire dominé par l'emploi sont passées d'employées à professions intermédiaires pour uniquement 2% de leurs consœurs dont l'itinéraire est dominé par l'inactivité. Ainsi, une grande partie de la moindre progression des femmes dans la hiérarchie peut s'expliquer par ces interruptions de carrières plus fréquentes. En outre, à l'aide de fonctions de gains à la Mincer, Colin (1999) et LeMinez & Roux (2002) ont évalué qu'une année d'inactivité fait baisser de deux à trois points le salaire des femmes toutes choses étant égales par ailleurs.

Les différences de continuité de carrière entre hommes et femmes renforcent donc les inégalités d'insertion existant entre sexes. Mais des écarts se creusent aussi entre femmes puisque celles qui interrompent le plus fréquemment leur parcours professionnel sont celles qui occupent les situations les plus précaires. En effet, l'attachement des femmes au marché du travail est d'autant plus faible qu'elles ont beaucoup d'enfants et qu'elles occupent des emplois au bas de la hiérarchie professionnelle<sup>32</sup> comme le montre le tableau 1.17.

L'inactivité devient incontournable pour un important pourcentage de femmes qui ont des enfants (18% avec des femmes deux enfants et plus de 35% de celles avec trois enfants). Plus généralement, les interruptions de carrière semblent indispensables pour certaines

<sup>32</sup>Des résultats similaires ont été trouvés par Desplanques & de Saboulin (1986).

	HOMMES		FEMMES	
	EMPLOI	INACTIVITÉ	EMPLOI	INACTIVITÉ
<b>Position au 1er emploi</b>				
manœuvre	96,3%	1,6%	71,8%	22,9%
employé	98,3%	1,0%	81,8%	14,6%
cadre	99,0%	0,0%	87,0%	13,0%
<b>Enfants :</b>				
aucun	93,7%	3,3%	90,9%	6,8%
un	98,7%	1,0%	85,6%	10,0%
deux	99,2%	0,3%	78,6%	18,2%
trois	98,0%	0,0%	60,2%	36,9%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carrières 1997

TABLEAU 1.17: DÉTERMINANTS DES ITINÉRAIRES FÉMININS

femmes qui doivent assumer une grande partie des soins et de l'éducation des enfants. Comme nous l'avons déjà évoqué, la présence d'enfants influence fortement l'activité féminine. Nous pouvons aussi voir ce résultat sous la forme suivante : les inactives ont en moyenne 2,37 enfants, les chômeuses 1,57 et les actives 1,32. En revanche, pour les hommes, peu de différences existent entre ces trois catégories (autour de 1,5).

### 2.3.2 Impact des naissances d'enfants

Les réorganisations, engagées à la suite d'une mise en couple, puis de la naissance d'un enfant, semblent activer la question de la progression différenciée des hommes et des femmes dans le champ professionnel.

L'Enquête Jeunes-Carrières 1997 permet de connaître les modifications d'activité qui sont intervenues à la suite de la naissance du dernier enfant. Il apparaît alors que les femmes sont souvent amenées à réduire leur temps de travail (9%) ou à arrêter de travailler (11%) ce qui a un fort effet négatif sur les rémunérations [LeMinez & Roux (2002)]. En revanche en ce qui concerne le comportement professionnel, les hommes devenus pères récemment ne réduisent pas leur investissement antérieur. Quasiment aucun n'a diminué son temps de travail ou réaménagé ses horaires. S'ils ont envisagé des évolutions, c'est presque systématiquement dans le sens d'une augmentation de leur disponibilité professionnelle, avec sans doute la perspective d'une promotion et d'un gain salarial.

	HOMMES			FEMMES		
	1er	2ème	3ème	1er	2ème	3ème
Chercher un emploi	3,62%	1,57%	1,30%	10,45%	6,50%	6,26%
Augmenter le temps de travail	1,47%	1,94%	2,27%	1,14%	0,89%	1,58%
Diminuer le temps de travail	0,61%	0,46%	1,19%	7,24%	11,08%	9,19%
Changer de travail	1,66%	1,76%	1,30%	1,66%	1,81%	0,87%
Arrêter de travail	0,06%	0,18%	0,32%	8,47%	11,79%	15,06%
Aucun de ces changement	92,57%	94,08%	93,61%	71,05%	67,93%	67,04%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carrières 1997

TABLEAU 1.18: MODIFICATION PROFESSIONNELLE APRÈS LA NAISSANCE DU DERNIER ENFANT

Dans notre échantillon, nous avons 745 femmes et 9 hommes qui ont arrêté de travailler à la suite de la naissance de leur dernier enfant. Pour ces individus, le retrait du marché du travail est assez long : 48,67 % d'entre eux s'arrêtent entre un et trois ans, 41,38% plus de trois ans contre seulement 9,55% moins d'un an.

Le nombre d'enfants influence le comportement professionnel adopté après une naissance. Nous pouvons remarquer que plus les femmes ont d'enfants, plus elles ont tendance à interrompre leur activité rémunérée. Après le premier enfant, elles sont 8,5% à arrêter de travailler pour 15% après le troisième enfant. Ce qui est très important, si on considère que certaines femmes qui se sont retirées après la naissance de leur premier ou deuxième enfant n'ont pas réintégré le marché avant le troisième<sup>33</sup>. D'ailleurs à la suite de la mise en place de l'extension de l'allocation parentale d'éducation au deuxième enfant (APE), on a pu constater une véritable chute des taux d'activité des jeunes mères de famille à la naissance de leur deuxième enfant [Afsa (1998)]. De nombreuses femmes ont arbitré en défaveur du travail compte tenu de leur niveau de salaire, du faible intérêt du travail qu'elles exerçaient, de l'absence de perspectives d'accès à un emploi qualifié. Un tiers des bénéficiaires de l'APE viennent du chômage et un autre tiers de situations de grande précarité. Le choix de l'inactivité après la naissance d'un enfant est-il alors principalement dicté par la volonté de privilégier la famille ou par les difficultés à s'insérer ? Est-ce qu'il a été planifié dès le début, avant de se confronter au marché du travail ?

<sup>33</sup>Desplanques, Raton & Thaves (1991) remarquent que l'arrêt d'activité des femmes ayant trois enfants se produit le plus souvent dès la naissance du premier enfant.

On sait de plus avec quelles difficultés elles vont éventuellement réintégrer le marché du travail [Silvera (2000)]. Les hommes sont beaucoup plus nombreux à accroître leurs heures de travail après la naissance d'un deuxième ou troisième enfant qu'après celle du premier tandis que les femmes sont plus nombreuses à les réduire. La spécialisation des tâches au sein des couples explique en grande partie ses comportements.

Il n'est donc pas étonnant que les heures hebdomadaires travaillées par les femmes diminuent continûment avec le nombre d'enfants. L'écart des heures moyennes travaillées entre les femmes ayant un enfant et celles n'en ayant pas est minime, mais il devient conséquent ensuite, notamment entre les femmes ayant deux et trois enfants. Les horaires féminins passent de 34,5 par semaine avec un enfant à 33,5 avec deux enfants et 30,6 avec trois enfants. Pour les hommes, on ne note pas de variations sensibles en fonction du nombre d'enfants.

La naissance d'enfants a une influence non seulement sur le degré de l'activité mais aussi sur les rémunérations perçues. En regardant la distribution des salaires horaires (4ème et 8ème colonne du tableau 1.19), nous serions tentés de conclure que les rémunérations horaires augmentent avec le nombre d'enfants. Or derrière ces chiffres se dissimule aussi l'effet de l'expérience professionnelle et de l'ancienneté. Effectivement, les individus avec le plus d'enfants sont aussi les plus âgés et donc ceux qui sont susceptibles d'avoir les meilleurs salaires compte tenu du rendement positif de l'expérience. C'est pourquoi, il nous paraît plus pertinent d'analyser les variations des rémunérations en fonction du nombre d'enfants pour des classes d'âges comparables.

	HOMMES				FEMMES			
	15-24 ans	25-39 ans	40-49ans	Ens.	15-24 ans	25-39 ans	40-49ans	Ens.
Pas d'enfant	35,0	50,0	55,0	47,1	35,2	48,4	58,8	46,0
1 enfant	35,5	52,6	66,0	55,3	31,6	47,6	55,9	49,1
2 enfants	32,1	55,0	62,8	58,0	28,5	48,1	54,0	50,4
3 enfants	—	57,9	60,4	59,0	—	52,2	52,6	52,4
4 enfants	—	54,4	62,4	59,1	—	51,8	40,3	44,7

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carrières 1997

TABLEAU 1.19: SALAIRES HORAIRES EN FONCTION DU NOMBRE D'ENFANTS ET DE L'ÂGE

Le tableau précédent met en lumière deux résultats. Premièrement, les rémunérations

sont bien croissantes avec l'âge. Les 40-49 ans gagnent, en moyenne, entre 60% et 90% de plus que les 15-24 ans. Deuxièmement, pour des classes d'âge comparables, les rémunérations masculines augmentent avec le nombre d'enfants alors que les rémunérations féminines diminuent. Une explication est que les femmes seraient prêtes à opter pour des emplois ou des postes moins intéressants financièrement pour bénéficier, par exemple, d'horaires aménagés permettant de concilier plus facilement vie professionnelle et vie familiale. Comme le suggèrent Altonji & Paxson (1988, 1992), les emplois se constituent souvent d'un ensemble fixe « heures de travail - salaire ». Par conséquent, quand les femmes veulent modifier leurs horaires, elles sont souvent obligées de changer de poste, ce qui entraîne souvent une baisse de leur rémunération par heure. Au contraire, nous pouvons supposer que les hommes vont en général faire des heures supplémentaires (mieux payées) ou s'orienter vers des emplois mieux rémunérés afin de subvenir à la nouvelle charge financière. Il est aussi à noter que les femmes sans enfants perçoivent des rémunérations plus élevées que les hommes sans enfants alors que les femmes avec enfants perçoivent des salaires très nettement inférieurs.

Ainsi, la naissance d'enfants amène une grande majorité des femmes à réduire leurs activités professionnelles rémunérées (soit par la diminution des heures, soit par le retrait du marché) ce qui se répercute par une moindre progression dans la hiérarchie et par de faibles rémunérations comparativement aux hommes. Le déroulement de la carrière de ces derniers semblent au contraire peu affecté par leur paternité. Que cela soit en termes de présence sur le marché du travail ou de volume de travail offert, la présence d'enfants n'apparaît exercer un effet significatif que sur les comportements féminins. Le partage des rôles au sein des couples semble fortement influencer la vie professionnelle des femmes. La question du pouvoir de négociation des femmes dans le ménage est donc d'un grand intérêt.

Là encore, toutes les femmes n'ont pas le même rapport à la maternité et elles développent des comportements professionnels très différenciés. En particulier, en plus du nombre d'enfants, l'âge à la naissance du premier enfant exerce un effet marqué sur l'activité.

### 2.3.3 Le dilemme des « vingt ans »

Les jeunes femmes subissent un dilemme entre 20 et 30 ans : comment articuler carrière et maternité ? En croisant présence sur le marché du travail et fécondité des femmes nées vers 1960, nous obtenons une première illustration des difficultés, voire des risques d'une conciliation « vie professionnelle - vie familiale » de certaines catégories de femmes :

- presque un tiers (31,7%) des femmes de la génération soixante ont été majoritairement actives (dix ans et plus de présence sur le marché du travail) pendant quinze ans mais ont eu une fécondité faible (pas d'enfant ou un seul). Elles sont plus fréquemment diplômées et exercent plutôt un emploi de cadre ou une profession intermédiaire.
- et un quart des femmes de cette génération conjugue une fécondité moyenne ou élevée (deux enfants et plus) et une certaine distance au marché du travail avec moins de dix ans d'activité. Souvent non diplômées ou titulaires d'un BEPC, elles sont ou ont été plus fréquemment ouvrières ou employées de bureau.

A une extrémité de l'éventail des qualifications, nous trouvons une part non négligeable de femmes très qualifiées qui sont amenées à sacrifier leur vie familiale pour réussir leur carrière professionnelle à hauteur de leurs espérances, et à l'autre extrémité se présente le parcours inverse, des femmes non qualifiées qui ont délaissé le marché du travail pour se consacrer plus exclusivement à la vie de famille et dont les perspectives d'une reprise d'activité sont faibles.

La deuxième illustration de cette difficile conciliation, qui est en fait un corollaire de la première, est la faible fécondité des femmes occupant, en 1997, les emplois à hautes responsabilités (ingénieurs, cadres, agents de maîtrise).

43% des femmes cadres en 1997 n'avaient aucun enfant contre 26% des employées de bureau. En revanche, les hommes sans enfants représentent le même pourcentage dans ces deux catégories (32%). Contrairement aux hommes, les femmes semblent devoir faire le choix entre avoir une famille nombreuse et poursuivre une carrière au plus haut niveau.

D'ailleurs la précocité de la maternité pèse négativement non seulement sur la progression dans la hiérarchie professionnelle mais plus généralement sur l'emploi par rapport à l'inactivité [Marry et al. (1995), Battagliola, Brown & Jaspard (1997)]. Toujours à partir

	HOMMES	FEMMES
manœuvre ou ouvrier spécialisé	1,48	1,46
ouvrier qualifié	1,49	1,31
agent de maîtrise	<b>1,38</b>	<b>1,06</b>
technicien, VRP	1,16	1,04
institutrice, infirmier, assistante sociale	1,31	1,31
ingénieur ou cadre	<b>1,36</b>	<b>1,01</b>
professeur	1,24	1,21
employé de bureau, etc	1,26	1,32

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carrières 1997

TABLEAU 1.20: NOMBRE MOYEN D'ENFANTS PAR POSITION PROFESSIONNELLE

de notre échantillon de femmes de la génération soixante, nous remarquons que l'âge à la première maternité a une grande influence sur l'attachement des femmes au marché du travail.

	PREMIÈRE MATERNITÉ		
	AVANT 20 ANS	20-23 ANS	APRÈS 23 ANS
l'emploi domine	52,1%	70,9%	88,3%
le chômage domine	7,0%	4,4%	2,7%
l'inactivité domine	40,9%	24,7%	9,0%
ouvrière - employée	90,2%	91,1%	82,1%
profession intermédiaire	9,8%	7,4%	11,2%
cadre	0,0%	1,5%	6,7%

Source : calculs réalisés à partir de l'Enquête Jeunes-Carrières 1997

TABLEAU 1.21: INFLUENCE DE LA PREMIÈRE MATERNITÉ SUR LE PARCOURS PROFESSIONNEL

L'âge moyen à la première maternité était de 25 ans pour les femmes de la génération étudiée<sup>34</sup>. 7,5% d'entre elles ont eu leur premier enfant avant 20 ans, 33% entre 20 et 23 ans et 59% après 23 ans. Plus les femmes ont leur premier enfant tôt dans leur vie, plus leur itinéraire est dominé par des épisodes d'inactivité. En outre, la précocité de la maternité accroît les risques d'avoir un parcours professionnel dominé par le chômage. La plus forte discontinuité professionnelle des femmes actives ayant précocement des enfants se répercute sur les emplois qu'elles occupent quinze ans après leurs sorties du système scolaire. Presque 7% des femmes ayant eu leur premier enfant après 23 ans étaient cadres en 1997 contre

<sup>34</sup>Pour les hommes, l'âge moyen à la naissance du premier enfant, pour la même génération est de 28 ans. Ils sont moins de 15% à avoir eu un enfant avant 24 ans contre 41% des femmes.

moins de 1% des femmes devenues mères avant 24 ans.

De manière plus générale, les modes d'entrée dans la vie conjugale et maternelle jouent sur l'activité féminine. Comme l'ont montré Blöss, Frickey & Novi (1994), les premiers pas accomplis en début de cycle de vie adulte orientent déjà les stratégies de participation à la vie professionnelle. Quitter ses parents pour suivre une formation ou occuper un emploi (mode d'entrée « individuel » selon les termes de Blöss et al. (1994)) favorise l'accès à des statuts professionnels élevés alors que les quitter pour se marier et avoir précocement des enfants (mode d'entrée « matrimonial ») révèle un faible attachement au marché du travail et prélude d'une forte discontinuité professionnelle. Dans notre échantillon, parmi les jeunes femmes de 25-29 ans ayant quitté leurs parents pour se mettre en couple marié, à peine 3% sont devenues cadres en 1997, contre près de 17% de leurs homologues qui ont quitté leurs parents sur le mode individuel.

En résumé, face au dilemme des vingt ans, il y a bien deux profils de femmes qui se distinguent : celles qui mènent d'abord leur carrière professionnelle et retardent les maternités et celles qui ont d'abord un enfant et privilégient leur famille. Les premières, souvent issues des milieux favorisés et plus éduqués, adoptent un plan de carrière, auront plus souvent un emploi stable et à plein temps et atteindront des fonctions mieux rémunérées et plus gratifiantes. Elles rentabilisent ainsi leur formation initiale, mais perdent des opportunités d'avoir des enfants puisqu'elles les auront plus tard. Comme la fertilité diminue à partir de 30 ans, elles en auront moins parfois aucun, surtout que les périodes où l'on a de jeunes enfants et où se noue le destin professionnel se recouvrent de plus en plus (entre 25 et 40 ans). Les secondes, qui commencent par avoir des enfants, souvent issues des milieux ouvriers ou moins éduqués, auront plus d'enfants (en moyenne 2,4) mais resteront employées ou ouvrières, auront plus fréquemment un emploi instable ou à temps partiel ou encore renonceront à travailler. Elles interrompent souvent leur activité et s'y réinsèrent difficilement.

Face aux contraintes liées à la maternité, la femme active avec au plus deux enfants est devenue le modèle de référence en France. Mais, le dilemme des vingt ans (enfant ou carrière) crée une dualité nouvelle entre les femmes qui peuvent mener de pair les deux et celles qui ne le peuvent pas et qui doivent renoncer soit aux enfants soit au travail. En

outre, il semble que seules celles ayant mis en place une organisation familiale leur permettant de sous-traiter les tâches domestiques traditionnellement imparties aux femmes ou celles qui sont restées célibataires et sans enfants peuvent espérer une évolution professionnelle comparable à celle des hommes, sous réserve que les employeurs dépassent les représentations stéréotypées du modèle féminin d'activité, ce qui n'est malheureusement pas toujours le cas.

Dans les chapitres suivants, nous examinerons les théories justifiant économiquement la ségrégation occupationnelle et les écarts salariaux et promotionnels que l'on a observé entre sexes. En particulier, nous verrons que les comportements discriminatoires des employeurs sont souvent dictés par le poids des représentations dominantes dans notre société quant à la famille et aux rôles respectifs des pères et des mères.

## CHAPITRE 2

---

### Théories de la ségrégation professionnelle et des écarts salariaux entre sexes : Une revue de la littérature

---

Avec l'augmentation spectaculaire de la participation des femmes sur le marché du travail, les économistes et les sociologues ont porté une attention croissante à l'étude de leur situation professionnelle tout en la comparant à celle des hommes. Depuis les années soixante, les inégalités entre sexes sont devenues un sujet récurrent en économie du travail. Or les disparités entre hommes et femmes sur le marché du travail se manifestent principalement sous deux formes : une différence de salaire au profit des hommes et une répartition différenciée des emplois selon le sexe (cf. chapitre 1). C'est pourquoi ces deux thèmes ont toujours été traité parallèlement dans la littérature surtout qu'il a vite été admis que la ségrégation occupationnelle était un facteur prépondérant dans les écarts salariaux.

Certains travaux se sont appliqués à décrire l'évolution temporelle des différences salariales et de la partition des emplois par sexes et notamment les changements intervenus au fur et à mesure de la mise en place de politiques gouvernementales anti-discriminatoires<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup>Ils ont en général mis en évidence une tendance à la baisse des différences de salaires et d'opportunités d'emplois entre sexes. Sur ce thème voir notamment Goldin (1986), Blau & Beller (1988), Fields & Wolff (1991), King (1992), O'Neill & Polachek (1993), Jacobsen (1994), Blau & Kahn (1996, 1997, 2000), Blau, Simpson & Anderson (1998b), Blau, Ferber & Winkler (1998a), Jacobs (1999) et Wells (1999).

D'autres ont tenté de justifier ces disparités à l'aide de modélisations théoriques. L'optique de ces recherches était de cerner leur(s) origine(s) afin d'être en mesure de recommander des politiques qui amélioreraient efficacement la situation des femmes sur le marché du travail. Nous nous proposons dans ce chapitre de recenser l'apport de la théorie économique dans la compréhension à la fois des causes de la ségrégation occupationnelle et de la différence de salaires entre hommes et femmes. Quelques revues de la littérature plus ou moins anciennes ont déjà été écrites sur le sujet [Lundahl & Wadensjo (1984), Cain (1986), Altonji & Blank (1999), Fryer (2001*b*)]. La nôtre met l'accent sur la validité empirique des théories et en particulier sur leur pertinence vis-à-vis des faits stylisés décrits au chapitre 1.

Nous présentons dans la section 1 les premières approches théoriques sur les inégalités professionnelles hommes/femmes issues du courant néoclassique. Les théories qui expliquaient les écarts de salaire par des critères objectifs (diplôme, expérience, stabilité dans l'emploi) s'opposaient alors à celles mettant en avant la discrimination et les préjugés des employeurs. Or les différences dans les facteurs productifs et notamment les différences de capital humain semblaient être incapables de décrire à elles seules l'ensemble de l'écart salarial observé. D'autre part, les modèles initiaux de discrimination étaient peu convaincants dans leur explication de la pérennité des différences de salaire entre sexes. Les approches les plus récentes de la discrimination font l'objet de la section 2. En se plaçant, la plupart du temps, dans un contexte informationnel plus compliqué et en intégrant les concepts de la théorie du capital humain, elles parviennent le plus souvent à échapper aux limites des modèles classiques de la discrimination.

## 1 Les premières théories et leurs limites

Dans la littérature, la théorie néoclassique a été la première à donner un éclairage sur les différences salariales entre sexes. Elle affirme que si les deux groupes ont des productivités identiques, l'existence d'écarts salariaux hommes-femmes ne peut être qu'un phénomène mineur et transitoire en situation de concurrence. Si effectivement les femmes étaient aussi productives que les hommes mais avaient des salaires plus faibles, les entreprises auraient intérêt à n'employer que du personnel féminin selon le principe de minimisation des

coûts. La demande pour le travail féminin augmenterait alors fortement et la concurrence entre les entreprises conduirait à un accroissement des salaires des femmes jusqu'à finalement l'égalisation avec ceux des hommes. Or, dans les faits, d'importants écarts salariaux hommes-femmes persistent depuis des décennies sur l'ensemble des marchés occidentaux.

Devant cette réalité, plusieurs conclusions se sont imposées aux néoclassiques : soit les hommes et les femmes ne sont pas identiquement productifs, soit des facteurs autres que la productivité marginale des salariés entrent en ligne de compte dans les politiques de rémunérations des entreprises. Ces deux voies théoriques ont été explorées.

Plusieurs modèles, dont le plus connu est celui du capital humain, donnent une justification aux écarts potentiels de productivité entre sexes. Ils posent alors comme hypothèse que les différences en termes de salaires et d'emplois occupés sont la conséquence de différences dans les préférences ou les qualifications. En revanche, les théories de la discrimination ont pris le parti d'expliquer comment des hommes et des femmes, de productivité identique, peuvent percevoir des salaires différents. Ces derniers modèles de discrimination privilégient les caractéristiques de la demande du travail féminin alors que les premiers ne prennent en compte que les aspects de l'offre de travail.

Les hypothèses d'écarts de productivité entre les deux sexes et de discrimination ont été associées dans la plupart des travaux empiriques sur les inégalités salariales. La discrimination est supposée être la différence résiduelle qui existe et qui ne peut être justifiée par les facteurs de productivité (préférences, qualifications, etc). Cependant, dans les dernières décennies, les modèles fondés sur les différences de productivité ont connu peu de développements. C'est pourquoi, malgré leur importance dans la littérature, nous ne présenterons ici qu'un bref résumé des explications en termes de préférences et de capital humain des inégalités entre sexes. En revanche, nous insisterons davantage sur les premières théories de la discrimination dont se sont fortement inspirés les modèles les plus récents<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup>Nous exposerons les versions les plus abouties des modèles de discrimination à la section 2.

## 1.1 Différences dans les préférences et les qualifications

### 1.1.1 Différences dans les préférences

Un argument traditionnellement avancé pour expliquer les inégalités professionnelles entre sexes postule que les hommes et les femmes diffèrent dans leurs préférences pour le marché du travail, non seulement en termes de participation mais aussi en termes de choix du type d'emplois [Daymont & Andrisani (1984); Filer (1983, 1986), Reed & Dahlquist (1994)]. Au vu des statistiques du chapitre 1, cette hypothèse paraît plausible : notamment, les femmes font plus fréquemment le choix d'un investissement prioritaire dans la vie familiale que dans la vie professionnelle et elles semblent avoir une préférence pour les emplois de bureau comparés à certains emplois manuels et un certain engouement pour le secteur public par rapport au secteur privé. De nombreux travaux ont détaillé les aspects des emplois auxquels les hommes et les femmes étaient plus ou moins sensibles. Par exemple, il a souvent été noté que les femmes accorderaient une grande importance aux conditions de travail alors que les hommes s'intéresseraient surtout à la rémunération de leur emploi [Forgione & Peters (1982); Murray & Atkinson (1981)]. England (1992) résume plusieurs études qui indiquent que dans leur choix d'activité, les hommes privilégieraient plus le prestige social de l'emploi, l'aspect financier et leur autonomie alors que les femmes attacheraient plus d'importance au travail en équipe, au côté créatif de l'emploi et à l'utilité de leurs tâches pour les autres.

Ce champ d'études et en particulier la question de l'origine de telles différences dans les préférences a intéressé à la fois des psychologues, des sociologues et des économistes et est un thème central en économie de la famille [Becker (1974, 1981)]. Il ressort de ces travaux que la famille joue un rôle important dans la transmission des préférences et que les choix des femmes sont fortement influencés par la reproduction des rôles sociaux attribués aux deux sexes<sup>3</sup>. Certains emplois sont occupés de façon disproportionnée par des femmes car ils sont plus compatibles avec leurs responsabilités domestiques et l'éducation

---

<sup>3</sup>Pour plus d'informations sur la relation entre la socialisation et les choix occupationnels des femmes, voir par exemple Marini & Brinton (1984), Blau & Ferber (1992) et Reskin (1993). Konrad & Cannings (1997) mettent en évidence la forte influence de la reproduction des rôles sociaux dans le déroulement des carrières et notamment sur les promotions. Il faut dire que la majorité des tâches de la production domestique sont encore assumées par les femmes [Blau (1998), Glaude (1999)].

des enfants. Ces choix relèvent souvent, de ce fait, de pratiques sociales discriminatoires, parfois léguées par l'éducation des parents [Thomas (1990), Borghans & Groot (1999), Jonsson (1999)]. La différence de traitement entre filles et garçons peut être une réponse rationnelle des parents à la discrimination supposée sur le marché du travail. Les parents qui pensent que leur fille sera confrontée à des formes de discrimination dans les emplois traditionnellement masculins, vont s'efforcer de diriger ses préférences vers d'autres métiers plus « féminins ». De même, Becker (1981) affirme que les parents ont intérêt à inciter leur fille à s'investir dans la production domestique car ces performances auront des chances d'être récompensées sur le marché du mariage, où se trouvent les hommes eux mieux préparés au marché du travail. Indépendamment des causes, il est facile de montrer que les différences dans les préférences vont être à l'origine de différences dans les distributions d'emplois et de salaires.

Par exemple, la théorie des salaires hédoniques justifie les écarts salariaux hommes - femmes par des différences de goûts pour les conditions de travail. Selon Rosen (1986), le seul salaire des employés ne reflète pas l'intégralité de leur rémunération. La rémunération *totale* d'un emploi comporte certes des aspects monétaires (le salaire, les primes) mais également des attributs non monétaires (agrément, prestige social) ou à l'inverse, comporte une compensation pour des caractéristiques désagréables de l'emploi (pénibilité, horaires atypiques, etc). Ainsi, dans les emplois présentant des conditions de travail particulièrement avantageuses, les salaires observés pourront, à productivité égale, être inférieurs à la moyenne, alors que ce sera le contraire pour ceux offrant des conditions de travail plus mauvaises que la normale. Si, par choix, les hommes occupaient plus souvent que les femmes des emplois à mauvaises conditions de travail, cela pourrait expliquer, en partie, les écarts de salaire constatés. Cette différence reflèterait alors non pas des inégalités mais une égalité de la rémunération totale. Filer (1985) affirme que de telles différences compensatrices pourraient être responsables d'un quart de l'écart salarial hommes-femmes. DeLeire & Levy (2001) trouvent que la moindre préférence des femmes pour les emplois dangereux (en termes de risques de blessures et d'accidents mortels) explique 25% de la ségrégation occupationnelle. Cependant, la pertinence empirique de cette théorie est faible<sup>4</sup>, notamment en France [Daniel & Sofer (1998)]. Il faut donc chercher ailleurs les causes principales

<sup>4</sup>Voir Rosen (1986) pour une revue des résultats empiriques qui apparaissent plutôt mitigés. Ceux de Jacobs & Steinberg (1990) réfutent la théorie sur plusieurs points.

des écarts de salaire, comme de la partition par sexes des emplois.

### 1.1.2 Différences d'investissement en capital humain

L'application de la théorie du capital humain, introduite par Becker (1962), au problème de répartition du travail entre hommes et femmes apporte un certain nombre d'éléments d'explications incontestables mais partiels à la situation défavorisée de ces dernières sur le marché du travail. Cette théorie rejoint en certains points l'argumentaire sur les différences de préférences. La reproduction des rôles sociaux et les éventuelles discriminations parentales dans les pratiques éducatives peuvent être une source de différences d'investissement en capital humain ; elles peuvent effectivement se traduire chez les femmes non seulement par un moindre engagement dans l'éducation initiale et l'accumulation d'une moindre expérience professionnelle, mais aussi par le choix de filières professionnelles moins astreignantes (en termes d'horaires ou du montant de l'investissement) ou encore même par le choix de filières scolaires conduisant à des emplois « féminins » en nombre limité sur le marché.

Plus traditionnellement, les économistes de ce courant ont expliqué les différences de salaire par le plus faible attachement des femmes au marché du travail qui se reflète à la fois dans l'effort et le temps consacré au travail. Ils ne se soucient pas alors de l'origine de cette moindre participation - choix volontaires ou pratiques sociales discriminatoires - et analysent uniquement ses conséquences.

Pour Mincer & Polachek (1974, 1978), le moindre investissement des femmes dans leur emploi est la source majeure des écarts salariaux. Même à niveau d'études égal au départ, les femmes accumulent au cours de leur vie professionnelle moins de capital humain que les hommes en raison du moindre temps consacré par elles au travail salarié<sup>5</sup>. De ce fait, les femmes accumuleraient moins d'expérience professionnelle et s'investiraient moins dans la formation en entreprise souvent conditionnelle à une certaine stabilité dans l'entreprise. Leur productivité n'augmenterait ainsi pas autant, ni aussi vite, en moyenne, que celle des hommes ; d'où des croissances salariales plus modérées au cours de leur carrière et un écart

---

<sup>5</sup>Les chiffres du chapitre 1 tant sur les interruptions d'activité que sur les durées de travail hebdomadaires, montrent bien que les femmes consacrent au travail salarié, en moyenne, moins de temps que les hommes.

de salaire se creusant avec l'âge.

Becker (1985) ajoute un autre facteur d'explication, à mon sens plus critiquable : l'effort dans le travail. Il affirme qu'étant donnée la double responsabilité des femmes, professionnelle et domestique, elles dépensent moins d'énergie dans chaque heure de travail que les hommes effectuant le même nombre d'heures<sup>6</sup> ; les écarts salariaux entre sexes ne feraient alors que refléter ces différences de productivité.

Cette approche théorique a motivé de nombreux travaux empiriques, basés sur l'estimation d'équations de salaires. Mincer & Polachek (1974) ont proposé la formalisation d'un test des modèles de capital humain qui a ensuite été repris abondamment dans la littérature et qui tient lieu, encore aujourd'hui, de référence<sup>7</sup>. Comme l'effort et l'investissement personnel dans l'emploi sont difficiles à mesurer, ils ont utilisé l'expérience professionnelle pour les approximer. Leur test consiste ainsi à estimer, sur données transversales et de façon séparée pour les deux sexes, les fonctions de gains suivantes qui incluent des variables représentant les interruptions de carrières et à calculer le salaire qu'aurait gagné une femme si son expérience professionnelle avait été celle observée en moyenne pour les hommes :

$$\log w = f(s, e, h, x) + u, \quad (2.1)$$

où  $s$  est le niveau de scolarité,  $e$  un vecteur retraçant les segments de vie professionnelle,  $h$  les périodes d'inactivité et  $x$  les autres caractéristiques productives (formation professionnelle, mobilité, nombres d'enfants, durée du travail, etc).

Mincer & Polachek (1974) ont alors trouvé, sur données américaines datant du milieu des années soixante, que les différences d'investissement en capital humain permettraient

<sup>6</sup>Déjà, Hicks (1932) affirmait que les femmes, physiquement plus faibles et absorbées par les préoccupations ménagères, ne sauraient avoir la même efficacité que les hommes dans leur travail. Récemment Hersch & Stratton (1997, 2002) ont mis en évidence empiriquement l'effet négatif du travail domestique sur les salaires.

<sup>7</sup>A la suite de Mincer & Polachek (1974) et uniquement sur données américaines, nous pouvons citer Polachek (1975a, 1975b), Landes (1977), Corcoran & Duncan (1979), Duncan & Hoffman (1979), Sandell & Shapiro (1980), Mincer & Ofek (1982), Corcoran, Duncan & Ponza (1983), Cox (1984), Nord (1987), Blau & Ferber (1987), Blau & Beller (1988), Gronau (1988), Filer (1993), O'Neill & Polachek (1993), Wellington (1993), Kim & Polachek (1994), Polachek & Kim (1994), Light & Ureta (1995) et Blau & Kahn (1997).

d'expliquer 45% de l'écart salarial entre hommes et femmes mariés et 40% de l'écart des célibataires. Ces chiffres ont été confirmés par les études postérieures<sup>8</sup>. Entre autres, Gronau (1988) et Light & Ureta (1995) qui tiennent compte des biais potentiels d'endogénéité des variables d'expérience professionnelle<sup>9</sup>, concluent aussi que près de la moitié de l'écart salarial hommes - femmes est attribuable à des différences de formation en entreprise et d'attachement au marché du travail.

Sur données françaises, il n'y eut longtemps aucune recherche empirique identique à celle de Mincer & Polachek (1974), faute d'informations satisfaisantes sur le déroulement des carrières permettant de connaître avec précision la durée de l'activité professionnelle. Sofer (1990) a fait une première tentative en introduisant dans une fonction de gains les périodes d'inactivité. Toutefois, ce travail portait sur un échantillon tronqué, relativement ancien et avait pour principal objectif de parvenir à une meilleure mesure de la discrimination hommes - femmes et non de fournir une bonne estimation du rôle joué par l'attachement au marché du travail dans l'écart salarial entre sexes. Meurs & Ponthieux (2000) comblent ces lacunes grâce aux données de l' *Enquête Jeunes - Carrières 1997*. Elles montrent que les différences de durée hebdomadaire de travail jouent un rôle important puisqu'elles expliquent les 2/5 de l'écart salarial ; les autres différences structurelles (l'expérience professionnelle, la durée des études, l'ancienneté mais aussi la catégorie socio-professionnelle, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise, etc) expliquent deux autres cinquièmes.

Toutes ces études empiriques confirment que les différences d'investissement en capital humain sont au cœur des inégalités entre sexes mais qu'elles ne suffisent pas à elles seules, en France non plus, à rendre compte des écarts de salaire entre hommes et femmes. Les femmes perçoivent, à qualifications et à montant de capital humain identiques, des

---

<sup>8</sup>Voir Treiman & Hartmann (1981) pour le résumé de sept études empiriques. Ils notent qu'un peu moins de 50% des différences de salaires entre sexes peuvent être expliqués par les seules variables de capital humain.

<sup>9</sup>Gronau (1988) souligne que la principale critique avancée contre la méthodologie de Mincer & Polachek (1974) est que la relation entre expérience professionnelle et faibles salaires peut être inversée. Certes, on peut considérer que les femmes qui anticipent de se retirer du marché du travail, vont moins s'investir dans la formation et ainsi avoir une croissance salariale plus modérée. Mais on peut aussi soutenir que ce sont leurs faibles salaires qui encouragent les femmes à interrompre leur carrière. Afin de tenir compte de ces deux aspects, Gronau (1988) et Light & Ureta (1995) estiment les équations de salaires en utilisant la méthode des variables instrumentales.

rémunérations moyennes inférieures à celles des hommes de l'ordre de 20 à 30%. Cet écart « inexplicable » a souvent été imputé aux pratiques discriminatoires même si pour certains, il reflète seulement les difficultés voire l'impossibilité de mesurer avec précision les variables de capital humain (motivation, effort personnel, champs de spécialisation à l'école, réelle expérience professionnelle, etc).

En outre, l'approche en termes de capital humain a été étendue pour tenter d'expliquer la partition par sexe du marché du travail. L'idée sous-jacente est que le moindre attachement des femmes à l'activité rémunérée pourrait être à l'origine non seulement des inégalités salariales hommes - femmes mais aussi de la ségrégation occupationnelle. Sur ce dernier point, deux contributions théoriques majeures sont à noter : celle de Zellner (1975) et celle de Polachek (1976, 1978, 1979, 1981), dont les résultats sont, à notre sens, plus à considérer comme complémentaires que mutuellement exclusifs.

Zellner (1975) se contente d'élargir intuitivement les conclusions des modèles précédents aux choix occupationnels. Pour ce faire, il lui suffit de supposer que tous les emplois ne requièrent pas le même niveau d'investissement en capital humain. Le moindre engagement des femmes sur le marché rémunéré les conduit de fait à choisir des emplois différents de ceux des hommes, notamment moins exigeants en termes de formation. Zellner précise que les emplois occupés majoritairement par des femmes devraient offrir des salaires d'embauche plus élevés mais une progression salariale plus modérée que les emplois occupés majoritairement par des hommes. Ces derniers sont en général prêts à renoncer à une partie de leur rémunération<sup>10</sup> durant leurs premières années de vie active en échange d'une formation qui conduit à une forte progression des salaires, la durée disponible pour rentabiliser leur investissement étant assez longue. En revanche, beaucoup de femmes ne sont pas employées assez d'années (expérience inférieure à  $OH$ ) pour permettre à la plus forte croissance salariale de compenser le plus faible niveau de rémunération initial. Les profils salariaux prédits par Zellner sont décrits par la figure 2.1.

Polachek (1979, 1981) propose un véritable modèle formalisé de capital humain où le niveau d'investissement en formation et le choix de l'emploi sont déterminés explicitement et simultanément. Son analyse est fondée sur l'hypothèse « d'atrophie » selon laquelle le

---

<sup>10</sup>C'est-à-dire prendre en charge une partie ou la totalité des coûts de formation.

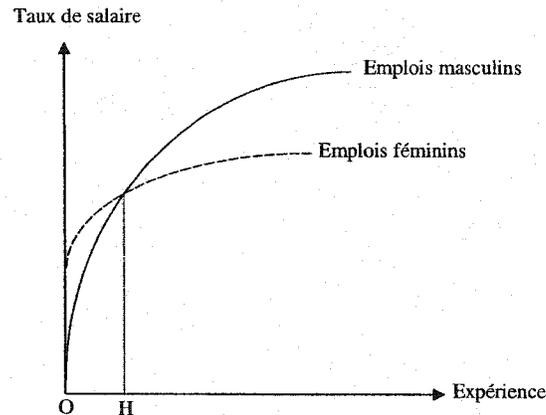


FIGURE 2.1: PROFILS SALARIAUX DANS LA THÉORIE DE ZELLNER

capital humain des salariés se déprécie durant leurs périodes d'inactivité ce qui occasionne des pertes de salaire : un individu aura, à son retour sur le marché du travail, un salaire plus faible que celui qu'il avait quand il a quitté son emploi pour se consacrer à la production domestique. Or, pour Polachek, les emplois se distinguent par des taux d'atrophie différents. Dans ce cas, les femmes qui projettent de ne travailler que de façon intermittente, devraient choisir les postes pour lesquels l'interruption d'activité est la moins pénalisée, la dépréciation mesurée en pertes de salaires, étant la plus faible. Cette dernière condition implique, réciproquement, que l'accroissement de gain dû à l'appréciation du capital humain, dans les emplois correspondant, sera également plus faible. Les hommes qui ont, pour la plupart, une insertion professionnelle continue, n'ont pas d'incitations à choisir de tels emplois ; ils préfèrent s'engager dans des postes où le taux d'atrophie est élevé car ce sont aussi ceux où les profils expérience-revenus sont les plus pentus.

Zalokar (1988) complète l'analyse de Polachek en faisant la distinction entre capital humain général et capital humain spécifique. Elle précise que le capital humain spécifique, c'est-à-dire les qualifications, le savoir-faire propres à l'emploi et qui ne peuvent être totalement transférés d'une occupation à l'autre, se déprécie plus rapidement lors des périodes d'inactivité que le capital humain général (compétences en calculs, lecture, culture générale, etc) qui lui peut être partiellement utilisé dans les activités domestiques. En contrepartie, le rendement du capital humain spécifique est plus élevé en termes de salaires. C'est pourquoi, comme précédemment, les hommes et les femmes qui anticipent de participer

continûment à l'activité rémunérée devraient choisir des emplois plus exigeants en capital humain, et notamment en capital humain spécifique que les femmes qui envisagent d'interrompre fréquemment leurs carrières. Cependant, Zalokar (1988) souligne que les femmes qui ont l'intention de se retirer du marché du travail tardivement - en particulier celles qui retardent leur première maternité - auront tout de même intérêt à s'engager dans des emplois à fort investissement spécifique durant leurs premières années de vie active.

En résumé, les théories de Zellner (1975) et Polachek (1979, 1981) prédisent toutes deux que les femmes auront tendance à se spécialiser dans les occupations où leurs discontinuités de carrière sont les moins pénalisées, c'est-à-dire dans des emplois plutôt à faibles qualifications, valorisant peu l'expérience professionnelle et l'ancienneté. Cependant leur validité empirique dont la discussion a donné lieu à de nombreuses études et controverses [Beller (1982); England (1982, 1984, 1985); Abowd & Killingsworth (1983); Polachek (1985), Wellington (1993); Albrecht, Edin, Sundström & Vroman (1999)] n'est encore ni établie, ni totalement infirmée aujourd'hui.

La conclusion de Zellner selon laquelle les femmes vont plutôt préférer les emplois avec les salaires de départ les plus élevés mais les rendements de l'expérience les plus faibles, a été réfutée à deux reprises. England (1984) montre sur les données du *Panel Study of Income Dynamics (1974)* que la valorisation de l'expérience n'est pas - statistiquement - différente entre les emplois à main d'œuvre majoritairement masculine et ceux à main d'œuvre majoritairement féminine. Toujours sur un panel américain, England, Farkas, Kilbourne & Dou (1988) estiment des fonctions de gains avec effets fixes et trouve que le pourcentage de femmes dans un emploi influence négativement les salaires d'embauche<sup>11</sup> ce qui laisse sous-entendre que les femmes ne choisiraient pas les emplois avec les salaires de départ les plus élevés. En revanche, Hansen & Wahlberg (2000) ont mis en évidence très récemment que pour les femmes suédoises, le rendement de l'expérience était 60% plus élevé dans les emplois à majorité masculine qu'à majorité féminine, ce qui plaide en faveur de la théorie de Zellner. Sur données françaises, cette dernière n'a pas, à notre connaissance, été testée contrairement à celle de Polachek.

---

<sup>11</sup>Ce résultat confirme celui de Greenberger & Steinberg (1983) obtenu sur un échantillon moins représentatif.

Des études ont confirmé la pertinence de l'hypothèse de dépréciation du capital humain dans l'explication de la répartition des emplois par sexe [Polachek (1979, 1981) ; Mincer & Ofek (1982) ; Polachek (1985)]. D'autres recherches ont conclu, à l'inverse, que le phénomène d'atrophie n'apparaît nullement dans leurs résultats et que la partition du marché du travail et en particulier la concentration des femmes dans un petit nombre d'emplois, peut être attribuée à la discrimination [Beller (1982) ; Corcoran (1979) ; England (1982, 1984) ; Abowd & Killingsworth (1983)]. Il y eut un vrai débat méthodologique, principalement entre Polachek et England, sur la manière de tester empiriquement cette hypothèse<sup>12</sup>.

Polachek (1979, 1981), à partir des données américaines du *National Longitudinal Survey of Women*, regroupe les femmes en huit catégories socio-professionnelles ( $k$ ) et calcule « le taux d'atrophie » pour chaque groupe. Le taux d'atrophie est alors défini comme la perte financière occasionnée par une interruption de carrière d'un an et est mesuré par le coefficient  $\alpha_3$  dans la régression suivante :

$$W_k = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 Exp + \alpha_3 H + \alpha_4 X + \varepsilon, \quad (2.2)$$

où  $S$  est le niveau de scolarité,  $Exp$  l'expérience professionnelle,  $H$  les périodes d'inactivité et  $X$  les autres caractéristiques productives.  $\alpha_3$  doit être négatif s'il y a dépréciation du capital humain.

Polachek régresse ensuite les taux d'atrophie trouvés dans les différents emplois féminins en fonction de caractéristiques individuelles (capital humain, statut familial, nombre d'enfants, etc), dont la plus intéressante est le temps passé en dehors du marché du travail ( $H$ ). Il trouve ainsi une relation négative et significative entre les longueurs des périodes d'inactivité et le taux de dépréciation et en conclut que les femmes avec les interruptions de carrières les plus importantes sont bien dans les emplois avec les taux d'atrophie les plus faibles comme le prédit sa théorie.

Toutefois, l'étude de Polachek ne constitue qu'un test partiel de l'hypothèse d'atrophie puisque qu'elle n'analyse pas si les coefficients trouvés pour les hommes et les femmes sont significativement différents ou du moins il ne met pas en évidence une corrélation négative entre le taux de dépréciation et la féminisation des emplois. England (1982, 1984) se concentre sur ce dernier point. Au lieu d'estimer une équation de salaire par catégorie

<sup>12</sup>Voir Polachek (1985) et England (1985) pour des précisions sur la controverse.

socio-professionnelle, elle effectue une seule régression, au niveau individuel, qui intègre le taux de féminisation de l'emploi ( $Tf$ ) :

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 Exp + \beta_3 H + \beta_4 X + \beta_5 Tf + \beta_6 H * Tf + \beta_7 Exp * Tf + \varepsilon. \quad (2.3)$$

Les tests de l'hypothèse d'atrophie correspondent alors à :

- un coefficient de  $H * Tf$  positif : l'augmentation du taux de féminisation  $Tf$  réduit l'effet négatif du temps passé hors du marché du travail,
- un coefficient de  $Exp * Tf$  négatif : il y a une moindre appréciation du capital humain dans les emplois les plus féminisés.

Les travaux de England (1982, 1984) et Corcoran, Duncan & Ponza (1984) remettent en cause la théorie de Polachek car ils trouvent des coefficients pour  $H * Tf$  et  $Exp * Tf$  non significatifs. Certes, les femmes subiraient une dépréciation de salaire durant leurs interruptions de carrière ( $\beta_3 < 0$ ) mais ce taux de dépréciation ne dépendrait pas du fait qu'elles occupent un emploi typiquement masculin ou féminin. Ces doutes sur la validité empirique de l'hypothèse d'atrophie ont été confirmés pour la France. Riboud (1988) estime des équations de type (2.3) à partir d'un échantillon d'environ 500 femmes actives de l'enquête *Etudes des conditions de vie (1978)* et obtient des coefficients  $\beta_3$  et  $\beta_6$  non significatifs. Sofer (1990) effectue les deux formes de test (équations (2.2) et (2.3)) sur les données *Formation et qualification professionnelle (1977)* et conclut elle aussi que l'approche de Polachek n'est pas conforme à la réalité<sup>13</sup>. La partition du marché du travail ne semble pas trouver ses fondements dans un choix rationnel des femmes elles-mêmes qui se justifierait par la perspective d'une interruption d'activité.

Comme seule une partie des inégalités salariales et occupationnelles a pu être expliquée par les caractéristiques de l'offre de travail (préférences, capital humain), des modèles alternatifs ont suggéré de privilégier au contraire les aspects de la demande de travail féminin. C'est le cas en particulier des théories économiques de la discrimination.

<sup>13</sup>Dans l'équation (2.2), le coefficient  $\alpha_3$  obtenu est non significatif voire positif, ce qui est contraire à l'hypothèse de dépréciation du capital humain. En utilisant la méthodologie de England, Sofer (1990) montre que l'effet négatif du taux de féminisation ( $\beta_5 < 0$ ) n'est significatif que pour les hommes, de même que le coefficient de la variable  $H * Tf$ .

## 1.2 Théories de la discrimination

Selon Cain (1986), les modèles de discrimination développés à l'origine peuvent être classés en deux grandes catégories : la première comporte, à la suite des travaux de Becker (1957), les théories fondées sur des préférences discriminatoires (« goût » pour la discrimination) de la part des employeurs, des collègues de travail ou des consommateurs, dans un contexte d'information parfaite. Le deuxième type de modèle se situe, à la suite de Phelps (1972), en information imparfaite et fait reposer les différences de traitement entre hommes et femmes sur des écarts de performances moyennes relativement à certaines caractéristiques.

Néanmoins, dans la littérature, il existe un autre courant, certes plus confidentiel, que nous nous contenterons de mentionner ici : les théories de discrimination en concurrence imparfaite, inaugurées par Robinson (1933) et Madden (1973, 1975) et qui expliquent la ségrégation occupationnelle et les inégalités salariales par le pouvoir de monopsonne ou de monopole (ou de cartel) des hommes sur le marché du travail. Par exemple, dans le modèle de « monopole masculin » de Madden (1973), les hommes (employeurs, travailleurs, et même consommateurs) s'entendent, à la façon d'un cartel, pour négocier pour eux-mêmes des salaires élevés, ou pour se réserver certaines activités économiques, tout en maintenant les femmes à l'écart. Celles-ci auront alors à la fois des salaires inférieurs pour des emplois de même type, et verront leurs possibilités de promotion et d'accès à des emplois de responsabilité, en particulier, fortement réduites<sup>14</sup>. Sans nier la possibilité que ces analyses offrent une partie de l'explication des différences hommes-femmes sur le marché du travail, nous pouvons toutefois noter qu'elles n'ont pas réellement fait l'objet d'une validation empirique [Humphries (1995)] et n'ont pas donné suite à des développements récents<sup>15</sup>. C'est pourquoi, nous ne détaillerons que les deux grandes catégories de modèles

<sup>14</sup>On retrouve les mêmes idées de collusion entre hommes dans les modèles de patriarcat de Hartmann (1976) et Strober (1984).

<sup>15</sup>Dernièrement, les économistes du travail ont donné peu de crédit aux théories de la discrimination en concurrence imparfaite. Tandis que Madden (1973) plaidait en faveur de la discrimination de type « monopsonne » et que Ferber, Loeb & Lowry (1978) et Booton & Lane (1985) trouvaient des preuves d'un tel comportement sur des marchés du travail particuliers, il existe un véritable consensus suggérant que ce modèle n'apporte pas beaucoup à la compréhension de l'écart salarial hommes - femmes. Blau et al. (1998a) et Barth & Dale-Olsen (1999) affirment que les modèles de monopsonne sont plus appropriés pour expliquer des différences dans des emplois ou marchés spécifiques que pour expliquer le différentiel

recensées par Cain (1986).

### 1.2.1 Discrimination par goût

La première version de la théorie néoclassique de la discrimination revient à Edgeworth (1922) mais la contribution la plus connue est sans aucun doute celle de Becker (1957). Dans ces modèles où les hypothèses habituelles de concurrence parfaite et d'homogénéité des facteurs de production sont postulées, la discrimination contre les femmes est basée sur les préjugés personnels des individus. Pour Becker (1957), les agents (employeurs, salariés ou consommateurs) sont prêts à renoncer à une partie de leurs revenus (profits ou salaires) dans le but de ne pas travailler avec des femmes. Selon Edgeworth (1922), les préférences discriminatoires des agents se manifestent plutôt par l'exclusion des femmes de certains types d'emploi et donc par leur cantonnement dans un nombre limité d'activités. Ces modèles de discrimination par goût se concentraient sur l'explication d'un seul phénomène : soit les inégalités de salaire soit la ségrégation occupationnelle. Néanmoins, nous verrons que la discrimination salariale peut conduire à une partition par sexe des emplois et inversement.

#### 1.2.1.1 Préférences discriminatoires et inégalités salariales

L'analyse de Becker (1957) s'intéresse aux effets de la discrimination et non aux causes. Son point de départ est que chaque individu a un goût pour la discrimination et qu'en particulier les hommes préfèrent faire des transactions avec des hommes plutôt qu'avec des femmes. Il identifie trois origines possibles de la discrimination : les employeurs, les salariés masculins ou les consommateurs. Le fait pour un employeur de recruter une femme, pour un employé masculin de travailler avec une femme ou pour un consommateur d'acheter un produit vendu ou fabriqué par une femme, comporte dans chaque cas, un coût psychologique supplémentaire qui n'existe pas vis-à-vis des hommes. Plus précisément, pour analyser les effets des goûts pour la discrimination, Becker (1957) définit le concept de coefficient de discrimination : si un employeur fait face à un taux de salaire  $w$  pour les salariés alors il agira comme si le salaire féminin était  $w(1 + d_i)$ <sup>16</sup> à cause de ses préjugés

---

de salaire agrégé entre sexes.

<sup>16</sup> $w(1 + d_i)$  définit le taux de salaire net.  $d_i$  est supposé à valeur positive dans ce cas.

à l'encontre des femmes.  $d_i$  est appelé le coefficient de discrimination et  $wd_i$  représente les coûts psychologiques pour l'employeur d'embaucher une femme. Dans la même logique, un salarié masculin dont l'offre de salaire est  $w_j$  agira comme si son salaire net était  $w_j(1 - d_j)$  quand il travaillera avec des femmes contre lesquelles il a de l'aversion et un consommateur, qui fait face à un prix  $p$  pour un bien produit ou vendu par une femme, agira comme si le prix net était  $p(1 + d_k)$ . A l'aide de cette terminologie, nous allons étudier ces trois formes de discrimination ; nous exposerons de façon plus détaillée la discrimination de la part des employeurs puisque les deux autres formes de discrimination conduisent à des résultats très semblables et font l'objet du même type de critiques.

**Discrimination de la part des employeurs :** Becker (1957) présente seulement l'intuition des mécanismes de sa théorie de la discrimination sans aucune formalisation. Néanmoins, Arrow (1972a, 1972b, 1973) y remédie tout en lui donnant un cadre plus général à partir duquel nous baserons notre discussion. Ils partent de l'idée qu'au lieu de maximiser leur profit, hypothèse habituelle des modèles néoclassiques, les employeurs maximisent une fonction d'utilité qui dépend du profit mais également du nombre respectif d'hommes et de femmes recrutés. Du fait de leurs préjugés à l'encontre des membres du sexe féminin, les employeurs retirent non seulement une utilité négative de l'embauche d'une femme mais aussi une utilité positive de l'embauche d'un homme puisque cela semble réducteur de parler de discrimination contre les femmes sans l'associer à un favoritisme à l'égard des hommes [Cain (1986)]<sup>17</sup>. Le programme de l'entrepreneur  $i$  qui accepte un arbitrage entre ses profits et le nombre de salariés masculins et féminins embauchés s'écrit :

$$\max_{L_{mi}, L_{fi}} U(\pi_i, L_{mi}, L_{fi}) \text{ avec } \delta U / \delta L_{mi} > 0 \ ; \ \delta U / \delta L_{fi} < 0 \quad (2.4)$$

$$\text{et } \pi_i = f(L_{mi} + L_{fi}) - w_m L_{mi} - w_f L_{fi}.$$

Il est alors facile de montrer qu'un écart de salaire entre hommes et femmes, pourtant supposés de productivité identique, va s'établir sur le marché du travail. Chaque employeur égalise la productivité marginale de chaque type de travail à son prix. Or, le prix du travail féminin est le salaire de marché,  $w_f$ , plus la prime que l'employeur est prêt à payer, en termes de profits, pour réduire sa force de travail féminine d'une unité ( $d_{fi} > 0$ ). De même,

<sup>17</sup>Dans sa version initiale, Becker (1957) étudie uniquement le cas de discrimination contre les femmes et ne fait que suggérer la possibilité de népotisme en faveur des hommes. Goldberg (1982) analyse en détails le favoritisme. C'est Arrow (1972a, 1972b, 1973) qui unifie les deux cas dans un même modèle.

le prix du travail masculin est le salaire de marché,  $w_m$ , moins le gain d'utilité qui est associé à l'embauche d'un homme supplémentaire ( $d_{mi} < 0$ )<sup>18</sup> :

$$\left. \begin{array}{l} Pm_f = w_f + d_{fi} \\ Pm_m = w_m + d_{mi} \end{array} \right\} \implies w_m \geq Pm_f = Pm_m \geq w_f. \quad (2.5)$$

Intuitivement, sous l'hypothèse que toutes les entreprises ont un coefficient de discrimination strictement positif ( $\forall i, d_i = d_{fi} - d_{mi} > 0$ ), chaque employeur est prêt à payer aux hommes une rémunération supérieure à leur productivité marginale puisqu'ils leur procurent un accroissement de leur utilité et à payer aux femmes une rémunération inférieure à leur productivité marginale puisque leur embauche diminue leur utilité ; d'où l'apparition d'inégalités salariales.

Bien que cette théorie de la discrimination de la part des employeurs donne une explication aux écarts de salaire entre sexes, elle a connu de vives critiques, principalement de deux ordres. D'une part, ce modèle aboutit à la prédiction d'une ségrégation quasi-totale du marché entre entreprises employant une main d'œuvre exclusivement masculine et entreprises employant une main d'œuvre exclusivement féminine, ce qui n'est pas cohérent avec les observations empiriques ; d'autre part, il ne parvient pas à expliquer la pérennité des inégalités salariales hommes - femmes.

Becker et Arrow affirment que chaque employeur va déterminer la composition de sa force de travail en comparant les avantages monétaires d'embaucher des femmes qui sont sous-payées, avec les coûts psychologiques qui en découlent<sup>19</sup>. Le gain d'embaucher une femme plutôt qu'un homme est égal à  $w_m - w_f$  alors que son coût psychologique pour l'employeur est  $d_i = d_{fi} - d_{mi}$ . Par conséquent, les employeurs pour lesquels  $d_i < w_m - w_f$  embaucheraient uniquement des femmes, ceux pour lesquels  $d_i > w_m - w_f$  embaucheraient uniquement des hommes et enfin ceux pour lesquels  $d_i = w_m - w_f$  auraient une main d'œuvre mixte<sup>20</sup>. Ainsi, le marché du travail serait caractérisé par une ségrégation quasi-complète des hommes et des femmes parmi les entreprises. Or, en réalité, on n'observe pas la non-mixité dans les entreprises mais plutôt la non-mixité dans les emplois.

<sup>18</sup>Formellement,  $d_{fi} = -TMS_{\pi, L_{fi}} = -(\delta U / \delta L_{fi}) / (\delta U / \delta \pi)$  et  $d_{mi} = -TMS_{\pi, L_{mi}}$ .

<sup>19</sup>Il faut garder à l'esprit que dans ce modèle, les salaires d'équilibre  $w_m$  et  $w_f$  sont fixés et donc traités comme exogènes par les employeurs.

<sup>20</sup>Dans le cas où toutes les entreprises sont supposées identiques, les salaires de marché sont établis tels que  $\forall i, w_m - w_f = d_i$ . Par conséquent, toutes les entreprises utiliseraient une main d'œuvre mixte mais en tout point identique ce qui est inconcevable du point de vue du réalisme.

Par ailleurs, sous l'hypothèse la plus réaliste de présence d'entreprises sans préjugés contre les femmes<sup>21</sup>, la ségrégation de la main d'œuvre entre entreprises et l'écart salarial de court terme s'éliminent tous deux à long terme. En effet Becker (1957) et Arrow (1973)<sup>22</sup> concluent que, s'il existe une ou plusieurs entreprises sans goût pour la discrimination ( $d_i = 0$ ), ce seront les seules à rester sur le marché à long terme. Elles gagnent des profits supplémentaires en embauchant plus de femmes par rapport à leurs rivales puisqu'elles bénéficient des salaires féminins plus faibles tout en évitant une partie des coûts psychologiques que les employeurs avec un goût pour la discrimination plus prononcé supportent. Cet avantage en termes de profits leur permet de gagner des parts de marchés, soit en réduisant leurs prix, soit en développant sa production. A l'inverse, les employeurs avec un  $d_i > 0$  vont perdre des marchés et faire faillite à cause de leurs coûts plus élevés. Finalement, comme le capital se dirige vers les entreprises les plus profitables, seules les entreprises non-discriminatrices vont survivre à long terme sur le marché. Or comme elles sont indifférentes entre embaucher un homme ou une femme, leurs demandes pour le travail masculin et pour le travail féminin deviennent identiques et donc les différences de salaire entre les deux groupes ne sont plus justifiées. La discrimination salariale disparaîtrait alors totalement à long terme. Cependant, cette conclusion n'est pas compatible avec la réalité et en particulier avec le fait que les inégalités de salaire entre sexes survivent depuis des décennies sur tous les marchés du travail du monde. C'est pourquoi, Arrow (1972*b*, p.192) écrit que « le modèle de discrimination des employeurs de Becker prédit l'absence du phénomène qu'il était censé expliquer ».

Pour tenter de remédier à cette mauvaise adéquation du modèle avec la réalité observée, plusieurs auteurs y ont ajouté des hypothèses supplémentaires. Arrow (1972, 1973) et Alexis (1973) proposent notamment des formulations alternatives de la fonction d'utilité. Une des caractéristiques de la fonction d'utilité du modèle de Becker (1957) est qu'elle est indépendante de la proportion de femmes embauchées par l'entreprise. Or on peut penser que la satisfaction des employeurs dépend plus de la proportion de femmes et d'hommes embauchés que de leur nombre. En effet, entre deux employeurs qui emploient exactement

<sup>21</sup>Il ne paraît pas déraisonnable de penser que les entreprises dirigées par des femmes ne pratiquent pas la discrimination sexuelle.

<sup>22</sup>L'argument juste énoncé par Becker (1957) et Arrow (1973) est repris par Alchian & Kessel (1962, p.160-61).

le même nombre de femmes, on peut supposer qu'ils auront des niveaux d'utilité différents si pour l'un, le travail féminin constitue l'ensemble de sa main d'œuvre alors que pour l'autre, il est très marginal par rapport au travail masculin. C'est pourquoi, Arrow (1972b, 1973) suggère pour la fonction d'utilité des employeurs  $U_i(\pi_i, L_{fi}/L_{mi})$  au lieu de  $U_i(\pi_i, L_{mi}, L_{fi})$ . Pour le court terme, cette modélisation prédit, de même, des inégalités salariales mais désormais une ségrégation partielle à l'encontre des femmes. Il montre que contrairement au modèle initial, les entreprises y compris les plus portées à la discrimination à l'encontre des femmes embauchent une main d'œuvre mixte et que la proportion de femmes employées par chaque entreprise est inversement corrélée à son coefficient de discrimination :

$$\frac{L_{mi}}{(L_{mi} + L_{fi})} = \frac{d_{fi}}{(w_m - w_f)} \quad \text{et} \quad \frac{L_{fi}}{(L_{mi} + L_{fi})} = -\frac{d_{mi}}{(w_m - w_f)}. \quad (2.6)$$

La modification de la fonction d'utilité permet ainsi de rendre le modèle cohérent avec la mixité de la force de travail observée au sein des entreprises. Mais comme le reconnaît Arrow (1998) dans un article récent, cette formalisation – et plus généralement les modèles de discrimination de la part des employeurs – ne permet pas d'expliquer la ségrégation au niveau des emplois. Par ailleurs, pour le long terme, en présence d'entreprises sans goût pour la discrimination, Arrow (1973) retrouve les prédictions de Becker (1957) : par le jeu de la concurrence, seuls les employeurs sans aucune aversion contre les femmes restent sur le marché et donc les écarts de salaire entre sexes disparaissent complètement. Cette nouvelle formalisation de Arrow (1973) ne permet pas d'expliquer la persistance des inégalités hommes - femmes et n'est donc pas totalement satisfaisante. Alexis (1973) propose une modification de la fonction d'utilité différente de celle de Arrow<sup>23</sup> mais ne parvient pas à des résultats plus convaincants sur ce point. En outre, les rares études empiriques testant ces théories [Moore (1983), Reilly & Wirjanto (1999)] ont émis des doutes sur l'existence d'une discrimination initiée par les employeurs.

Plusieurs conclusions s'imposent alors : soit la discrimination de la part des employeurs n'est pas la principale forme de discrimination sur le marché du travail, soit tous les employeurs potentiels ont un goût pour la discrimination et/ou d'autres facteurs entravent

<sup>23</sup>Dans le modèle de Alexis (1973), les employeurs ont des comportements envieux ou malicieux envers les femmes. Charles (2000) reprend cette idée dans une autre extension du modèle de Becker. Il suppose que les employeurs peuvent délibérément effectuer des « actes de sabotage » – qui seront difficiles à détecter ex post – contre les femmes de manière à réduire leur productivité.

l'expansion des entreprises sans préjugés, tels que des coûts d'ajustements. C'est pourquoi Becker (1957) et Arrow (1973) discutent des effets de pratiques discriminatoires provenant des employés et des consommateurs, alors que les modèles les plus récents de discrimination par les employeurs incorporent les coûts liés aux ajustements de la main d'œuvre.

**Discrimination par les salariés ou par les consommateurs :** Compte tenu des limites de leurs modèles de discrimination initiée par les employeurs, Becker (1957) suivi par d'autres auteurs néoclassiques a discuté des conséquences de pratiques discriminatoires provenant désormais des employés ou des consommateurs. Les modèles de discrimination issue des travailleurs supposent que certains salariés masculins ont des préjugés contre leurs collègues féminins et rechignent à travailler avec elles. Plus précisément, ils reprennent l'idée de l'article précurseur de Becker (1957) en supposant que les hommes demandent une prime compensatrice dans le cas où on les oblige à travailler avec des femmes<sup>24</sup>.

Dans sa version la plus simple où les hommes et les femmes sont de parfaits substitués dans le travail, la transposition directe des modèles de discrimination de la part des employeurs au cadre d'une discrimination initiée par les salariés est incapable d'expliquer la présence et la persistance d'inégalités salariales entre sexes. En effet, selon Becker (1957) et Arrow (1972a, 1972b, 1973)<sup>25</sup> cette forme de discrimination mène à une partition complète du marché entre entreprises n'employant que des hommes et entreprises n'employant que des femmes puisque les employeurs n'ont pas intérêt à embaucher une force de travail mixte car ils paieraient alors aux hommes un taux de salaire plus élevé qu'aux hommes d'une main d'œuvre entièrement masculine. Or, grâce à cette partition, tous les travailleurs sont payés à leur productivité; aucun écart de salaires entre sexes ne devrait apparaître<sup>26</sup>.

---

<sup>24</sup>Seuls Bergmann & Darity (1981) développent la notion de discrimination de la part des employés en termes de baisses de productivité à cause de l'hostilité des salariés plutôt qu'en termes d'augmentations directes des coûts à cause des différences compensatrices

<sup>25</sup>Pour une démonstration rigoureuse, voir Lindsay & Maloney (1988).

<sup>26</sup>Arrow (1973) précise que ce résultat est obtenu sous l'hypothèse de convexité des courbes d'isoprofits des employeurs et que si celle-ci est remise en cause, le marché du travail serait caractérisé par une ségrégation partielle et des écarts de salaire entre sexes. Cependant à long terme, ces disparités devraient s'estomper pour laisser place à une partition totale de la main d'œuvre entre entreprises sans distinction de salaire entre hommes et femmes. En outre selon Chiplin (1976), rien ne prouve que l'hypothèse de convexité des courbes d'isoprofits doit être rejetée.

C'est pourquoi quelques modèles plus complexes qui partent du postulat de forces de travail complémentaires [Arrow (1972*b*, 1973), Marshall (1974), Welch (1967, 1975), Rothstein (1997)] ont été proposés afin d'obtenir des résultats plus probants. Ils arrivent alors à des conclusions plus réalistes de mixité de la main d'œuvre et d'inégalités salariales.

Par exemple, Welch (1967) est le premier à suggérer un modèle de discrimination dans lequel les salariés féminins et masculins sont complémentaires et non plus substituables. Il justifie cette complémentarité par les différences d'éducation existant entre les deux groupes. En reprenant le cadre de Becker avec cette nouvelle hypothèse, il trouve que l'embauche d'une main d'œuvre mixte au lieu d'une main d'œuvre entièrement masculine ou féminine a deux conséquences pour l'entreprise. Du fait de leur complémentarité, faire travailler les femmes avec les hommes accroît la productivité marginale de ces derniers ; mais d'un autre côté, l'employeur doit donner aux hommes une prime de salaire compensant leur « répugnance » à travailler avec des femmes. L'entreprise peut alors opter pour une force de travail mixte si les gains en termes de productivité excèdent le supplément de rémunération à verser. Comme le souligne von Furstenberg (1972), plus les forces de travail sont complémentaires, plus la productivité des hommes est accrue au contact des femmes et donc plus l'entreprise a intérêt à embaucher une main d'œuvre mixte malgré les primes de salaires demandées. Le modèle de Welch (1967) aboutit bien à une possible mixité de la main d'œuvre et à des disparités salariales puisque les deux groupes n'ont pas la même productivité à cause de leurs différences d'éducation. Toutefois, il ne donne aucune explication des inégalités de rémunérations observées entre hommes et femmes de qualifications identiques ce qui devrait pourtant être au cœur des théories de la discrimination.

Les autres tentatives de Arrow (1972*a*, 1972*b*, 1973), Welch (1975) et Rothstein (1997) qui considèrent deux classes d'emplois complémentaires (cadres et employés) occupées par les deux sexes sont, elles, critiquables car elles concluent à l'existence d'écart salariaux favorables aux femmes. Nous ne présenterons ici que la version la plus aboutie de Rothstein (1997)<sup>27</sup>. La seule différence majeure entre les modèles de Welch et de Rothstein est que

---

<sup>27</sup> Arrow (1972*b*, 1973) propose un modèle réducteur où les postes de cadres sont exclusivement occupés par des hommes et dont les conclusions ont été critiquées par Marshall (1974, p.854). Il est à noter que Baldwin, Butler & Johnson (2001) proposent une version plus générale que Rothstein (1997) avec trois

le premier prend l'exemple d'une discrimination des cadres masculins contre les employés féminins alors que le second considère le cas où les salariés masculins n'aiment pas avoir une femme comme supérieur hiérarchique. Il est à noter que le modèle de Welch a été initialement développé pour expliquer la discrimination raciale. Or, pour la discrimination de sexe, l'hypothèse de Rothstein paraît la plus pertinente. En effet, il ne semble pas qu'en général les hommes éprouvent la moindre répugnance à exercer leur autorité sur des femmes ; en revanche, selon des études sociologiques et psychologiques<sup>28</sup>, de nombreux travailleurs masculins préfèrent ne pas être placés sous la direction de femmes<sup>29</sup>.

Selon Rothstein (1997), dans le cas où les employés masculins exigent une prime salariale pour être sous l'autorité d'une femme, les entreprises apparieraient systématiquement ces derniers à des hommes cadres alors que les employées seraient elles appariées avec des supérieurs hommes ou femmes. Si la proportion de cadres masculins est suffisante pour encadrer tous les employés masculins, aucune prime salariale ne serait alors versée ; les hommes et les femmes de qualification identique percevraient les mêmes rémunérations. Sinon, certains employés masculins ont une femme comme supérieur hiérarchique et demanderaient une prime salariale ( $d$ ). Tant que possible les employeurs vont appairer les hommes des deux classes ensemble et n'envisageront pas de mettre des femmes sous les ordres de supérieurs masculins. Comme les employées seraient très prisées mais relativement rares, elles verraient leurs salaires se valoriser pour atteindre ( $w_e + d$ ) et elles gagneraient en moyenne des salaires plus élevées que leurs homologues masculins vu qu'une partie d'entre eux - ceux encadrés par des hommes - ne percevrait qu'une rémunération égale à  $w_e$ . De même, du fait de leur rareté relative, les cadres masculins devraient recevoir des rémunérations plus élevées que les femmes de même qualification. Ainsi, le modèle de Rothstein (1997) conclut bien à des écarts de salaires entre hommes et femmes au sein des deux classes d'emplois, groupes de travailleurs complémentaires (cadres, contremaîtres, ouvriers). Cependant, ils se concentrent surtout sur les écarts de salaire existant chez les cadres et peu sur ceux au sein des autres classes socio-professionnelles.

<sup>28</sup> Voir par exemple, Cannings & Montmarquette (1991) et Ferber, Huber & Spitze (1979).

<sup>29</sup> D'ailleurs, Arrow (1972a) lui-même qualifie de « cas le plus intéressant », celui où les hommes demanderaient des primes plus élevées si les femmes avec qui ils travaillent sont leurs supérieurs plutôt que des collègues de même qualification. Cependant, il évoque ce cas sans le développer. En revanche, Sofer (1985, p.226-228) réécrit le modèle de Arrow (1972b, 1973) en considérant que les salariés masculins rechignent à travailler sous les ordres de femmes cadres.

mais de sens opposé. Comme le souligne Polachek (1997), Rothstein arrive à deux résultats irréalistes : les employées seraient mieux payées que leurs homologues masculins et l'offre des femmes cadres serait excédentaire. Or si à l'inverse nous supposons que ce sont les supérieurs masculins qui sont abondants, nous trouvons que les femmes cadres gagnent plus que les hommes de même qualification ce qui est exagéré au vu des observations du marché du travail. Ainsi quel que soit le scénario envisagé, cette théorie de la discrimination ne tient pas debout, pas plus que toutes les extensions précédentes du modèle de Becker (1957). D'ailleurs Ragan & Tremblay (1988) et Ferber & Green (1991) qui ont testé plusieurs modèles de discrimination par les salariés masculins, n'ont trouvé aucune preuve de leur validité empirique.

Enfin, la troisième forme de discrimination envisagée par Becker (1957) et reprise par Kahn (1991) est celle provenant des consommateurs. Néanmoins ce type de discrimination est bien pauvre pour traiter des disparités salariales entre sexes. Il ne semble pas qu'en général, les hommes éprouvent la moindre répugnance à acheter des biens vendus par des femmes. L'intérêt principal de cette approche est qu'elle a donné lieu, la première, à des développements intéressants en termes de modèles de recherche d'emploi (voir section 2.1). En tout cas, ces modèles de discrimination initiée par les salariés masculins et les consommateurs donnent de nouveau un éclairage peu convaincant sur les écarts de salaire hommes/femmes. En outre, ils restent silencieux sur une autre inégalité importante existante entre sexes : la ségrégation occupationnelle.

### 1.2.1.2 Préférences discriminatoires et ségrégation professionnelle

Les premiers modèles prédisant une partition des emplois par sexe reposaient sur la notion de cantonnement (« crowding ») [Fawcett (1918), Edgeworth (1922), Zellner (1972)] : les femmes sont exclues de certains emplois considérés comme « masculins ». Cette situation peut provenir soit d'une meilleure organisation des hommes – par exemple, dans les syndicats –, soit d'une discrimination par les employeurs. Puisque ces emplois sont réservés aux hommes, relativement peu de femmes ont l'opportunité d'y être embauchées ; elles sont cantonnées dans d'autres professions considérées comme « féminines ». Les salaires dans ces emplois sont alors plus faibles que dans les emplois masculins du fait de l'offre de travail élevée des femmes sur le marché et du nombre restreint d'emplois féminins. Bergmann

(1971, 1974, 1986) qui formalise cette hypothèse de cantonnement, précise que les conséquences de l'exclusion des femmes de certaines professions dépend de la taille relative de la force de travail féminine par rapport aux restrictions imposées. Si le nombre de femmes actives est supérieur au nombre d'emplois permis par les employeurs, on notera bien un écart de salaire entre emplois « masculins » et emplois « féminins » et donc une différence salariale au profit des hommes. En revanche, si le nombre de femmes actives est inférieur au nombre d'emploi permis, il n'y aura pas d'effet sur les salaires.

En outre Bergmann émet des doutes sur la persistance de ces différences hommes-femmes à long terme. Certes, si seul un rare employeur est prêt à embaucher des femmes dans un emploi masculin, il leur offrira probablement un salaire plus faible qu'aux hommes car il sait que les seules alternatives des candidates sont des emplois féminins surchargés. En revanche, si la proportion d'employeurs ne pratiquant pas le cantonnement augmente, on se retrouve dans le cas où il y a moins de femmes actives que de postes contraints et donc la discrimination salariale disparaît.

En tout cas, si les restrictions des employeurs sont suffisamment contraignantes, les modèles de cantonnement offrent trois prédictions majeures qui peuvent être testées empiriquement :

- Toutes choses étant égales par ailleurs, le salaire moyen des hommes et des femmes dans un emploi donné est négativement corrélé avec la proportion de femmes qui y est embauchée.
- Les femmes vont percevoir des salaires plus faibles que les hommes à emploi et caractéristiques individuelles similaires.
- L'écart salarial entre sexes sera plus important dans les emplois où les femmes sont sous-représentées.

Les deux derniers résultats s'expliquent par le jeu de l'offre et de la demande : dans les emplois considérés comme « masculins », la demande de main d'œuvre féminine étant faible par rapport à la demande de main d'œuvre masculine, les femmes vont percevoir des salaires inférieurs aux hommes. Plus les employeurs discriminent contre les femmes et les excluent de ces emplois, plus les inégalités salariales seront importantes. A contrario, dans les emplois « féminins », l'offre de travail des femmes est très élevée ce qui de nouveau

diminue le salaire de ces dernières par rapport à leurs homologues masculins. Pour Becker, c'était l'employeur qui embauchait les femmes qui était responsable des écarts de salaire alors que dans ces modèles, ce sont les entreprises qui ne les embauchent pas et les excluent de certaines activités. Il est à signaler que dans le cas où les employeurs, au lieu d'exclure les femmes, favorisent systématiquement les hommes dans certains emplois, on retrouve exactement les mêmes prédictions [Killingsworth (1987)].

La plupart des travaux empiriques testant la théorie du cantonnement se sont limités à vérifier la première prédiction du modèle. Il faut dire que l'existence d'un écart salarial entre hommes et femmes à emplois et qualifications identiques est un résultat commun à beaucoup de théories alternatives et largement admis. Les premières études à documenter l'effet négatif de la « féminité » d'une profession donnée sur les salaires utilisaient des données agrégées et ont pris les professions comme unité de base de leur analyse [Ferber & Lowry (1976), England, Chassie & McCormack (1982), O'Neill (1983), Treiman & Hartmann (1984), Treiman, Hartmann & Roos (1984), Aldrich & Buchele (1986), Filer (1989)]. Elles régressaient les salaires moyens ou médians des professions sur une mesure de la proportion de femmes qui y étaient embauchées et un ensemble restreint de caractéristiques des emplois (effort requis, niveau de responsabilités, conditions de travail, etc). Ces travaux mettent tous en évidence un impact significatif et négatif du taux de féminité des emplois sur les salaires à l'exception de Filer (1989)<sup>30</sup>. Plus récemment, England (1992) et England, Herbert, Kilbourne, Reid & Megdal (1994) qui introduisent plus de variables de contrôle dans leur régression, ont corroboré cette tendance. En revanche, toutes ces études donnent des réponses très diverses quant à l'ampleur de ce phénomène. Pour England (1992), de 5-11% de l'écart salarial entre sexes peut être attribuable à la ségrégation professionnelle contre 35-40% pour England et al. (1982).

Or selon Polachek (1987), ces estimations sont critiquables puisqu'elles sont incapables de distinguer adéquatément l'effet pur de la ségrégation occupationnelle de celui des variables de capital humain, non incluses à ce niveau d'agrégation. C'est pourquoi, les études

<sup>30</sup>Voir Sorensen (1990) et England (1992) pour une critique des méthodes de Filer (1989). En particulier, il introduit 225 variables explicatives pour un échantillon de 430 observations; dans ces conditions il n'est pas étonnant que certaines variables dont le pourcentage de femmes dans l'emploi, ne soient pas statistiquement significatives.

les plus récentes sur le lien entre salaires et féminité des emplois, ont pris comme unité de base de leur analyse les individus, à l'exemple de Johnson & Solon (1986), England et al. (1988), Sorensen (1989, 1990), Gerhart & Cheikh (1991), Groshen (1991), Kilbourne, England & Beron (1994), Sorensen (1994), Cotter, Defiore, Hermesen, Kowalewski & Vanne-man (1995), Macpherson & Hirsch (1995), Bayard, Hellerstein, Neumark & Troske (1999) sur données américaines, Fillmore (1990), Baker, Benjamin, Desaulniers & Grant (1995), Baker & Fortin (1999, 2000) sur données canadiennes, Miller (1987) sur données anglaises et LeGrand (1991) et Hansen & Wahlberg (2000) sur données suédoises. Ils estiment des équations de salaires, au niveau individuel, qui incluent les caractéristiques personnelles de l'individu (éducation, expérience, âge, ancienneté, etc), les caractéristiques de son emploi  $j$  (conditions de travail, industrie, région, etc) et une mesure du taux de féminité  $Tf$  de sa profession  $p$ <sup>31</sup> :

$$\ln w_{i,j} = \alpha + \beta X_{i,j} + \gamma Tf_p. \quad (2.7)$$

Les résultats obtenus par ces études sont mitigés. Certes, en général, elles suggèrent qu'il y a une relation significative et négative entre la proportion de femmes dans une profession et les salaires. Cependant, nous pouvons émettre des réserves sur les conclusions de la plupart d'entre elles car elles négligent le fait que leurs estimations de (2.7) par moindres carrés ordinaires peuvent être biaisées dans la mesure où le terme d'erreur est corrélé entre les personnes au sein d'une même profession<sup>32</sup>. Or parmi les huit travaux qui tiennent compte de ce problème en estimant des modèles à effets fixes sur données de

<sup>31</sup>En général, le taux de féminité d'une profession est mesuré par le pourcentage de femmes qui y sont embauchées. Toutefois Blau & Beller (1988) préfèrent utiliser des variables dichotomiques pour représenter les emplois à prédominance masculine et les emplois mixtes. Killingsworth (1990) combine des variables dichotomiques et le pourcentage de femmes embauchées. En outre, Fields & Wolf (1995), Sorensen (1990) et Bayard et al. (1999) testent une hypothèse de cantonnement plus large ; ils envisagent non seulement une ségrégation au niveau des professions mais aussi au niveau des industries, des établissements et des emplois particuliers. Ils estiment alors la relation suivante :

$$\ln w_{i,p-in-e-j} = \alpha + \beta X_{i,p-in-e-j} + \gamma_p Tf_p + \gamma_{in} Tf_{in} + \gamma_e Tf_e + \gamma_j Tf_j,$$

où  $Tf_p$  est le taux de féminité de la profession  $p$ ,  $Tf_{in}$  le taux de féminité de l'industrie  $in$ ,  $Tf_e$  le taux de féminité de l'établissement  $e$  et  $Tf_j$  le taux de féminité de l'emploi  $j$  dans cet établissement.

<sup>32</sup>Voir Moulton (1990), Blau (1984), Bielby & Baron (1984), Macpherson & Hirsch (1995), Baker & Fortin (1999, 2000) pour des détails sur les problèmes de biais de ces estimations (liés à l'omission de variables, à des problèmes d'endogénéité, etc).

panel [England et al. (1988), Gerhart & Cheikh (1991), Kilbourne et al. (1994), Macpherson & Hirsch (1995)] ou des modèles de sélection en deux étapes [Sorensen (1989), Baker & Fortin (1999, 2000), Hansen & Wahlberg (2000)] seulement deux valident les prédictions de l'hypothèse de cantonnement : Sorensen (1989) et Macpherson & Hirsch (1995) sur données américaines. En revanche Baker & Fortin (1999, 2000) sur données canadiennes et Hansen & Wahlberg (2000) sur données suédoises montrent que la relation entre taux de féminité d'une profession et salaires est peu marquée et non significative sur le plan statistique<sup>33</sup>. Nous pouvons donc avoir des doutes quant à la réelle capacité des modèles de cantonnement à expliquer l'écart salarial hommes/femmes.

Ainsi, ce type de modèles, pas plus que les précédents ne fournit de réponse satisfaisante à la question de l'évolution à long terme des différences entre sexes sur le marché du travail et sa pertinence empirique est faible. Mais surtout, il ne fournit pas d'explications aux goûts pour la discrimination de la part des employeurs ou des salariés, supposés exogènes. Blau & Jusenius (1976) parlent même d'échec de la tentative des économistes néoclassiques de mettre en lumière le rôle joué par la discrimination directe et la ségrégation professionnelle dans les inégalités salariales. D'où l'émergence d'une autre génération de modèles qui fondent les pratiques discriminatoires sur les observations du marché : la discrimination statistique.

### 1.2.2 Discrimination statistique

Comme la théorie de la discrimination par goût semblait incapable d'expliquer la persistance des écarts salariaux entre sexes, certains auteurs ont exploré d'autres pistes. Arrow (1972a) lui même évoque celle de la discrimination statistique qui repose sur l'hypothèse d'imperfection de l'information. L'idée de base est que les entreprises ont une information limitée sur les qualifications et l'attachement au marché du travail des candidats à un emploi, et ce particulièrement pour des jeunes travailleurs sans véritable parcours professionnel. Or, il est en général extrêmement coûteux d'affiner cette information et de connaître avec exactitude la véritable productivité d'un salarié. Dans cette situation, les

<sup>33</sup>Pour Baker & Fortin (1999, 2000) – et Gerhart & Cheikh (1991) sur données américaines –, la relation ne serait pas significative pour les femmes alors que pour Hansen & Wahlberg (2000) – et Kilbourne et al. (1994) – sur données américaines, la relation ne tient plus pour les hommes.

entreprises sont incitées à utiliser des caractéristiques facilement observables telles que la race ou le sexe pour évaluer les productivités individuelles et déterminer les salaires si ces caractéristiques sont corrélées avec les performances. Plus précisément, Arrow (1973, 1972a, 1972b) montre que, si observer le sexe d'un individu est sans coût et que l'employeur a des préjugés sur les différences de productivité entre groupes, il va offrir des salaires différents aux hommes et aux femmes. C'est dans les jugements statistiques à travers lesquels les employeurs projettent sur les individus certaines caractéristiques de groupe que réside l'origine de la discrimination.

Néanmoins, Arrow ne fut pas le seul à proposer cette théorie. McCall (1973), Phelps (1972), Reder (1972) et Spence (1973) ont tous émis des hypothèses similaires et ce quasiment en même temps. Ils montrent que traiter les salariés masculins et féminins différemment peut être une réponse rationnelle des entreprises aux imperfections d'information entourant la productivité individuelle.

Il existe deux courants dans la littérature de la discrimination statistique. Le premier courant initié par Arrow (1973) examine comment des croyances (fondées ou non) sur la productivité des différents groupes peuvent influencer les décisions d'embauche et les rémunérations. Le deuxième courant s'intéresse aux conséquences d'une discrimination fondée sur la précision des mesures de la productivité. L'hypothèse centrale est qu'il existe des différences entre sexes dans la précision de l'information dont dispose les employeurs pour évaluer les productivités individuelles. Phelps (1972) et Aigner & Cain (1977) furent à l'origine de cette approche et c'est ce type de modèle qui est véritablement à l'origine de la dénomination de « discrimination statistique ».

### **1.2.2.1 Discrimination fondée sur des croyances**

Comme nous l'évoquions précédemment, Arrow (1972b, 1972a) fut un des premiers à évoquer le phénomène de discrimination statistique afin d'expliquer la persistance des écarts de salaire entre sexes dont n'arrivaient pas à rendre compte les modèles simples de discrimination par goût. Son idée est cependant très proche de celle de Becker (1957). Il suppose qu'au moment où les employeurs embauchent des salariés, ils ne connaissent pas avec certitude la productivité de chacun d'eux dans l'emploi à pourvoir mais qu'ils ont en

revanche des croyances qui peuvent être fondées sur certaines observations du marché ou être de purs préjugés sur la manière dont les performances et le sexe sont reliées : ils ont en tête que les distributions de productivités des hommes et des femmes sont différentes et plus précisément que la probabilité qu'une femme soit qualifiée est plus faible que celle d'un homme. Sous cette hypothèse, il devient alors évident que les entreprises concurrentielles verseront des salaires plus élevés aux hommes qu'aux femmes en réponse à une productivité supposée plus importante.

Toutefois, nous pouvons avancer les mêmes critiques à ce modèle que celles faites aux modèles de discrimination par goût. Non seulement les perceptions des employeurs ne sont pas justifiées mais surtout les écarts de salaire ont peu de chances de perdurer à long terme. En effet, si les croyances des employeurs sont erronées, la viabilité de leur politique salariale ne peut être assurée que si tous les employeurs ont la même conception erronée de la réalité ce qui constitue une hypothèse peu réaliste. Dans le cas contraire, les employeurs qui se trompent le moins et donc les moins discriminants<sup>34</sup> vont éliminer leurs concurrents<sup>35</sup>. Arrow, même en introduisant de l'information imparfaite, se retrouve confronté aux mêmes problèmes qu'avec sa théorie de discrimination par goût, notamment l'élimination des écarts salariaux à long terme. C'est pourquoi la question principale des récentes extensions de ce modèle a été de savoir si, dans les cas où les convictions des employeurs sont erronées ou biaisées, celles-ci pouvaient conduire à des pratiques discriminatoires persistantes.

### 1.2.2.2 Discrimination fondée sur des erreurs de mesure

Dans le même temps, mais de façon tout à fait indépendante, Phelps (1972) proposait une première formulation de la discrimination statistique basée sur des imperfections de mesure. Ce modèle repose sur l'idée que les employeurs ont plus de difficultés à cerner la productivité des femmes que celle des hommes. En d'autres termes, les employeurs qui sont incapables de connaître avec exactitude la productivité individuelle de chaque candidat à

<sup>34</sup>Sous l'hypothèse que les hommes et les femmes ont en réalité les mêmes distributions de productivité.

<sup>35</sup>En outre, cette explication de la discrimination en termes de mauvaises perceptions se révèle, du point de vue du comportement économique, moins pertinente que ne l'était l'explication par goût. Au moins pour cette dernière, les pratiques discriminatoires procuraient des gains psychologiques en termes d'utilité à l'employeur qui les exerçaient.

l'embauche disposent de signaux imparfaits pour l'estimer, moins fiables pour les femmes. Cette différence dans la qualité de l'information entre sexes a souvent été justifiée par des différences de culture [Cornell & Welch (1996), Lazear (1999)]. Par exemple, Henley (1977) et Lang (1986) affirment que les hommes et les femmes ont des styles de communications différents et qu'ainsi les employeurs, à majorité masculine, ont des évaluations des performances de leur personnel féminin moins précises. Dans le même esprit, Montgomery (1991) montre formellement que les groupes qui sont les plus faiblement représentés dans les emplois à hautes responsabilités, ce qui est le cas pour les femmes, ont un désavantage certain du point de vue de l'information. En outre, quelques travaux de recherche en psychologie suggèrent que les hommes chefs d'entreprise sont bien moins à même de juger de la productivité de leurs employés féminins que de leurs employés masculins.

Formellement, le modèle de Phelps (1972) peut être résumé comme suit. Lors de l'embauche des salariés, les employeurs basent leurs décisions sur un signal  $s$  des compétences individuelles comme par exemple le résultat à un test d'embauche ou le niveau de diplôme. Cette variable les intéresse uniquement car elle fournit de l'information sur la véritable productivité  $q$  des salariés, qui est elle inobservable. Ainsi, nous avons :

$$s_i^j = q_i + \varepsilon_i^j \text{ avec } \varepsilon_i^j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{\varepsilon_i^j}^2) \text{ et } q_i \sim \mathcal{N}(\alpha, \sigma_q^2), \quad (2.8)$$

et où  $\varepsilon$  et  $q$  ne sont pas corrélés entre eux. Les distributions de productivité sont supposés identiques pour les deux sexes. En revanche, les signaux de productivité féminins sont supposés moins précis que ceux des hommes ce qui se traduit par  $\sigma_{\varepsilon_f}^2 > \sigma_{\varepsilon_h}^2$ .

Il est supposé que le marché du travail est concurrentiel et constitué d'entreprises et de salariés neutres au risque. Ainsi, les salaires offerts par les entreprises vont être égaux à la productivité espérée des salariés, conditionnellement à l'information dont elles disposent. La rémunération de l'individu  $i$  de sexe  $j$  a pour expression :

$$w_i^j = \mathbb{E}(q_i | s_i^j) = (1 - \rho_j^2)\alpha + \rho_j^2 s_i^j, \quad j \in \{f, h\}, \quad (2.9)$$

où  $\rho_j$  est le coefficient de corrélation entre  $q_i$  et  $s_i$ , soit  $\rho_j^2 = \sigma_q^2 / (\sigma_q^2 + \sigma_{\varepsilon_i^j}^2)$ .

Phelps (1972) montre que les contrats salariaux sont une moyenne pondérée de la productivité moyenne ( $\alpha$ ) et du signal individuel ( $s_i^j$ ). Chaque salarié a comme rémunération

de base celle de l'employé moyen avec un supplément ou une réduction selon que sa productivité est supposée supérieure ou inférieure à la moyenne. Plus le signal est fiable (plus  $\rho_j^2$  est élevé), plus les employeurs en tiennent compte pour établir les salaires et plus ils individualisent leurs rémunérations en s'écartant de celle de base.

Comme les erreurs de mesure de la productivité sont plus fréquentes chez les femmes que chez les hommes ( $\rho_f^2 < \rho_h^2$ ), les employeurs se basent moins sur le signal de productivité individuelle lors de la détermination des salaires féminins. En conséquence, à signal de productivité équivalent, les hommes et les femmes vont recevoir des rémunérations différentes. Plus précisément, les femmes avec un fort signal initial seront moins bien payées que leurs homologues masculins ; en revanche, l'inverse est vrai pour les salariés avec un faible signal de productivité. Le profil salarial des femmes est donc moins pentu que celui des hommes.

Cependant, même si le modèle de Phelps (1972) conclut que la structure salariale diffère entre sexes, il est incapable de générer un écart entre les salaires moyens des hommes et des femmes ce qui est pourtant au cœur des inégalités observées. En effet, le salaire moyen de chaque sexe s'écrit :

$$\bar{w}^j = \mathbb{E}(w_i^j) = (1 - \rho_j^2)\alpha + \rho_j^2\mathbb{E}(s_i^j) = \alpha, \quad j \in \{f, h\}. \quad (2.10)$$

En moyenne, les travailleurs des deux sexes sont payés selon leur productivité moyenne, qui sont supposés identiques. Les différences de fiabilité des indicateurs n'arrivent pas à influencer le salaire moyen. Il s'opère simplement une redistribution, au sein du groupe des femmes, des plus qualifiées vers les moins qualifiées (si le signal correspond au diplôme).

Ainsi, dans sa version originale, la discrimination statistique est une théorie bien pauvre pour expliquer la discrimination salariale existante entre sexes sur le marché du travail. Comme le souligne à juste titre Cain (1986), des différences dans les salaires moyens ne peuvent apparaître dans ce modèle que si l'on postule des différences dans les productivités moyennes ( $\alpha^h \neq \alpha^f$ ). Or dans ce cas, les écarts salariaux ne reflèteraient pas une « discrimination de groupe ».

Aigner & Cain (1977) pour combler cette lacune introduisent de l'aversion au risque chez les employeurs et rationalisent le paiement d'un salaire moyen plus faible pour les femmes

malgré une productivité moyenne identique aux hommes. L'écart salarial représente alors une compensation pour le manque de fiabilité non-désirée des signaux féminins. Cependant, Aigner & Cain (1977) reconnaissent eux-mêmes que l'hypothèse d'entreprises averses au risque est particulièrement critiquable. D'où d'importantes limites de cette théorie.

De façon générale, les modèles initiaux de discrimination statistique et de discrimination par goût sont peu convaincants dans leur explication sur la présence et la persistance des écarts salariaux hommes/femmes. Toutefois, les extensions récentes de ces modèles leur ont redonné du crédit. En particulier, les plus prometteuses intègrent les éléments de la théorie du capital humain, de l'appariement ou de la recherche d'emploi et plus généralement tiennent compte des aspects d'offre de travail qui, nous l'avons vu, peuvent jouer un rôle important et complémentaire aux pratiques discriminatoires. C'est pourquoi, nous allons examiner maintenant les modèles de discrimination de la « deuxième génération » qui parviennent, mieux que les approches originales, à expliquer les différences observées entre sexes sur le marché du travail.

## 2 Les théories récentes de la discrimination

Les approches de discrimination précédentes ont été développées dans diverses directions pour permettre de modifier un certain nombre de résultats, peu satisfaisants, tirés des premiers modèles tels que la disparition à terme des écarts de salaires et de la ségrégation hommes-femmes des emplois pour les théories reposant sur les préférences discriminatoires, ou l'égalité des salaires moyens pour la discrimination statistique. Nous examinerons tout d'abord les prolongements des modèles de type beckerien, fondés sur un « goût » pour la discrimination. Ils font intervenir le plus souvent des coûts d'ajustement reliés, en particulier, au processus de recherche d'emploi. Nous examinerons ensuite les différents prolongements de l'approche par la discrimination statistique. Les modèles récents dans la lignée de Phelps (1972) montrent que la différence dans la qualité de l'information existante entre sexes peut avoir des répercussions directes sur la productivité des salariés. Certains relient la fiabilité des signaux à la qualité de l'appariement tandis que d'autres mettent en évidence que le groupe avec les indicateurs les moins précis va être moins incité à investir en capital humain, d'où l'apparition de différences de productivités ex-post. Les modèles de

discrimination statistique reprenant les idées de base de Arrow (1973) vont, eux, davantage s'intéresser à la persistance des écarts de salaire entre sexes dans le cas de convictions erronées de la part des employeurs.

## 2.1 Les préférences discriminatoires : les prolongements

Arrow (1972*a*, 1973) est le premier à mentionner que l'existence de coûts d'ajustements de la main d'œuvre – frais fixes de recrutement, coûts d'investissement en capital humain ou en formation spécifique – peut freiner l'évolution vers la situation de long terme, décrite par les modèles initiaux de discrimination par goût. Par exemple, de tels coûts peuvent empêcher les entreprises les moins discriminatrices et à profits les plus élevés, de développer leurs activités autant et aussi vite qu'elles le voudraient. L'élimination du marché des employeurs discriminateurs peut donc prendre du temps, ce qui laisse la place à des écarts de salaire entre hommes et femmes. Dans le cas d'une discrimination de la part des salariés, son argumentation reste très évasive. Lindsay & Maloney (1988) précisent l'intuition d'Arrow en intégrant des coûts de recrutement dans son modèle original où les hommes et les femmes sont de parfaits substituts dans le travail. Désormais, les entreprises qui pratiquent la ségrégation afin d'échapper aux primes versées aux hommes en guise de compensation de leur aversion à travailler avec des femmes, versent des salaires plus faibles mais supportent des coûts de recrutement plus élevés que les entreprises mixtes. En effet, une entreprise qui décide d'embaucher des salariés d'un seul sexe devra, soit préciser sa stratégie d'embauche, ce qui implique des coûts de communication (et, éventuellement, des amendes si cette pratique est illégale), soit refuser les candidats du « mauvais » sexe qui se présentent, ce qui se traduit par une augmentation du nombre d'entretiens à effectuer. Lindsay & Maloney (1988) montrent que l'effet des salaires et des coûts de recrutement se compensent finalement et que toutes les entreprises, mixtes ou non, réalisent le même profit. Les inégalités salariales entre sexes<sup>36</sup> n'ont donc aucune raison de s'éliminer à long

<sup>36</sup>Le taux de salaire des femmes est plus faible que le taux de salaire des hommes embauchés dans une entreprise mixte à cause des primes demandées par les hommes. En outre, il est implicitement supposé que les hommes embauchés dans une entreprise à main d'œuvre entièrement masculine et les femmes embauchées dans une entreprise à main d'œuvre exclusivement féminine perçoivent les mêmes salaires puisqu'ils sont de même productivité et qu'aucune prime compensatrice n'est distribuée. Les femmes auront donc toujours des rémunérations inférieures ou égales à celles de leurs homologues masculins.

terme. Néanmoins, nous pouvons nous interroger sur la robustesse de leurs conclusions si on suppose qu'il existe des hommes sans préjugés à l'encontre des femmes.

Les extensions les plus convaincantes reposent plutôt sur la représentation des coûts d'ajustement à partir de la formalisation complète du processus de recherche d'emploi. Cette voie théorique fut ouverte par Carroll & Rolph (1973), Akerlof (1985) et Borjas & Bronars (1989). Ces articles intègrent dans les modèles standards de recherche d'emploi<sup>37</sup> les concepts beckériens de discrimination. Or le premier s'intéresse aux différences de taux de chômage et les deux autres ont pour fondement la discrimination de la part des consommateurs, dont l'application aux écarts entre sexes suggérerait de poser l'hypothèse peu vraisemblable de consommateurs rechignant à acheter à des femmes. C'est pourquoi, nous ne détaillerons pas ces modèles qui s'appliquent sans doute mieux à la discrimination raciale ou ethnique ; nous nous concentrerons sur ceux relatifs aux inégalités salariales hommes/femmes à court et à long terme<sup>38</sup>.

Black (1995), Bowlus & Eckstein (1998) et Rosen (1998) reprennent les approches de Akerlof (1985) et Borjas & Bronars (1989) dans un contexte plus réaliste de discrimination par les employeurs alors que Sattinger (1996) et Sasaki (1999) adaptent leur raisonnement à la discrimination de la part des salariés masculins. Ils obtiennent ainsi un certain nombre de résultats intéressants quant à la formation des inégalités entre sexes mais ils apportent une réponse plus mitigée sur la question de la pérennité des écarts salariaux hommes/femmes. Seul Rosen (1998) qui, en plus des frictions de la recherche d'emploi, ajoute la nouveauté supplémentaire que les salaires ne sont plus déterminés unilatéralement par les employeurs mais par un processus de négociation, résout l'énigme de la persistance de différences de salaire à long terme.

---

<sup>37</sup> Voir Mortensen (1986, 1990).

<sup>38</sup> Pour une version récente de modèles de discrimination intégrant le processus de recherche d'emploi et s'intéressant aux questions des différences en termes de taux de chômage, voir Mailath, Samuelson & Shaked (2000).

### 2.1.1 Modèles de recherche d'emploi avec détermination des salaires par les entreprises

De nouveau, nous exposerons de façon plus détaillée la discrimination de la part des employeurs et en particulier le modèle de Black (1995) ; nous nous contenterons d'énoncer les résultats obtenus dans le cadre d'une discrimination de la part des salariés.

**Discrimination de la part des employeurs :** Black (1995) part de l'hypothèse qu'il existe sur le marché deux types d'employeurs  $p$  et  $u$  qui se distinguent par leurs pratiques discriminatoires : les employeurs de type  $p$  qui constituent une proportion  $\theta$  des entreprises, ont de tels préjugés contre les femmes qu'ils n'embauchent que des salariés masculins, pour un taux de salaire  $w_p^m$ , et les employeurs de type  $u$  qui n'ont pas de goût pour la discrimination, embauchent à la fois des travailleurs masculins et féminins pour des taux de salaires respectivement de  $w_u^m$  et  $w_u^f$ . En ce sens, son modèle se rapproche plus du modèle de ségrégation de Bergmann (1971, 1974) que de celui de discrimination salariale de Becker (1957). Contrairement aux postulats néoclassiques, les salaires ne sont plus considérés comme fixes et définis par le marché mais ils sont déterminés par les entreprises elles-mêmes et ils vont dépendre du comportement de recherche d'emploi des salariés.

Formellement, Black suppose que les individus peuvent choisir entre rester en dehors du marché du travail et rechercher de façon séquentielle un emploi, sachant qu'ils retirent une utilité  $U_j^i$  ( $i = \{m, f\}$ ;  $j = \{p, u\}$ ) de chaque période d'emploi, égale à la somme du salaire perçu  $w_j^i$  et d'un terme  $\alpha$  reflétant la satisfaction du salarié par rapport à ses conditions de travail, ses horaires, etc. Ils reçoivent l'offre d'emploi d'une seule entreprise par période, qu'ils acceptent si l'utilité lui étant associée est supérieure à leur utilité de réservation  $u_r^i$ , soit  $U_j^i = w_j^i + \alpha \geq u_r^i$ . Plus précisément, à chaque période, tout homme obtient avec une probabilité  $\theta$  une offre salariale d'une entreprise discriminatrice,  $w_p^m$  et avec une probabilité  $(1 - \theta)$  une offre d'une entreprise sans goût pour la discrimination  $w_u^m$ . Etant données les probabilités d'arrivées des offres, Black montre que l'utilité de réservation d'un homme a les propriétés suivantes :

$$u_r^m = f^m(\bar{\kappa}, \theta, w_p^m, w_u^m, \beta_\alpha), \quad (2.11)$$

où  $\beta_\alpha$  est un vecteur de paramètres de la distribution de  $\alpha$ . Comme dans les modèles

standards de recherche d'emploi, l'utilité de réservation des hommes est décroissante avec les coûts de recherche d'emploi,  $\kappa$ , et croissante avec les offres de salaire proposées par les entreprises. Le signe de  $du_r^m/d\theta$  est le même que celui de  $w_p^m - w_u^m$  ; une augmentation de la proportion des employeurs offrant les salaires les plus élevés accroît l'utilité de réservation des hommes.

Les femmes font face au même problème de décision mais elles reçoivent uniquement des propositions d'emploi des entreprises de type  $u$ , c'est-à-dire avec une probabilité  $(1-\theta)$ . Leur utilité de réservation est caractérisée par :

$$u_r^f = f^f(\bar{\kappa}, \bar{\theta}, w_u^f, \beta_\alpha), \quad (2.12)$$

Une augmentation des salaires payés par les entreprises sans goût pour la discrimination accroît l'utilité de réservation des femmes. En revanche, un accroissement de la proportion  $\theta$  d'entreprises discriminatrices sur le marché réduit leurs opportunités d'embauche et donc augmente leurs coûts de recherche et de façon indirecte, diminue leur utilité de réservation.

De leur côté, les entreprises déterminent les taux de salaire offerts aux travailleurs masculins et féminins – de productivité identique  $V$  – tel que leur profit soit maximisé. Pour les entreprises discriminatrices qui n'embauchent pas de femmes, leur profit par candidat sera de  $V - w_p^m$  si leur offre est acceptée et nul sinon. Le profit espéré par un employeur de type  $p$  par candidat est donc :

$$\pi_p^m = \underbrace{[1 - F(u_r^m - w_p^m)]}_{\text{probabilité qu'un homme accepte l'emploi}} (V - w_p^m), \quad (2.13)$$

avec  $F$  la fonction de répartition de  $\alpha$ .

De même, une entreprise sans préjugés ne perçoit des gains que lorsque ses propositions d'embauche sont acceptées. L'espérance de ses profits par candidat de sexe  $i$  s'écrit :

$$\pi_u^i = [1 - F(u_r^i - w_u^i)] (V - w_u^i), \quad i = \{m, f\}. \quad (2.14)$$

Ainsi, les deux types d'entreprises doivent faire un compromis entre offrir un salaire suffisamment attractif pour que le (la) candidat(e) soit intéressé(e) et proposer une rémunération pas trop élevée afin d'accroître ses bénéfices par rapport à la productivité du

candidat. La maximisation des profits permet de déterminer l'offre de salaire optimale pour les hommes et les femmes. Elles ont les propriétés suivantes :

$$w_p^m = w_u^m = g(V^+, u_r^+, \beta_\alpha) < w_u^f = g(V^+, u_r^f, \beta_\alpha). \quad (2.15)$$

Les salaires offerts augmentent avec la productivité des candidats et avec leur utilité de réservation. Par ailleurs, les deux types d'employeurs ont intérêt à traiter les salariés masculins de façon identique en alignant leurs offres. Mais le résultat le plus intéressant démontré par Black (1995) est que les femmes vont gagner des salaires plus faibles que les hommes alors qu'elles ont pourtant la même productivité. Cette conclusion diverge du modèle de Becker (1957) en ce sens que dans le cadre néoclassique, les entreprises sans goût pour la discrimination offrent des rémunérations équivalentes aux hommes et aux femmes. Puisque dans la modélisation de Black (1995), les femmes sont uniquement employées par des entreprises non discriminatrices, comment expliquer ces écarts de salaire entre sexes ? En réalité, les entreprises sans goût pour la discrimination vont exploiter le fait que les femmes ont des coûts de recherche d'emploi plus élevés que les hommes puisqu'elles gaspillent du temps pour rentrer en contact avec des entreprises de type  $p$ . Comme les femmes ont de moindres opportunités sur le marché du travail, elles ont une utilité de réservation plus basse que les hommes et les entreprises peuvent se permettre de leur offrir des salaires plus faibles. Au final, le marché tout entier discrimine contre les femmes : les entreprises avec des préjugés refusent d'embaucher des salariés féminins et les entreprises sans préjugés leur offrent néanmoins des salaires plus faibles. Les disparités salariales entre hommes et femmes sont d'autant plus marquées que la proportion d'entreprises de type  $p$  sur le marché est importante. Inversement, l'écart de salaire s'annule quand  $\theta$  tend vers zéro. En conclusion, la présence de quelques entreprises avec des préjugés contre les femmes ( $\theta > 0$ ) suffit à faire apparaître des différences de salaires entre sexes. Les employeurs ont alors un certain pouvoir de monopsonne qu'ils exploitent.

Mais les écarts de salaire sont-ils viables à long terme ? Les entreprises discriminatrices vont-elles se voir toutes évincer du marché par l'entrée ou l'expansion d'entrepreneurs sans préjugés ? Black (1995) montre que les entreprises de type  $p$  (les plus discriminatrices) gagnent des profits plus faibles que les entreprises de type  $u$ . Ainsi, tout employeur avec un goût pour la discrimination doit sacrifier des rentes de productivité pour adopter un comportement discriminatoire. Selon les mêmes arguments que ceux développés pour le

modèle de Becker (1957) et Arrow (1973), les entreprises de type  $p$  devraient être éliminées à long terme et les écarts de salaire devraient disparaître entre les deux groupes. Ainsi, le modèle de Black (1995) ne fournit pas non plus d'explication pour la persistance à long terme de la discrimination.

C'est pourquoi, Black (1995) propose une deuxième version de son modèle. Afin de permettre la présence simultanée, à long terme, d'employeurs avec et sans préjugés contre les femmes, il introduit une différence entre entreprises autre que leur goût pour la discrimination : la capacité entrepreneuriale. Celle-ci influence négativement le coût de fonctionnement d'une entreprise. Black (1995) montre alors qu'un employeur de type  $p$  gagne toujours des profits plus faibles qu'un employeur semblable de type  $u$  faisant face aux mêmes coûts de fonctionnement. Ainsi, une entreprise discriminatrice doit être prête à échanger une partie de ses rentes associées à sa capacité entrepreneuriale si elle veut donner libre cours à son goût pour la discrimination. Par conséquent, à l'équilibre, les entreprises discriminatrices à forte capacité entrepreneuriale seront capables de rester sur le marché malgré leurs préjugés. En revanche, la concurrence éliminera les entreprises discriminatrices les moins efficaces. Les différences dans la capacité entrepreneuriale permettent donc aux employeurs avec et sans préjugés de coexister à long terme et à l'écart salarial entre hommes et femmes de perdurer. La deuxième formulation de Black (1995) apparaît ainsi plus robuste que les modèles néoclassiques même si l'hypothèse de capacités entrepreneuriales peut paraître quelque peu artificielle.

Bowlus & Eckstein (1998) développent un modèle qui est similaire dans l'esprit à celui de Black (1995), mais dans lequel ce sont les entreprises plutôt que les salariés qui s'engagent dans la recherche. Contrairement au modèle de Black, les entreprises ayant des préférences discriminatoires (type  $p$ ) embauchent des salariés féminins même si c'est à un taux plus faible que les entreprises non-discriminatrices (type  $u$ ). La discrimination a ainsi deux implications directes : les entreprises de type  $p$  maximisent leurs profits nets de la désutilité occasionnée par l'embauche de femmes et elles cherchent moins intensément leurs futurs salariés parmi les candidates que parmi les candidats. Il est alors immédiat que les femmes reçoivent beaucoup moins d'offres d'emploi que les hommes<sup>39</sup>. Ces différences vont conférer

<sup>39</sup>Bowlus & Eckstein (1998) envisagent la possibilité que les femmes soient moins productives que les hommes. Dans ce cas, les deux types d'entreprises rechercheront moins intensément des femmes pour leur

aux entreprises un pouvoir de monopsonne dont l'exploitation va se traduire par des écarts de salaire entre sexes. En effet, les auteurs montrent par le même argumentaire que Black (1995) que les deux types d'entreprises qui maximisent leur utilité en choisissant les salaires de leurs employés selon leur productivité et leur sexe ont intérêt à verser aux femmes des salaires plus faibles qu'aux hommes, et cet écart salarial entre sexes est croissant avec la proportion d'entreprises discriminatrices présentes sur le marché du travail. Ces résultats sont similaires à ceux de Black. Mais Bowlus et Eckstein démontrent, de plus, que les inégalités salariales entre sexes sont croissantes avec le degré de préférence discriminatoire.

Ce modèle paraît plus réaliste que celui de Black puisque toutes les entreprises embauchent des salariés masculins et féminins. Par ailleurs, il donne un résultat très intuitif : la proportion de femmes embauchées dans les entreprises discriminatrices est inférieure à leur proportion dans la population alors que la proportion de femmes dans les entreprises non-discriminatrices est au contraire supérieure à celle-ci. Ce modèle prédit donc des écarts salariaux entre sexes et une ségrégation partielle à l'encontre des femmes ce qui est cohérent avec les observations empiriques.

Toutefois, Bowlus & Eckstein (1998) ne résolvent pas de façon convaincante le problème de la persistance des écarts de salaire à long terme. En effet, il découle de leur modélisation que les entreprises discriminatrices ont des profits plus faibles que les entreprises n'ayant aucun préjugé contre les femmes. On devrait donc parvenir aux mêmes conclusions d'élimination à terme de la discrimination. Cependant, les auteurs s'en défendent. Ils affirment que la proportion d'entreprises avec des préjugés représente une fraction fixe des employeurs potentiels. Par conséquent, il ne peut y avoir des entrées infinies d'entreprises non-discriminatrices sur le marché et ainsi à long terme, toutes les entreprises discriminatrices ne peuvent être éliminées du marché. Cette argumentation reste néanmoins ad hoc.

En résumé, Black (1995) et Bowlus & Eckstein (1998) offrent des pistes intéressantes pour l'explication des écarts de salaire en intégrant les concepts de recherche d'emploi à ceux de la discrimination par les employeurs. Toutefois, leurs modèles restent quelque peu postes. Le pouvoir de monopsonne des entreprises est alors plus important.

décevants sur le thème de la persistance de ces inégalités à long terme. Sur ce point, les adaptations par Sattinger (1996) et Sasaki (1999) au contexte de discrimination par les salariés ne sont pas plus concluantes.

**Discrimination par les salariés :** Sattinger (1996) part de l'hypothèse très forte que les salariés masculins ont de tels préjugés contre leurs homologues féminins et que les entreprises subiraient de très importantes pertes de productivité<sup>40</sup> si elles tentaient de faire travailler ces deux groupes ensemble. Ces pertes sont si élevées que l'embauche d'une main d'œuvre mixte coûte nettement plus cher que l'embauche d'une main d'œuvre unisexe ; la minimisation des coûts conduit donc les entreprises à n'embaucher des salariés que d'un seul sexe. Le point de départ de Sattinger est une ségrégation totale du marché du travail.

Par ailleurs, Sattinger suppose que les entreprises recherchent des candidats pour combler leurs postes vacants et que de nombreux frais sont associés à cette activité. Plus précisément, il fait l'hypothèse que ces coûts de recrutement dépendent du nombre de candidats potentiels actuellement au chômage. En effet, moins il y a de candidats potentiels disponibles sur le marché du travail, plus la recherche est longue et coûteuse pour les entreprises. Or Sattinger postule que les hommes et les femmes sont de parfaits substituts pour l'activité rémunérée mais que les femmes se distinguent par un moindre attachement au marché du travail. Les entreprises font ainsi face à moins de candidates que de candidats. Donc celles qui décideraient d'embaucher uniquement des femmes auraient des coûts de recrutement plus élevés que celles se spécialisant dans une main d'œuvre masculine.

Les entreprises auraient-elles toutes intérêt à n'embaucher que des hommes ? La réponse est non car il existe des inégalités de salaire entre les deux sexes. Pour s'en convaincre, il suffit de reprendre le raisonnement de Bowlus & Eckstein (1998). Comme les coûts de recrutement associés aux femmes sont plus élevés, elles reçoivent moins d'offres d'emploi que les hommes et ont des niveaux de réservation plus faibles. Ces différences confèrent aux entreprises un pouvoir de monopsonie ; elles peuvent se permettre d'offrir aux femmes des salaires plus faibles qu'aux hommes. Selon les principes de la concurrence, ces écarts sala-

---

<sup>40</sup>Par exemple, les hommes peuvent refuser de coopérer ou même de communiquer avec des femmes, ou refusent de leur déléguer une partie de leurs responsabilités.

riaux vont exactement compenser les différences existantes pour les coûts de recrutement entre sexes ; les entreprises embauchant uniquement des femmes réalisent, à long terme, des profits identiques aux entreprises n'embauchant que des hommes. Par conséquent, la situation de long terme prédite par le modèle de Sattinger (1996) est caractérisée par une ségrégation totale du marché du travail entre entreprises n'employant que des hommes et entreprises n'employant que des femmes et par une persistance des écarts salariaux entre sexes.

L'intérêt principal du modèle de Sattinger réside dans la prise en compte de façon centrale dans le modèle de différences d'attachement au marché du travail des hommes et des femmes. Sa principale limite est l'hypothèse de ségrégation totale des entreprises, tout à fait irréaliste. C'est pourquoi, Sasaki (1999) reprend les intuitions de Sattinger (1996) mais part de l'hypothèse plus réaliste qu'il existe trois types d'entreprises sur le marché : les entreprises à main d'œuvre exclusivement masculine, les entreprises à main d'œuvre exclusivement féminine et les entreprises à main d'œuvre mixte. Toutefois, les inégalités salariales entre sexes ne sont pas au cœur du modèle de discrimination, présenté par Sasaki (1999). Il s'intéresse principalement à l'évolution des salaires et des taux de chômage quand la proportion de femmes sur le marché ou l'ampleur de la discrimination des salariés masculins augmentent.

Cependant, en supposant explicitement que les femmes sont proportionnellement moins nombreuses sur le marché du travail que les hommes<sup>41</sup>, nous pouvons faire une relecture des équations de Sasaki (1999). Le premier résultat important est alors qu'il est plus profitable pour les entreprises d'avoir une force du travail mixte plutôt qu'entièrement féminine. En outre, par un raisonnement et des calculs similaires à ceux de Black (1995), il trouve que les offres de salaires maximisant le profit, respectivement des entreprises entièrement masculine ( $w_m^*$ ) et des entreprises mixtes ( $w_{mx}^*, w_{fx}^*$ ), ont les propriétés suivantes<sup>42</sup> :

$$w_{fx}^* = g(V^+, u^f) < w_m^* = g(V^+, u^m) < w_{mx}^* = g(V^+, u^m, \alpha). \quad (2.16)$$

avec  $V$  la productivité des salariés,  $u^f$  et  $u^m$  la valeur de la recherche d'une femme et d'un homme et  $\alpha$  la désutilité supportée par les salariés masculins qui travaillent avec des femmes.

<sup>41</sup> Cette hypothèse est en fait implicite au modèle de Sasaki (1999).

<sup>42</sup> Voir les équations de l'annexe de Sasaki (1999, p.399).

Les entreprises mixtes doivent offrir une prime salariale aux hommes afin de les compenser de leur aversion à travailler avec des femmes ( $w_m^* < w_{mx}$ ). Par ailleurs, les femmes ont des salaires moindres que les hommes. Là-encore, le raisonnement aboutissant à cette conclusion est identique aux modèles de recherche d'emploi présentés précédemment : les femmes au chômage reçoivent moins d'offres d'emplois que leurs homologues masculins ; la valeur de leur recherche d'emploi et leur niveau de réservation sont donc moindres et les entreprises peuvent se permettre de leur proposer des rémunérations plus basses. Sasaki (1999) arrive bien à des écarts de salaire entre sexes sans postuler la division complète des entreprises mais il reste très évasif sur les prédictions à long terme : rien ne garantit que les écarts de salaire puissent perdurer. Ces modèles de discrimination de la part des salariés présentent les mêmes faiblesses que les précédents de discrimination de la part des employeurs. Rosen (1998) propose un modèle plus robuste sur la question de la pérennité des inégalités entre sexes, simplement en modifiant le processus de détermination des salaires.

### 2.1.2 Modèles de recherche d'emploi avec négociation de Nash des salaires

L'article de Rosen (1998) s'inscrit dans la lignée des modèles de discrimination par les employeurs avec recherche d'emploi de Black (1995) et de Bowlus & Eckstein (1998) qui intègre la notion d'appariement. Trois hypothèses originales et généralisant les modèles précédents sont introduites :

1. Il n'existe plus uniquement deux types d'employeurs ( $p$  et  $u$ ), mais un continuum d'entreprises qui se différencient par leur goût pour la discrimination. Un employeur de type  $c$  subit une perte d'utilité  $c$  pour chaque femme qu'il emploie<sup>43</sup>. Or,  $c$  est distribuée parmi les employeurs selon une fonction de densité  $g(c)$ ,  $c \in [0, \bar{c}]$ .

2. Aussi bien les salariés que les employeurs sont engagés dans une stratégie de recherche : les chômeurs sont à la recherche d'un emploi et les employeurs ayant des emplois vacants recherchent des candidats pour les combler. On suppose qu'un chômeur reçoit des propositions d'emploi et une entreprise des dossiers de candidature au même taux  $\phi$ . Ces contacts conduiront à une embauche si et seulement si elle est préférable à la situation de

---

<sup>43</sup>La perte d'utilité est nulle quand l'entreprise embauche un homme.

recherche à la fois pour le salarié et l'entreprise, c'est-à-dire :

$$J_i(c, x) > U_i \quad \text{et} \quad H_i(c, x) > V(c), \quad (2.17)$$

où  $J_i(c, x)$  est la valeur de l'utilité d'un individu de sexe  $i$  ( $i = \{m, f\}$ ) s'il est embauché dans un emploi proposé par une entreprise de type  $c$  et où il a une productivité  $x$ ,  $U_i$  la valeur de son utilité s'il reste chômeur,  $H_i$  la valeur de l'embauche pour l'entreprise et  $V$  la valeur pour l'entreprise de l'emploi s'il reste vacant. Rosen montre que ces conditions de recrutement sont équivalentes à l'existence d'un seuil de productivité  $\mu_i(c)$  en-dessous duquel l'entreprise de type  $c$  n'embauchera pas le salarié de type  $i$ . Une implication directe de cette hypothèse est que les entreprises avec un goût pour la discrimination trop marqué ( $c > \hat{c}$ ) n'embaucheront pas de femmes. Ainsi du point de vue de la caractérisation des entreprises, Rosen réconcilie les approches de Black (1995) et de Bowlus & Eckstein (1998) : certaines entreprises ont un coefficient de discrimination si élevé qu'elles n'embauchent pas de femmes (hypothèse de Black) alors que d'autres employeurs ont certes de l'aversion à l'encontre des femmes mais suffisamment faible ( $c \leq \hat{c}$ ) pour tout de même en embaucher (hypothèse de Bowlus et Eckstein).

3. L'élément crucial du modèle de Rosen est l'hypothèse de négociation des salaires. Ils ne sont plus décidés unilatéralement par les entreprises ; ils sont déterminés selon un processus de négociation non-coopératif de type Nash. Plus précisément, le salaire d'un individu de sexe  $i$  qui travaille dans une entreprise de type  $c$  est solution du programme :

$$\text{Max}_{w_i(c, x)} \Omega_i(c, x) = (J_i(c, x) - U_i)^\beta (H_i(c, x) - V(c))^{(1-\beta)}. \quad (2.18)$$

Rosen montre que la résolution de ce programme donne les équations de salaires suivantes :

$$w_i(c, x) = \beta[x - c_i - rV(c)] + (1 - \beta)rU_i, \quad i = \{m, f\}, \quad (2.19)$$

avec  $r$  le taux d'actualisation,  $c_m = 0$  et  $c_f = c$ .

Les salaires sont croissants avec la valeur du chômage ( $rU_i$ ) et décroissants avec la valeur de l'emploi vacant ( $rV(c)$ ), ces valeurs s'interprétant comme les points de menace de la négociation. Si un individu retire une forte utilité de sa situation de chômage ( $U_i$

élevé), il sera en très bonne position pour négocier son salaire : il peut se permettre de demander un salaire conséquent quitte à ce que l'entreprise ne l'embauche pas. De même, moins une entreprise est handicapée par la vacance de ses emplois (*c'est-à-dire plus  $V(c)$  est élevé*), plus elle peut se permettre que le processus d'embauche échoue et donc plus ses offres de salaires seront faibles.

En ce qui concerne les inégalités entre sexes, le modèle de Rosen (1998) offre trois prédictions très intéressantes que nous allons détailler successivement. Tout d'abord, il montre qu'à productivité équivalente, les entreprises – y compris les entreprises sans préjugés contre les femmes ( $c_f = 0$ ) – versent des salaires plus faibles aux femmes qu'à leurs homologues masculins : pour un  $(c, x)$  donné,  $w_m(c, x) > w_f(c, x)$ . L'origine de cette différence salariale est double. D'une part, les employeurs discriminatoires ( $c > 0$ ) répercutent sur les salaires féminins leur perte d'utilité  $c$  liée à l'embauche de femmes. D'autre part, comme sur le marché les hommes sont préférés par les entreprises, ils ont un meilleur pouvoir de négociation que les femmes ( $U_m > U_f$ ) et ils obtiennent ainsi des salaires plus élevés<sup>44</sup>.

Le deuxième résultat de Rosen est que, plus une entreprise a des préférences discriminatoires, plus elle offre des salaires faibles aux femmes et des salaires élevés aux hommes et donc plus l'écart salarial entre sexes est important. Plus précisément, Rosen démontre que  $V(c)$  est décroissant avec  $c$  ce qui signifie que, plus une entreprise a de forts préjugés à l'encontre des femmes, plus son pouvoir de négociation est faible. Ainsi, le goût pour la discrimination des employeurs a une double répercussion sur les salaires féminins : il a un effet direct négatif reflétant la perte d'utilité et un effet indirect positif via le pouvoir de négociation des entreprises. Or ce deuxième effet est de second ordre par rapport au premier ; les salaires féminins sont bien décroissants avec le coefficient de discrimination. En revanche, les entreprises ne subissent pas de pertes d'utilité quand elles emploient des hommes, donc l'effet direct de la discrimination sur leurs salaires est nul. Cependant, les entreprises discriminatrices ont des pouvoirs de négociation plus faibles et donc doivent offrir aux salariés masculins des rémunérations plus élevées. Les salaires masculins sont donc croissants avec le coefficient de discrimination. Au contraire, Black (1995) concluait à un taux de salaire masculin unique pour toutes les entreprises car seuls l'effet direct de

<sup>44</sup>Pour les entreprises sans préférences discriminatoires ( $c = 0$ ), Rosen trouve un écart de salaire contrairement aux modèles initiaux de Becker (1957) ou Arrow (1973) à cause de ce deuxième effet.

la discrimination était considéré. Néanmoins, l'augmentation de l'écart salarial avec les préférences discriminatoires avait déjà été évoquée par Bowlus & Eckstein (1998).

La vraie originalité du modèle de Rosen est surtout qu'il donne une explication robuste à la persistance des inégalités hommes/femmes à long terme. Dans les modèles antérieurs de discrimination de la part des employeurs, les entreprises discriminatrices réalisaient des profits plus faibles que les entreprises non-discriminatrices et étaient donc évincées du marché à long terme. Cette conclusion ne tient plus ici. Pour s'en convaincre, il suffit d'examiner la relation entre le coefficient de discrimination et les profits.

Le goût pour la discrimination des employeurs a deux influences contraires sur les profits : un effet positif via le coût de la main d'œuvre et un effet négatif via les politiques d'embauche. Effectivement, plus une entreprise est discriminatrice, plus les salaires qu'elle offre aux femmes sont faibles ; la discrimination réduit donc le coût d'utilisation d'une main d'œuvre donnée ce qui se traduit bien par une augmentation des profits. Cependant, la discrimination conduit aussi à des décisions d'embauche sous-optimales : une entreprise avec de forts préjugés contre les femmes aura tendance à embaucher davantage d'hommes qui ont pourtant des rémunérations plus élevées, ce qui a un effet négatif sur les profits. Par conséquent, l'effet d'une augmentation de la discrimination serait a priori ambigu. Toutefois, Rosen démontre que les profits les plus élevés sont réalisés par des entreprises avec un coefficient de discrimination positif, car l'effet via le coût de la main d'œuvre domine celui des embauches sous-optimales lorsque les préjugés des entreprises à l'encontre des femmes ne sont pas trop marqués<sup>45</sup>. Ce résultat se démarque de celui de tous les modèles de discrimination présentés précédemment, dans lesquels c'était les entreprises non-discriminatrices qui réalisaient toujours les profits les plus élevés. Dans ce cadre, la discrimination ne peut pas être éliminée par les forces du marché. Rosen (1998) résout par là-même l'énigme de la persistance des inégalités salariales entre sexe à long terme.

En résumé, les derniers modèles de discrimination de la part des employeurs et sur-

---

<sup>45</sup> Les profits ne sont pas croissants pour toutes les valeurs de  $c$ . Pour certaines valeurs de  $c$ , ce sera bien l'effet négatif d'embauche sous-optimale qui dominera celui d'une réduction des coûts de la main d'œuvre. Par exemple, une entreprise qui a un tel goût pour la discrimination qu'elle n'emploie que des hommes ( $c > \hat{c}$ ), aura des profits plus faibles que les entreprises non-discriminatrices, car elle perd des profits en n'employant pas de femmes.

tout celui de Rosen (1998) redonnent ainsi de l'intérêt et de la pertinence à ce champ de la littérature pour l'explication des écarts salariaux. Certes, ils reprennent l'intuition originale mais la robustesse de leurs conclusions nécessite l'abandon de nombreuses hypothèses du cadre néoclassique initial (information parfaite, absence de coûts d'ajustements, non-négociation des salaires, etc). En revanche, les modèles les plus complexes de discrimination par les salariés n'offrent qu'une explication partielle des faits observés sur le marché du travail et ne parviennent pas à des résultats aussi pertinents que la discrimination par l'employeur. En tout cas, les modèles récents de discrimination reposant sur des préférences discriminatoires permettent de résoudre un certain nombre de paradoxes et de conclusions peu réalistes des modèles de première génération. Il en va de même pour l'approche à partir de la discrimination statistique.

## 2.2 Les nouveaux modèles de discrimination statistique

Le premier type de prolongement des modèles initiaux de discrimination statistique reprend l'hypothèse de base de Phelps (1972), d'une différence dans la qualité de l'information sur leur productivité fournie par chaque sexe, en modélisant explicitement cette information. Les deux principaux changements, qui améliorent sensiblement les résultats, sont de deux ordres. D'une part, Lundberg & Startz (1983) et Brinch (1999) endogénéisent l'investissement en capital humain : ils montrent que, en raison de la discrimination initiale, les femmes vont être moins incitées à suivre une formation qui aurait pour but d'améliorer leur productivité. D'autre part, pour Oettinger (1996), les employeurs qui ont une plus mauvaise perception des performances des femmes ont plus de mal à leur trouver un emploi qui leur soit véritablement bien adapté. Le modèle intègre alors les concepts de la théorie de l'appariement.

Le deuxième type de modèles de discrimination s'inscrit dans la lignée de Arrow (1973) et reprend l'hypothèse fondamentale que les employeurs sont incapables de connaître parfaitement la productivité des salariés dans un emploi particulier. Or, contrairement aux précédents modèles, les chefs d'entreprise vont baser leurs politiques salariales et organisationnelles, non pas sur des signaux individuels de productivité dont la fiabilité diffère entre sexes, mais sur leurs idées préconçues - fondées ou non - des performances des deux groupes. Ainsi, les employeurs vont avoir un comportement discriminatoire à l'encontre

des femmes s'ils croient que ces dernières sont en moyenne moins qualifiées, ou encore plus susceptibles de quitter leur emploi que les hommes et que le coût d'acquisition d'une information complémentaire sur chaque candidate est excessif. Par exemple, si la plupart des employeurs pensent que les femmes ont en moyenne un plus faible attachement au marché du travail, celles-ci vont recevoir peu d'offres d'emplois pour des postes qui nécessitent une formation intensive financée par l'entreprise<sup>46</sup>. Dans le même esprit, une jeune femme mariée, sans enfants, pourra se voir refuser certains emplois à hautes responsabilités car l'employeur peut craindre qu'une prochaine maternité ne l'oblige à s'absenter du marché du travail pendant une période donnée. Le comportement des employeurs est alors dicté par des stéréotypes<sup>47</sup>. Il convient alors de distinguer deux formes de discrimination selon que les convictions des employeurs s'avèrent exactes ou fausses dans la réalité. En effet, la question principale dans le cas d'a priori erronés est de savoir si une telle discrimination peut perdurer. Cette voie théorique ouverte par Arrow (1973) fut poursuivie par Akerlof (1976) et reprise de façon plus globale dans l'article de Coate & Loury (1993)<sup>48</sup>. En revanche, si les employeurs fondent leurs décisions sur des différences statistiques effectivement observées, le traitement différent des deux sexes a une rationalité économique. Cette forme de discrimination statistique s'applique essentiellement aux différences dans les taux d'activité des hommes et des femmes. Ses conséquences ont été analysées notamment par Lazear & Rosen (1990) et Barron, Black & Loewenstein (1993).

### 2.2.1 Une discrimination basée sur l'imperfection des mesures de productivité

Contrairement à Phelps (1972) et Aigner & Cain (1977), les modèles récents de discrimination statistique concluent à des écarts dans les salaires moyens et les taux de rendement de la formation des deux sexes sans postuler de différences de capacités, d'aversion au risque ou de tests de productivité biaisés pour un groupe<sup>49</sup>. Ils montrent que la qualité de l'information peut avoir des répercussions directes sur la productivité des salariés via l'accumulation de capital humain et/ou via la qualité des appariements formés.

<sup>46</sup>Cette idée fut initialement suggérée par Stiglitz (1973) et Thurow (1975, p. 718).

<sup>47</sup>Voir Anker (1997, p. 324-338) pour une description des stéréotypes communément admis et pouvant être à l'origine de la partition des emplois par sexes.

<sup>48</sup>Foster & Vohra (1992) présentent un modèle très proche de Coate & Loury (1993) mais plus simple et moins détaillé. C'est pourquoi, nous ne l'exposerons pas.

<sup>49</sup>Sur ce dernier point, voir Borjas & Goldberg (1978).

### 2.2.1.1 Qualité de l'information et capital humain endogène

L'idée de Lundberg & Startz (1983) est simplement de modéliser explicitement comment les différences d'information influencent les décisions d'investissement en formation des salariés. La nouveauté est que les salaires et les investissements en capital humain sont endogènes.

Plus précisément, Lundberg & Startz (1983) associent dans un cadre unifié les concepts de la théorie du capital humain et ceux du modèle de Phelps (1972). Leurs hypothèses sont les suivantes. La productivité d'un salarié dans un emploi donné dépend à la fois de ses capacités innées,  $a_i$  et de son niveau d'investissement en capital humain,  $X_i$  :

$$MP_i = a_i + bX_i. \quad (2.20)$$

Les capacités innées sont prédéterminées et donc ne peuvent être modifiées par les salariés. En revanche, ces derniers ont le choix d'investir ou non en formation. Pour prendre leurs décisions, ils vont comparer les coûts de cette formation aux bénéfices qu'elle apporte, c'est-à-dire à la perspective d'un salaire plus élevé sur le marché. Il est supposé que le coût marginal de tout investissement en capital humain est croissant du fait des rendements décroissants des activités de formation et a pour expression :  $C'(X_i) = cX_i$ .

Mais les capacités innées et le montant acquis de capital humain influençant la productivité des salariés ne sont pas parfaitement observables. Par exemple, un employeur ne va avoir comme signal du capital humain d'un individu que son niveau de diplôme ou son nombre d'années de scolarisation. Or ce ne sont pas les années d'études en elles-mêmes qui accroissent la productivité mais le montant effectivement appris à l'école et son adaptation aux problèmes de l'entreprise. Ainsi les chefs d'entreprise ne disposent que d'une mesure imparfaite,  $s_i$ , de la productivité marginale de chaque salarié :

$$s_i = MP_i + \varepsilon_i, \quad \text{avec} \quad \begin{pmatrix} a_i \\ \varepsilon_i \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[ \begin{pmatrix} \bar{a} \\ \bar{\varepsilon} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_a^2 & 0 \\ 0 & \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix} \right]. \quad (2.21)$$

Lundberg & Startz (1983) reprennent l'hypothèse centrale de discrimination statistique de Phelps (1972) en supposant que l'incertitude entourant la productivité des femmes est plus importante que celle affectant les hommes ( $\sigma_{\varepsilon_f}^2 > \sigma_{\varepsilon_h}^2$ ).

En outre, comme dans l'article de Phelps (1972), les entreprises sur le marché du travail sont concurrentielles et versent à chaque individu un salaire égal à leur productivité attendue compte tenu des signaux observés. Lundberg & Startz (1983) montrent alors que les salaires offerts par les employeurs sont de nouveau une moyenne pondérée entre le signal de productivité individuelle et la productivité moyenne du groupe et que la pondération associée au signal est plus importante dans le calcul des salaires masculins que féminins à cause de leur plus grande fiabilité. Mathématiquement, les salaires ont pour expression :

$$w_i^j = E(MP_i | s_i^j) = \overline{MP} + \beta_j (s_i^j - \bar{s}) \text{ avec } \beta_j = \sigma_a^2 / (\sigma_a^2 + \sigma_{\varepsilon_j}^2), j \in \{f, h\}. \quad (2.22)$$

Là-encore, les hommes avec un fort signal vont être mieux payés que les femmes avec un signal équivalent. Et l'inverse est vrai pour les faibles signaux de productivité. Ce sont exactement les résultats de Phelps (1972). Mais la suite est originale.

Anticipant parfaitement ces profils salariaux offerts par les entreprises, les salariés vont choisir leur niveau de formation. Pour ce faire, ils comparent les coûts d'acquisition d'une unité supplémentaire de capital humain à l'accroissement de salaire qu'elle génère. Il faut garder en tête que les employeurs n'observent pas directement les qualifications acquises mais seulement leurs effets indirects sur le signal. Or la pondération associée à ce dernier dans la détermination des salaires diffère entre sexes. Ainsi, pour les hommes et les femmes, le coût d'augmenter son signal en suivant une formation est le même ( $c$ ) alors que le bénéfice attendu ne l'est pas. En effet, si les employeurs savent que les mesures de productivité sont moins fiables pour les femmes, alors ils vont faire peu de cas des signaux élevés qu'elles présentent et ils vont leur offrir des augmentations de salaire plus faibles qu'à leurs homologues masculins<sup>50</sup>. En conséquence, les femmes vont être moins incitées que les hommes à investir en formation. Plus précisément, à l'équilibre le montant de capital humain acquis par les hommes est égal à  $b \cdot \beta_h / c$  ce qui est supérieur à celui des femmes,  $b \cdot \beta_f / c$ . Les deux groupes choisissent de façon rationnelle des stratégies différentes d'investissement à cause des rendements différents inhérents aux deux profils salariaux.

Ce moindre investissement des femmes en capital humain ( $\bar{X}_f < \bar{X}_h$ ) va se traduire par une productivité moyenne plus faible ( $\overline{MP}_f < \overline{MP}_h$ ) malgré des capacités innées

<sup>50</sup>Formellement, le rendement d'un investissement en capital humain en termes de salaire est égal à  $b \cdot \beta_j$ . Or  $\beta_f < \beta_h$  puisque  $\sigma_{\varepsilon_f}^2 > \sigma_{\varepsilon_h}^2$ .

identiques aux hommes. C'est pourquoi, un écart dans les salaires moyens des deux sexes va apparaître. Lundberg & Startz (1983) rendent ainsi les intuitions de Phelps (1972) cohérentes avec les faits observés sur le marché du travail.

Lundberg (1989) complète l'analyse de Lundberg & Startz (1983) en réinterprétant leurs résultats sur les salaires en termes d'emplois occupés. Elle suppose qu'à chaque niveau de salaire correspond un emploi différent. En déterminant les salaires, les employeurs prennent alors des décisions d'embauche et de promotion. Dans ce contexte, les femmes ont moins de chances de se retrouver dans un emploi à hautes responsabilités que les hommes. Par ailleurs, elles devront présenter des diplômes, tests d'embauche ou autres signaux de productivité plus élevés que leurs homologues masculins afin d'être embauchées ou promues dans des emplois hautement qualifiés. Ce modèle de discrimination statistique donne ainsi une explication non seulement aux écarts salariaux hommes-femmes mais aussi à la ségrégation occupationnelle existante entre sexes sur le marché.

Brinch (1999) étend le modèle de Lundberg & Startz (1983) afin d'y intégrer explicitement les idées de la théorie du signal<sup>51</sup>. Il affirme que tout investissement en éducation peut se décomposer en deux éléments : 1) l'acquisition de connaissances qui augmentent la productivité des futurs travailleurs mais qui ne sont pas parfaitement observables ; 2) les références scolaires (diplôme, réputation de l'établissement, etc) qui n'accroissent pas la productivité mais qui servent de signal pour les employeurs. Chaque salarié décide alors de son investissement dans ces deux aspects de l'éducation en fonction de leurs rendements respectifs en termes de salaires. Brinch (1999) retrouve les résultats originaux de Lundberg & Startz (1983) : pour un niveau donné de références scolaires, les femmes investissent moins en moyenne en capital humain productif - dont le rendement est croissant avec la fiabilité des signaux - et ont des salaires moyens plus faibles. En fait, les profils salariaux des femmes sont, dans ce contexte, plus plats que ceux des hommes avec le capital humain productif et plus pentus avec les références scolaires. Les femmes ont ainsi une moins bonne situation sur le marché du travail car elles dépensent plus de ressources que les hommes

---

<sup>51</sup> Sur la théorie du signal, voir notamment Spence (1973, 1974, 1976), Riley (1975, 1976) et Weiss (1983, 1995). Pour son application aux différences hommes-femmes, on peut se référer à Spence (1973, 1974) et Haagsma (1991). Les idées sous-jacentes sont très proches de celles de la discrimination statistique comme d'ailleurs celles du modèle de « screening » proposé par Cornell & Welch (1996).

dans les aspects non productifs de l'éducation pour finalement obtenir des rémunérations moyennes plus faibles.

Lundberg & Startz (1983) montrent que, dans le cas où les différences salariales entre hommes et femmes sont dues à des écarts d'information, il suffirait d'interdire aux entreprises d'utiliser les signaux individuels lors de la détermination de leurs profils salariaux pour que ces différences entre sexes soient éliminées. Toutefois Lundberg (1991) fait remarquer à juste titre que la non-utilisation de toute l'information disponible peut provoquer une aggravation des mauvais appariements. Les entreprises auraient alors plus de chances d'allouer un salarié à un emploi pour lequel il n'a aucune compétence si elles ne tiennent pas compte des signaux de productivité individuelle. Ainsi, une telle politique gouvernementale réduirait les différences d'investissements en capital humain entre sexes mais risque de remettre en cause la bonne assignation des travailleurs hétérogènes au sein des emplois. D'où un effet net ambigu.

D'autres auteurs ont modélisé explicitement les implications de la précision de l'information sur la qualité de l'appariement. Cependant, la contrepartie est qu'ils négligent les investissements en capital humain.

### **2.2.1.2 Fiabilité de l'information et qualité des appariements**

Rothschild & Stiglitz (1982) obtiennent une discrimination de groupe en postulant une fonction de production dans laquelle la productivité dépend de la qualité de l'appariement. Cette idée leur est directement inspirée de la théorie de l'appariement formulée par Johnson (1978) et Jovanovic (1979*a*, 1979*b*). Intuitivement, les hommes et les femmes vont percevoir des rémunérations moyennes distinctes pour les raisons suivantes : les compétences des femmes sont moins bien évaluées par les employeurs à cause du manque de fiabilité de leurs signaux. Elles ont donc moins de chances que les hommes d'être véritablement bien « appariées » avec leur emploi. Ainsi leur productivité et, par voie de conséquence, leur salaire, sont en moyenne plus faibles.

Rothschild & Stiglitz (1982) sont les premiers à prendre en compte les effets indirects de la discrimination statistique sur la qualité de l'appariement. Oettinger (1996) reprend

l'idée de base en la transposant dans un modèle dynamique à deux périodes. L'intérêt principal de cette approche est de fournir un fondement théorique au creusement des écarts de salaire hommes/femmes au fur et à mesure du déroulement des carrières. De plus, avec leur cadre statique, les précédents modèles imposaient implicitement que les différences d'information sur la productivité existant entre groupes sont permanentes. Or si le désavantage informationnel des femmes est seulement temporaire, il n'est pas certain qu'un écart de salaire permanent puisse apparaître. C'est pourquoi, Oettinger (1996) pose comme hypothèse centrale que la véritable productivité des deux groupes se révèle parfaitement après une période d'ancienneté et en analyse les conséquences.

Pour la première période, le cadre d'analyse de Oettinger (1996) est rigoureusement identique à celui de Phelps. En conséquence, il arrive à la conclusion qu'à leur entrée sur le marché du travail (période 1), les hommes et les femmes devraient en moyenne gagner les mêmes rémunérations. En seconde période, il suppose que chaque salarié reçoit une nouvelle offre d'emploi et est donc confronté à une décision de mobilité. Si le salarié refuse cette offre et reste dans son premier emploi, sa productivité est parfaitement connue ; par contre, s'il décide de changer d'emploi, sa productivité est incertaine et entachée du même type d'erreurs de mesure qu'en première période. Les entreprises déterminent leurs offres de salaire à partir de ces signaux (parfaits ou non) et les employés changeront d'emploi si l'offre du nouvel emploi excède le salaire attendu dans son emploi actuel. Dans l'article de Oettinger (1996), ce sont les salaires et la mobilité qui sont endogènes.

Les salariés masculins et féminins font face au même problème de décision. Toutefois, au moment de faire leur choix de mobilité, les informations des femmes sur leur nouvelle offre d'emploi sont moins précises que celles des hommes à cause de la moindre fiabilité de leurs signaux de productivité. Or cet écart dans la qualité de l'information va avoir d'importantes répercussions sur l'efficacité de la mobilité et sur la progression salariale des deux sexes. En effet, Oettinger montre formellement que la croissance salariale des individus ne changeant pas d'emploi est corrélée négativement avec la fiabilité des signaux. Comme les investissements en capital humain ne sont pas pris en compte dans ce modèle, la véritable productivité des immobiles dans leur emploi est supposée constante. Leurs changements de salaire reflètent donc uniquement les corrections de mesure de la productivité. Ainsi, moins le signal initial est informatif sur la productivité individuelle, plus les salaires sont

susceptibles d'être rectifiés en seconde période, dans un sens ou dans un autre, quand l'employeur affine ses informations sur la qualité de l'appariement. Or chez les immobiles, les augmentations de salaire sont plus fréquentes que les baisses car les individus qui souffriraient d'une réduction de salaire ont tendance à changer d'emploi. Ainsi, les femmes restant dans leur emploi devraient avoir une progression salariale plus importante que leurs homologues masculins. Le corollaire prédit par ce modèle est que les femmes devraient avoir un rendement moyen de l'ancienneté plus élevé que les hommes.

De même, Oettinger démontre que le gain salarial moyen des mobiles est croissant avec la fiabilité du signal initial. Intuitivement, les décisions de mobilité qui s'avèreraient être des erreurs ex-post sont plus facilement évitées quand les indicateurs de productivité sont très précis. Plus les salariés et les entrepreneurs anticipent correctement la productivité de chacun, plus les mauvaises décisions telles que changer pour un appariement qui se révélera moins bon ou renoncer à un changement d'emploi qui se révélera de meilleure qualité, sont réduites. C'est pourquoi, les femmes mobiles vont avoir une progression salariale plus faible que les hommes changeant aussi d'emploi. Comme en deuxième période, les mobiles ont aucune ancienneté dans leur emploi mais une année d'expérience, Oettinger trouve que les hommes devraient avoir un rendement de l'expérience plus important que les femmes.

De manière générale, les salariés se sélectionnent eux-mêmes dans les meilleurs appariements possibles, par le jeu des mobilités. Mais plus les mesures des productivités individuelles sont de bonne qualité, plus ce processus de sélection a des chances d'être lucratif en moyenne. Dans ce contexte, les hommes qui ont des signaux plus fiables que les femmes vont mieux tirer partie du jeu des mobilités en prenant des décisions plus efficaces. En seconde période, ils vont gagner en moyenne des rémunérations plus élevées que leurs collègues féminines. Le modèle de Oettinger (1996) prédit donc que même s'il n'existe pas d'écart de salaire entre sexes lors de l'entrée sur le marché du travail, il en apparaît un au fur et à mesure du déroulement des carrières.

La modélisation de Oettinger (1996) a aussi comme principal avantage d'offrir de nombreuses prédictions testables : écarts entre hommes et femmes dans les rendements de l'ancienneté, de l'expérience ainsi que dans la rentabilité de la mobilité. Jusque-là les modèles existants de ce courant de la discrimination statistique avaient généré peu d'implications

pouvant être confrontées aux faits. Malheureusement, Oettinger a initialement appliqué son modèle aux différences entre races, comme d'ailleurs les deux seules autres études, proposées par Altonji & Pierret (1997) et Neumark (1999) qui ont essayé de vérifier la validité empirique de la théorie de la discrimination statistique. Ainsi, la pertinence de ces modèles pour les différences hommes/femmes reste pour l'instant à vérifier. D'où la perplexité de certains auteurs, notamment Olson (1990) et Altonji & Blank (1999), quant au poids à accorder à la théorie de la discrimination statistique fondée sur des différences de qualité d'information, dans l'explication des écarts salariaux entre sexes.

### **2.2.2 Une discrimination basée sur les stéréotypes**

Le deuxième courant de discrimination statistique ne reprend pas cette hypothèse de différences de fiabilité des signaux. Les différences de traitement entre hommes et femmes sont désormais liées aux a priori des employeurs sur les compétences moyennes des deux groupes. Leurs idées préconçues sur des écarts existants entre sexes peuvent provenir de leur expérience antérieure, de données statistiques ou de purs préjugés ne reposant sur aucun fait concret. Dans ce dernier cas, on retrouve en réalité la discrimination par goût (il s'agit d'une simple rationalisation de celle-ci). Toutefois, dans la littérature, les diverses formes de discrimination selon que les convictions des employeurs sont erronées ou non, sont distinguées. D'une part, des modèles postulent que les employeurs vont tenir compte du fait réellement observé, que les femmes ont en moyenne un plus faible attachement au marché du travail que les hommes et en analysent les conséquences. Dans cette optique, peut-on encore parler de discrimination ? La réponse est oui car les perceptions des employeurs, même valides en moyenne, vont handicaper les femmes qui désirent véritablement faire carrière et participer continûment au marché du travail. D'autre part, des modèles s'interrogent sur la possible pérennité d'une discrimination lorsque les a priori des employeurs s'avèrent faux.

#### **2.2.2.1 Attachement au marché du travail et capital humain spécifique**

A l'image de Lundberg & Startz (1983) et Brinch (1999), plusieurs auteurs ont intégré les concepts de la théorie du capital humain dans un cadre de discrimination statistique,

mais leur procédure d'inférence est plus simple. Cette fois-ci, c'est le futur attachement au marché du travail d'un individu et non sa productivité actuelle qui est imparfaitement observé. Il est alors supposé que les employeurs l'anticipent en se basant sur la moyenne du groupe et qu'ils se servent de leur estimation dans leurs décisions d'embauche et de salaire. En effet, les entreprises ont intérêt à tenir compte de l'attachement au marché du travail de leurs employés car les investissements en capital humain spécifique peuvent ne pas être rentabilisés en cas de départ prématuré des salariés et car les salariés « instables » peuvent tirer au flanc avant de quitter l'entreprise [Sofer (1985), Bulow & Summers (1986), Hersch & Reagan (1997)]. Contrairement aux modèles originaux de capital humain [Zellner (1975), Polachek (1979, 1981), Zalokar (1988)], ce sont les employeurs qui assignent les salariés aux différents emplois de l'entreprise en fonction de leur anticipation et non les salariés qui choisissent leur type d'emplois.

Ces modèles sont basés sur l'hypothèse centrale que les femmes ont en moyenne un plus fort taux de démission et, de façon plus générale, un moindre attachement au marché du travail que les hommes à cause de leurs plus grandes opportunités hors marché, hypothèse largement supportée par les observations empiriques [cf. chapitre 1, Viscusi (1980), Blau & Kahn (1981), Shorey (1983), Meitzen (1986), Sicherman (1996)]. Ils offrent des prédictions sur plusieurs points : 1) différences dans les taux de chômage à cause de critères d'embauche plus sévères pour les femmes [Sattinger (1998) et Renes & Ridder (1995)]; 2) différences dans les chances d'obtenir une promotion [Lazear & Rosen (1990)]; 3) différences dans les emplois occupés et en particulier l'exclusion des femmes des emplois nécessitant un fort investissement en capital humain spécifique [Barron et al. (1993)]; 4) différences dans les rendements salariaux de l'ancienneté [Song (2001)].

Nous ne présenterons ici que les modèles relatifs aux trois derniers points qui apportent un éclairage nouveau sur les différences salariales et la partition des emplois entre sexes, sujets au cœur de ce chapitre.

**Différences dans les taux de promotion :** Les modèles initiaux de capital humain expliquaient les différences entre sexes dans les choix occupationnels par le lien entre rendement marginal du capital humain et participation attendue au marché du travail, et ils mettaient en évidence l'existence d'une forte relation entre interruptions de carrières

et faible croissance salariale. L'article de Lazear & Rosen (1990) étend ces idées en s'intéressant à l'assignation des emplois<sup>52</sup> et à la progression des salariés dans la hiérarchie. Leur modèle est fondé sur l'analyse coût-bénéfice des promotions. Le coût d'une promotion est la perte de production durant la période de formation que doit suivre le salarié pour monter en grade et le bénéfice d'une promotion est l'accroissement de la productivité du salarié nouvellement formé. L'entreprise accordera une promotion à un employé si les bénéfices anticipés sont supérieurs aux coûts. Or l'ampleur des bénéfices va dépendre de deux éléments : les capacités du salarié et sa probabilité de rester dans l'entreprise<sup>53</sup>. Dans ce contexte, les hommes et les femmes ne vont pas faire face aux mêmes processus de promotions puisque Lazear & Rosen (1990) supposent que les femmes, certes aussi productives que les hommes sur le marché du travail, sont plus compétentes qu'eux dans la production domestique et ont donc plus d'incitations à quitter l'entreprise.

Formellement, ils utilisent un modèle à trois périodes où les entreprises ont deux types d'emploi *A* et *B*. A la première période, tous les travailleurs sont embauchés dans l'emploi *B* et ont la même productivité  $\delta$ . Au début de la seconde période, certains sont promus dans l'emploi *A* dans lequel ils ont une productivité de  $\gamma_2 \cdot \delta$  avec  $\gamma_2 < 1$  car à cette période, ils suivent une formation. A la troisième période, les salariés de l'emploi *A* ont une productivité égale à  $\gamma_3 \cdot \delta$  où  $\gamma_3 > 1$  mesure l'augmentation de productivité générée par la formation. Les salariés restant dans l'emploi *B* ont une productivité constante  $\delta$  aux trois périodes. Or les salariés quitteront leur entreprise à la troisième période si le salaire proposé à cette période ( $w_3^A = \gamma_3 \cdot \delta$  pour l'emploi *A* et  $w_3^B = \delta$  pour l'emploi *B*) est

<sup>52</sup>Même si Bielby & Baron (1986) en évoquaient l'idée, aucun modèle antérieur n'a analysé la discrimination statistique dans un cadre d'assignation des emplois à l'exception de celui de Milgrom & Oster (1987). Ces derniers ont étudié son impact quand certaines entreprises peuvent dissimuler de l'information sur la productivité de leurs salariés à leurs concurrents susceptibles de les débaucher. Comme Lazear & Rosen (1990), ils montrent que les critères de promotion devraient être plus sévères pour les femmes (les « Invisibles » dans leur terminologie) que les hommes. En effet, dans leur modèle, les employeurs obtiendraient des profits supplémentaires de la part de leurs salariés les plus compétents aussi longtemps que leurs performances peuvent être cachées aux autres employeurs potentiels. Or étant donné que la promotion augmente la visibilité, les employeurs ont intérêt à moins promouvoir les Invisibles (femmes) talentueux afin de les garder au sein de l'entreprise.

<sup>53</sup>Bien qu'il n'y ait pas de pertes monétaires directes associées à une telle séparation dans le modèle de Lazear & Rosen (1990), si l'entreprise ne tient pas compte de l'attachement au marché du travail, elle réalisera une mauvaise allocation de ses ressources.

inférieur à la valeur de leurs activités domestiques  $\omega$ . Les entreprises ignorent la valeur de  $\omega$  des individus au moment de leur décision de promotion, mais elles savent que la fonction de distribution de  $\omega$  pour les hommes,  $F_h(\omega)$ , est stochastiquement dominé par celle des femmes  $F_f(\omega)$  :  $F_h(\omega) > F_f(\omega)$  pour  $\omega > 0$  car ces dernières ont de meilleures opportunités que leurs homologues masculins sur le marché domestique. Ainsi, la productivité anticipée d'un salarié au cours des trois périodes peut s'écrire :

$$\begin{cases} \delta + \gamma_2 \cdot \delta + \gamma_3 \cdot \delta F_j(\gamma_3 \cdot \delta) & \text{pour l'emploi } A, \\ \delta + \delta + \delta F_j(\delta) & \text{pour l'emploi } B, \end{cases} \quad (2.23)$$

où  $F_j(\gamma_3 \cdot \delta)$  représente la probabilité de rester dans l'emploi  $A$  à la 3ème période pour le groupe  $j$  et  $F_j(\delta)$  celle de rester dans l'emploi  $B$ . Il est à noter que  $F_j(\gamma_3 \cdot \delta) > F_j(\delta)$ , c'est-à-dire que la probabilité de rester dans l'entreprise dépend du fait d'avoir reçu ou non une promotion. Dans ce cadre de coût-bénéfice, l'entreprise compare la productivité anticipée d'un travailleur dans l'emploi  $A$  et dans l'emploi  $B$  et le promeut si sa productivité est supérieure dans l'emploi  $A$  soit si :

$$\underbrace{\gamma_3 \cdot \delta F_j(\gamma_3 \cdot \delta) - \delta F_j(\delta)}_{\text{bénéfice de la promotion}} > \underbrace{\delta(1 - \gamma_2)}_{\text{coût de la promotion}} \quad (2.24)$$

Nous pouvons remarquer que la décision de promotion est bien basée sur deux facteurs : le niveau de capacité  $\delta$  et la probabilité attendue du salarié de quitter l'entreprise. Il est optimal pour l'entreprise de promouvoir les salariés avec les capacités les plus élevées et les taux de démissions les plus faibles. Il y a une double causalité : les séparations anticipées influencent les promotions, mais les promotions influencent aussi la probabilité de quitter son emploi. Un salarié qui est promu aura moins de chances de quitter l'entreprise car la différence entre son salaire et la valeur de ses activités domestiques augmente.

En ce qui concerne les différences hommes/femmes, ce modèle offre plusieurs prédictions. Les critères de promotion seraient plus sévères pour les femmes que pour les hommes. Pour les promouvoir, les entreprises exigeraient des femmes des capacités productives plus élevées afin de compenser leur probabilité supposée de démission plus importante. Ainsi, à caractéristiques identiques, les femmes auraient des taux de promotion plus faibles. Néanmoins, cet écart devrait diminuer au fur et à mesure que les individus occupent des emplois à fortes responsabilités. En effet plus un salarié est en haut de la hiérarchie, plus ses capacités productives sont importantes, plus elles ont de chances d'être supérieures à la valeur

de sa production domestique et donc plus sa probabilité de démission diminue. C'est pourquoi, dans les emplois très qualifiés où les deux sexes sont sûrs de rester dans l'entreprise, les chances de promotion devraient être identiques pour les hommes et les femmes, *ceteris paribus*<sup>54</sup>. Ces différences dans les taux de promotion entre sexes ont des répercussions en termes d'écart salarial. En moyenne, les salaires des femmes devraient être plus faibles car elles sont proportionnellement moins nombreuses dans les emplois à fortes rémunérations. Toutefois, au sein des emplois très qualifiés, elles devraient recevoir des salaires plus importants puisqu'elles sont plus productives du fait des critères de promotion plus sévères. Lazear & Rosen (1990) proposent ainsi un modèle qui conduit à une ségrégation occupationnelle et à des écarts de salaire entre sexes à cause de processus distincts de promotion. L'un des avantages est que ses prédictions sont testables empiriquement.

Depuis une quinzaine d'années, les études empiriques analysant les différences de promotion entre sexes ont connu un fort essor dans un certain nombre de pays (États-Unis, Grande-Bretagne mais pas en France). Elles peuvent être classées en deux catégories : d'une part celles basées sur des données spécifiques à une seule entreprise (institution financière, grande compagnie d'assurance, etc) ou à un secteur particulier (avocats, services de santé, chercheurs universitaires, etc) et d'autre part celles plus récentes et moins nombreuses basées sur des panels de salariés représentatifs de l'ensemble des professions. Les résultats obtenus à partir de la première série d'études sont mitigés. Certes un certain nombre concluent qu'à compétences égales, les femmes ont des probabilités plus faibles d'être promues par rapport aux hommes, comme le prédit le modèle de Lazear et Rosen [Cabral, Ferber & Green (1981), Cannings (1988), DiPrete & Soule (1988), Spurr (1990), Long, Allison & McGinnis (1993), Spurr & Sueyoshi (1994), Paulin & Mellor (1996), Pudney & Shields (2000)]. Mais d'autres indiquent que la variable de sexe n'a aucune influence sur les chances de promotion [Lewis (1986), Hartman (1987), Laband & Lentz (1993)] ou même trouvent que les femmes sont significativement plus promues que les hommes [Stewart & Gudykunst (1982), Gerhart & Milkovich (1989), Shenhav (1992), Powell & Butterfield (1994), Hersch & Viscusi (1996)]. Par ailleurs, les différences de promotion

---

<sup>54</sup>Krowas (1993) étend le modèle de Lazear & Rosen (1990) à cinq périodes. Il trouve aussi que les taux de promotion devraient être similaires pour les deux sexes dans les emplois hautement qualifiés et pour les populations plus âgées puisque les hommes et les femmes auraient alors les mêmes probabilités de démission, les retraits pour cause de maternité ou d'éducation des enfants étant réduites.

entre sexes semblent dépendre des périodes de temps [Eberts & Stone (1985), Spurr & Sueyoshi (1994)] ou dans le déroulement des carrières [Farber (1977), Cobb-Clark & Dunlop (1999)]. La diversité de ces résultats est sans aucun doute à mettre au compte de la particularité des données et des différences dans les méthodes économétriques utilisées. Les études sur panels de salariés représentatifs présentent des conclusions plus robustes. Elles corroborent la première prédiction de Lazear & Rosen (1990) en trouvant des taux de promotion plus faibles pour les femmes [Olson & Becker (1983), McCue (1996), Pargamit & Veum (1999), Cobb-Clark (2001), Groot & Maassen von den Brink (1996)] à l'exception de Booth, Francesconi & Frank (1998) sur données anglaises.

Peu de travaux ont vérifié la deuxième prédiction de Lazear et Rosen selon laquelle les différences entre sexes dans les taux de promotion auraient tendance à diminuer progressivement avec le niveau de qualification des emplois. Kaestner (1994) met bien en évidence à partir des données d'une grande entreprise américaine que les femmes dans les emplois peu qualifiés ont moins de chances d'être promues que les hommes et que l'inverse est vrai dans les emplois hautement qualifiés. Cependant Jones & Makepeace (1996) et Audas, Barmby & Treble (1997), en se basant sur des données d'entreprises anglaises, affirment que l'on ne peut pas conclure à une décroissance systématique dans les différences de taux de promotion avec le niveau des emplois.

Enfin, la dernière prédiction sur un écart de salaire favorable aux femmes dans les emplois hautement qualifiés est contraire aux faits stylisés, comme le reconnaissent eux-mêmes Lazear et Rosen. En outre, Winter-Ebmer & Zweimüller (1997) et Jones & Makepeace (1996) affirment que ce genre de discrimination statistique ne jouerait qu'un rôle mineur dans les écarts de salaire entre sexes. La validité empirique du modèle de Lazear & Rosen (1990) est par conséquent très controversée. Barron et al. (1993) proposent un autre modèle d'assignation des emplois et de détermination des salaires dont les conclusions semblent plus robustes.

**Différences dans les salaires et les emplois occupés :** La nouveauté du modèle de Barron et al. (1993) est qu'il distingue l'attachement du salarié au marché du travail de son attachement à un employeur particulier. Un salarié peut décider de quitter son entreprise pour deux raisons : 1) s'engager dans la production domestique – à un taux

exogène  $\eta$  ; 2) changer pour un autre emploi qu'il trouve plus attractif, c'est-à-dire qui lui procure une utilité supérieure à son emploi actuel. De nouveau, la seule différence supposée entre sexes est que les employeurs voient les femmes comme étant plus susceptibles de se retirer du marché du travail :  $\eta_f > \eta_h$ . Le sexe d'un salarié leur fournit un signal sur sa probabilité de démissionner. Les employeurs déterminent les salaires offerts en maximisant leur profit qui dépend de l'ancienneté attendue des nouvelles recrues dans leur emploi puisqu'ils s'approprient une partie des rendements de la formation spécifique après avoir supporté une partie des coûts en première période.

Or la probabilité de quitter le marché du travail pour s'engager dans la production domestique a deux effets, de sens contraire, sur les profits. Plus  $\eta$  est élevé, plus le salarié a de chances de démissionner, ce qui a pour effet direct de réduire les profits. Mais plus  $\eta$  augmente, moins le salarié est incité à s'engager dans une recherche d'emploi de type *job shopping* – sa période de rentabilisation de ses gains anticipés étant plus faible – ce qui diminue sa probabilité de démissionner pour un autre emploi et accroît les profits. Toutefois Barron et al. (1993) lèvent cette ambiguïté et montrent que l'effet direct domine : les salariés avec le plus fort attachement au marché du travail, sont certes susceptibles de changer plus fréquemment d'emploi mais ont cependant l'ancienneté attendue la plus longue. Les employeurs anticiperaient donc que les hommes vont rester plus longtemps dans leur emploi que les femmes et générer des profits futurs plus élevés ; c'est pourquoi ils devraient leur proposer en retour des salaires de départ plus importants<sup>55</sup>. Les hommes bénéficieraient aussi d'un avantage salarial durant la période post-formation afin de réduire leur probabilité de démissionner pour un autre emploi.

En plus des écarts salariaux entre sexes, le modèle de Barron et al. (1993) prédit une certaine ségrégation occupationnelle. Sous l'hypothèse que chaque démission oblige les employeurs à embaucher un nouveau salarié qui aura besoin d'une formation spécifique et qui utilisera moins efficacement le capital, ceux-ci ont intérêt à apparier les individus avec l'attachement au marché du travail le plus important aux emplois exigeants le plus de formation et le plus de capital afin de réduire leurs coûts d'ajustement. Comme les employeurs pensent que les femmes ont un fort taux de démission, elles devraient être

<sup>55</sup>La concurrence implique que les salaires de départ sont tels que les profits anticipés, générés par un nouvel employé sont nuls.

cantonnées aux emplois offrant peu de formation et utilisant peu de capital.

Ces conclusions semblent cohérentes avec la situation observée des femmes sur le marché du travail, même s'il n'y a pas un parfait consensus sur l'existence de différences de formation spécifique entre sexes. Il a été montré à plusieurs reprises sur données individuelles que les femmes avaient moins de chances d'acquérir une formation en entreprise que leurs homologues masculins et que cette différence pouvait expliquer une proportion importante de l'écart salarial entre sexes [Corcoran & Duncan (1979), Duncan & Hoffman (1979), Gronau (1988), Lynch (1991, 1992), Hill (1995, 2001), Olsen & Sexton (1996) et Royalty (1996)]. Royalty (1996) valide même l'hypothèse centrale du modèle de Barron et al. (1993) en mettant en évidence que les différences de formation entre sexes étaient principalement dues aux différences hommes/femmes d'attachement au marché du travail. Barron et al. (1993) qui disposent de données sur les caractéristiques des emplois confirment ces résultats et corroborent leurs prédictions théoriques : ils trouvent que les emplois offrant les plus longues périodes de formation et utilisant le plus de capital sont moins souvent occupés par des femmes. Néanmoins, les travaux de Lillard & Tan (1992) et Veum (1996) sont contradictoires puisqu'ils ne concluent à aucune différence entre sexes dans la probabilité de recevoir une formation en entreprise ou dans les heures de formation reçues. Pour Altonji & Spletzer (1991), les femmes sont aussi susceptibles que les hommes d'être embauchées dans des emplois proposant des formations sur le tas, mais les hommes auraient un léger avantage en termes d'heures reçues.

Ces divergences entre études peuvent provenir de la difficulté à définir et quantifier le concept de formation en entreprise. En effet, les salariés peuvent acquérir des compétences spécifiques à l'entreprise par d'autres moyens que des programmes formels, soit par exemple en observant leurs collègues (*learning-by-watching*), soit par la répétition de tâches (*learning-by-doing*) ou bien par la simple discussion avec des supérieurs. Il est donc compliqué de tester rigoureusement les prédictions de Barron et al. (1993) sur l'existence d'un écart entre sexes dans l'acquisition de capital humain spécifique faute de données précises. L'avantage du modèle de Song (2001) est que non seulement il explique pourquoi les femmes ont plus de chances d'être exclues des emplois exigeant une importante formation en entreprise – comme Lazear & Rosen (1990) et Barron et al. (1993) – mais il traite aussi des différences de rendements entre sexes de l'ancienneté, différences plus facilement

vérifiables empiriquement.

**Différences dans les rendements de l'ancienneté :** Song (2001) adapte le modèle standard de capital humain spécifique proposé par Hashimoto (1979, 1981) afin qu'il tienne compte de l'assignation des salariés dans divers emplois et de la discrimination statistique<sup>56</sup>. Comme Lazear & Rosen (1990), Song (2001) suppose que les entreprises ont deux types d'emplois  $A$  et  $B$ , le premier nécessitant une formation sur le tas et l'autre non et ont deux décisions à prendre : 1) décider à quel type d'emplois apparier chaque salarié, 2) choisir la part des coûts de formation (et la part des bénéfices) à faire supporter à chaque salarié embauché dans l'emploi  $A$ . L'objectif des employeurs est de maximiser l'espérance de leurs profits qui dépend de la probabilité des employés de rester dans l'entreprise, variable imparfaitement observée.

Pour l'analyse des différences hommes/femmes, l'hypothèse selon laquelle les employeurs penseraient que les femmes ont en moyenne plus d'opportunités sur le marché de la production domestique et ont donc un plus fort taux de démission est reprise. Mais la nouveauté est que Song (2001) y combine une discrimination statistique à la Phelps (1972) en supposant que les employeurs disposent d'indicateurs des risques de séparation individuelle moins fiables pour les femmes que pour les hommes. Cet écart de fiabilité est justifié par le fait que les hommes quittent essentiellement leur emploi lorsqu'ils en trouvent un plus lucratif alors que les démissions des femmes sont plus dictées par leurs activités domestiques et familiales. Or les employeurs ont davantage d'informations sur les opportunités potentielles de ses salariés sur le marché du travail qu'en dehors. Ils observent ainsi une mesure imparfaite  $y$  de la véritable probabilité de séparation  $t$  qui a les propriétés suivantes :

$$y_i^j = t_i^j + \varepsilon_i^j \text{ avec } \varepsilon_i^j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{\varepsilon^j}^2) \text{ et } t_i^j \sim \mathcal{N}(\alpha^j, \sigma_t^2), \quad (2.25)$$

et où  $\alpha^f > \alpha^h$  (croyances sur les taux moyens de démission) et  $\sigma_{\varepsilon^f}^2 > \sigma_{\varepsilon^h}^2$  (différences dans la précision des signaux). Pour prendre leurs décisions les employeurs se basent sur

<sup>56</sup>Becker & Lindsay (1994) ont, avant Song (2001), présenté une application du modèle de Hashimoto (1979, 1981) dans le cas où les femmes ont une probabilité de quitter l'entreprise supposée plus élevée que les hommes. Néanmoins, leurs conclusions ne traitaient que des écarts de rendements entre sexes de l'ancienneté et non des différences d'assignation dans les emplois.

la probabilité anticipée de quitter l'entreprise donnée par :

$$T_i^j = \mathbb{E}(t_i^j | y_i^j) = (1 - \rho_j^2) \alpha^j + \rho_j^2 y_i^j, \quad j \in \{f, h\}, \quad (2.26)$$

où  $\rho_j^2 = \sigma_t^2 / (\sigma_t^2 + \sigma_{\varepsilon_j}^2)$  et  $\rho_h^2 > \rho_f^2$ .

Comme les caractéristiques observables ( $y$ ) sont des indicateurs du risque de séparation peu fiables pour les femmes, toutes les femmes sont considérées comme plus susceptibles de quitter l'entreprise que la plupart des hommes puisque les employeurs se basent plus sur la moyenne  $\alpha^f$  élevée que sur le signal individuel ( $\rho_h^2 > \rho_f^2$ ). Du fait de cette instabilité anticipée, ces derniers devraient moins assigner de femmes aux emplois exigeants une formation spécifique. Song (2001) teste économétriquement cette prédiction, commune au modèle de Barron et al. (1993) en estimant la probabilité de recevoir ou non une formation en entreprise par un probit à effets aléatoires. Il trouve que le fait d'être une femme réduit les chances de formation et que la discrimination statistique entourant la probabilité de démission en est bien la cause. En effet, il calcule le taux de séparation moyen pour chaque sexe et chaque industrie à partir des données des quatre années antérieures et l'introduit comme explicative dans la régression<sup>57</sup>. La variable de sexe devient alors non-significative alors que la variable croisée *taux moyen de démission du groupe\*femme* l'est et de façon négative ce qui est cohérent avec les explications du modèle.

En outre, Song (2001) démontre d'un point de vue théorique que plus une entreprise anticipe que le salarié  $i$  embauché dans l'emploi  $A$  a une forte probabilité de séparation  $T_i$ , plus elle a intérêt à lui faire supporter une part importante des coûts de formation, mais est obligée par la concurrence de lui offrir en contrepartie une part importante des gains générés. En conséquence, le profil salarial en fonction de l'ancienneté d'un employé avec un fort taux de démission anticipé sera plus abrupt que celui d'un employé avec un faible taux de démission anticipé. Or à cause de la discrimination statistique, les femmes de l'emploi  $A$  sont considérées comme ayant plus de chances de quitter l'entreprise, même si en moyenne leur véritable probabilité de séparation est plus faible que celle des hommes du fait du processus d'assignation des emplois. Elles devraient donc avoir des profils salariaux plus pentus que les hommes à montant de capital humain spécifique équivalent. Dans les

<sup>57</sup>Ragan & Smith (1982) ont utilisé la même technique pour tester l'hypothèse de discrimination statistique. L'idée sous-jacente est que les employeurs estimeraient la probabilité de démission d'un individu donné en se basant sur les comportements passés des salariés similaires.

emplois offrant une formation en entreprise, il devrait apparaître un écart entre sexes dans les rendements de l'ancienneté favorable aux femmes. C'est effectivement ce qu'observent empiriquement Becker & Lindsay (1994) et Song (2001)<sup>58</sup>. Là-encore, quand ce dernier introduit le taux moyen de séparation, le coefficient de l'ancienneté n'est plus significatif; en revanche son terme d'interaction avec l'ancienneté est significativement négatif pour les femmes. Ce résultat laisse penser que les rendements de l'ancienneté plus élevés chez les femmes peuvent provenir de leur moindre attachement au marché du travail qui se traduit par la prise en charge d'une plus grande part des coûts de formation. Néanmoins Becker & Lindsay (1994) et Song (2001) restreignent leur analyse des profils salariaux aux seuls individus ayant reçu une formation en entreprise, sans effectuer de correction pour les éventuels biais de sélection. Leurs conclusions mériteraient donc d'être confirmées par d'autres études empiriques qui tiendraient compte de ce problème.

De manière générale ces modèles d'assignation des emplois intégrant les concepts de capital humain spécifique offrent des pistes intéressantes pour l'explication de la ségrégation occupationnelle et des écarts salariaux entre sexes. Néanmoins plusieurs critiques peuvent être formulées à leur encontre.

La première limite reconnue par Barron et al. (1993) est que l'attachement au marché du travail est supposé exogène. Une étude complète exigerait de prendre en compte l'interdépendance entre les décisions des entreprises et l'attachement au marché du travail des femmes. Les préjugés des employeurs quant à la plus forte probabilité de démission des femmes peuvent conduire ces dernières à moins investir en capital humain avant d'entrer sur le marché du travail du fait de leurs perspectives d'emplois réduites. Les femmes auraient alors moins d'incitations à rester dans leur emploi ce qui renforcerait les a priori des employeurs.

Leblanc (1995) et Berk (1999) émettent eux des doutes sur la persistance d'une telle discrimination à long terme<sup>59</sup>. Les modèles précédents supposent implicitement que toutes

---

<sup>58</sup>Pour une revue des travaux portant sur les écarts entre sexes dans les rendements de l'ancienneté, voir Hersch & Reagan (1997).

<sup>59</sup>Berk (1999) s'intéresse à la discrimination statistique qui aurait lieu à l'embauche des salariés sous forme de critères d'embauche plus sévères pour les femmes. Il montre que les pratiques discriminatoires des employeurs vont décourager certaines femmes de présenter leur candidature et qu'en fait seules les plus

les entreprises font les mêmes anticipations des productivités individuelles futures et évitent ainsi cette question. Leblanc (1995) affirme que si les entreprises peuvent offrir des contrats avec une période d'essai où les rémunérations initiales sont suffisamment faibles par rapport aux suivantes de telle sorte que les salariés instables ne trouvent pas ce type de contrat attractif, la discrimination statistique risque d'être éliminée. Ce type de contrat incite les salariés à révéler leur véritable attachement au marché du travail et rend caduc l'utilisation des moyennes et références aux groupes. Cependant, il se peut que de tels contrats ne puissent être mis en place par les entreprises à cause de l'instauration d'un salaire minimum. Cette question de la persistance de la discrimination a, en revanche, été au cœur des modèles étudiant comment les croyances des employeurs non plus sur l'attachement au marché du travail mais sur la productivité des différents groupes (fondées ou non) pouvaient influencer les décisions d'emploi et de salaires.

#### 2.2.2.2 A priori sur les compétences et discrimination à long terme

Avec son modèle initial dans lequel les employeurs avaient des a priori erronés, Arrow (1973) se heurtait au problème de la non-viabilité des politiques salariales discriminatoires à long terme. Welch (1967) et Akerlof (1976) donnent des éléments de réponse à cette question de la stabilité des situations discriminatoires dont ce sont inspirés par la suite Lundberg & Startz (1983). Selon eux, les différences de rémunérations entre sexes vont perdurer à cause des moindres incitations des femmes à investir en formation. En anticipant les comportements discriminatoires des employeurs sur lesquels elles n'ont aucun contrôle, les femmes investissent moins en capital humain et sont donc en moyenne moins productives que les hommes. Elles obtiennent ainsi au final des salaires plus faibles même si la discrimination n'était pas initialement fondée. Les prophéties des employeurs deviennent « auto-réalisatrices », conduisant au renforcement des stéréotypes initiaux.

Coate & Loury (1993) reprennent ces idées dans une modélisation plus complexe et plus réaliste. Ils utilisent conjointement les concepts de Arrow (1973) et de Lundberg & Startz (1983) pour développer un modèle d'assignation des emplois qui se concentre sur productives (ou les plus stables) vont le faire. Or si l'origine de la discrimination provient d'une différence dans les productivités moyennes entre sexes, cette auto-sélection des candidats devraient neutraliser cette différence et éliminer la discrimination.

la ségrégation occupationnelle entre sexes et qui inclut les décisions d'investissement en capital humain.

Leur point de départ est que les employeurs sont appariés de façon aléatoire à un ensemble de salariés appartenant aux deux sexes et qu'ils doivent assigner un emploi particulier à chacun d'eux. Chaque entreprise est supposée avoir deux types emplois<sup>60</sup> : des postes qualifiés (emploi *A*) où seuls les salariés qui ont une certaine formation sont réellement performants et des postes non-qualifiés (emploi *B*) pour lesquels tous les salariés sont compétents. Si l'entreprise embauche un salarié non qualifié dans un emploi de type *A*, alors son profit sera plus faible que si elle y alloue un salarié suffisamment qualifié et elle pourrait même subir des pertes. Bien évidemment, les entreprises rémunèrent mieux ses salariés travaillant dans les emplois de type *A* que de type *B* et donc tous les travailleurs préféreraient être assignés à un emploi qualifié indépendamment de leur niveau de compétences.

Or les décisions d'embauche des employeurs sont prises dans un contexte d'incertitude. Les qualifications des salariés ne sont observées qu'imparfaitement. Les employeurs choisissent alors les assignations en se basant sur deux critères : un signal imparfait  $s_i$  des qualifications, croissant avec le niveau de capital humain investi et des idées préconçues sur les distributions de productivité respectives des deux sexes. L'hypothèse centrale pour les différences hommes/femmes est que les employeurs ont des « stéréotypes négatifs » à l'encontre des femmes, c'est-à-dire qu'ils pensent que les femmes ont a priori une probabilité d'être qualifié pour l'emploi *A* plus faible que les hommes ( $\pi^f < \pi^h$ ). A partir de ces convictions et des signaux observés, les employeurs évaluent pour chaque salarié une probabilité subjective – a posteriori – d'être qualifié  $\psi(s_i, \pi^j)$ . La règle optimale pour les entreprises est alors d'assigner un emploi de type *A* à tous les travailleurs qui ont une probabilité  $\psi(s_i, \pi^j)$  supérieure à un certain seuil ce qui revient à établir un signal minimum  $s^*(\pi^j)$  comme critère d'embauche dans l'emploi qualifié. La conséquence directe des a priori des entreprises est que les critères vont être plus sévères pour les femmes puisque  $s^*(.)$  est décroissant en  $\pi^j$  : moins de femmes que d'hommes mêmes à compétences identiques vont être embauchées dans les emplois qualifiés. Cette sélection crée une source potentielle

---

<sup>60</sup>Voir Altonji & Blank (1999) pour une version du modèle avec un continuum d'emplois et de niveaux de formation. Ils arrivent néanmoins exactement aux mêmes conclusions.

d'écart de salaire moyen entre sexes puisque les emplois de type *A* sont mieux payés que les autres. Mais selon Coate & Loury (1993) cette ségrégation va aussi diminuer les incitations des femmes à investir en capital humain.

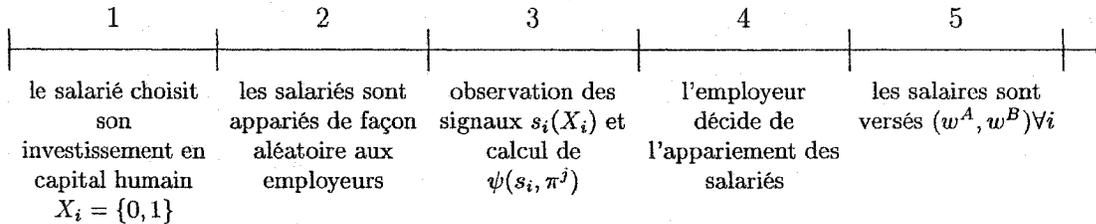
Les individus vont choisir de suivre une formation si son rendement anticipé en termes de salaires est supérieur à son coût. Or les salariés ne rentabilisent un tel investissement que s'ils sont finalement embauchés dans un emploi de type *A*. Comme les femmes sont moins souvent assignées à un poste qualifié, elles ont moins de chances de valoriser leur investissement. Les convictions des employeurs diminuent ainsi leur rendement anticipé de la formation. C'est pourquoi, elles vont rationnellement moins suivre de formation que les hommes ce qui en fin de compte confirme les stéréotypes des employeurs. D'où l'apparition d'un écart de salaire moyen entre sexes, persistant à long terme.

Coate & Loury (1993) montrent surtout que même si on suppose que les entreprises révisent leurs *a priori* après une période, les différences de salaire ne pourront être éliminées. En effet, les employeurs vont baser leurs nouvelles convictions en observant les qualifications de la période précédente. Or les femmes sont bien, en moyenne, moins qualifiées que les hommes pour les emplois de type *A* car elles ont moins investi en formation en raison des stéréotypes initiaux. Des convictions erronées même transitoires peuvent donc conduire à des écarts de salaire permanents.

Moro & Norman (1999, 2001) et Moro (2000) proposent une extension intéressante du modèle de Coate & Loury (1993) en endogénéisant les salaires et en considérant que les salariés ne sont plus appariés de façon aléatoire à une entreprise mais qu'ils la choisissent en fonction des rémunérations proposées. La figure 2.2 résume les étapes de décision des deux modélisations.

Désormais, les entreprises rémunèrent leurs salariés selon leur productivité marginale espérée, qui est conditionnelle aux signaux observés et à leurs idées préconçues. Or en raison de leurs stéréotypes négatifs à l'encontre des femmes, ces dernières vont se voir offrir des profils salariaux inférieurs à ceux des hommes à signal de qualification et emploi équivalents. Par ailleurs celles qui ont un signal  $s_i \in [s^*(\pi^h), s^*(\pi^f)]$  seront payées sur la base des rémunérations en vigueur dans les emplois non-qualifiés  $w^B(\cdot)$  alors que leurs homologues masculins sur celle des emplois qualifiés  $w^A(\cdot)$ . Le rendement anticipé d'une

## Coate &amp; Loury (1993)



## Moro &amp; Norman (1999, 2001) et Moro(2000)

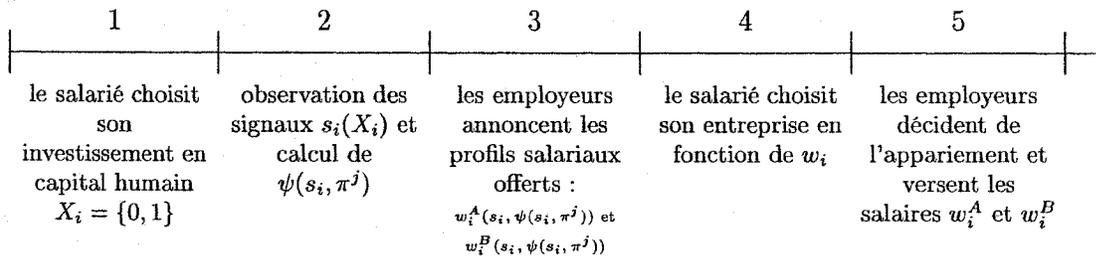


FIGURE 2.2: SÉQUENCES DES MODÈLE DE COATE &amp; LOURY ET DE MORO &amp; NORMAN

formation est par conséquent de nouveau plus faible pour les femmes ce qui les incite à moins investir et renforce les stéréotypes initiaux. Les conclusions de Coate & Loury (1993) sur la persistance à long terme de la discrimination ne sont pas modifiées. Par contre, elles le sont dans le modèle dynamique de Fryer (2001a).

Fryer (2001a) étend le modèle de Coate & Loury (1993) en y ajoutant une deuxième étape : le processus de promotion. L'enchaînement des décisions prises par les salariés et les entreprises est résumé par la figure 2.3.

L'étape I est identique au modèle de Coate & Loury (1993) sauf que les décisions de l'entreprise concernent l'embauche de candidats et non leur assignation dans un emploi particulier qui se trouve reléguée à l'étape II. Dans ce cas, le fait d'investir en capital humain général accroît les chances d'être embauché et est le pré-requis indispensable à toute promotion. Toujours sous l'hypothèse que les employeurs ont des préjugés négatifs à l'encontre des femmes ( $\pi^f < \pi^h$ ) et selon le même argumentaire que précédemment, les entreprises utilisent des critères d'embauche plus stricts pour les femmes ce qui en décourage un certain

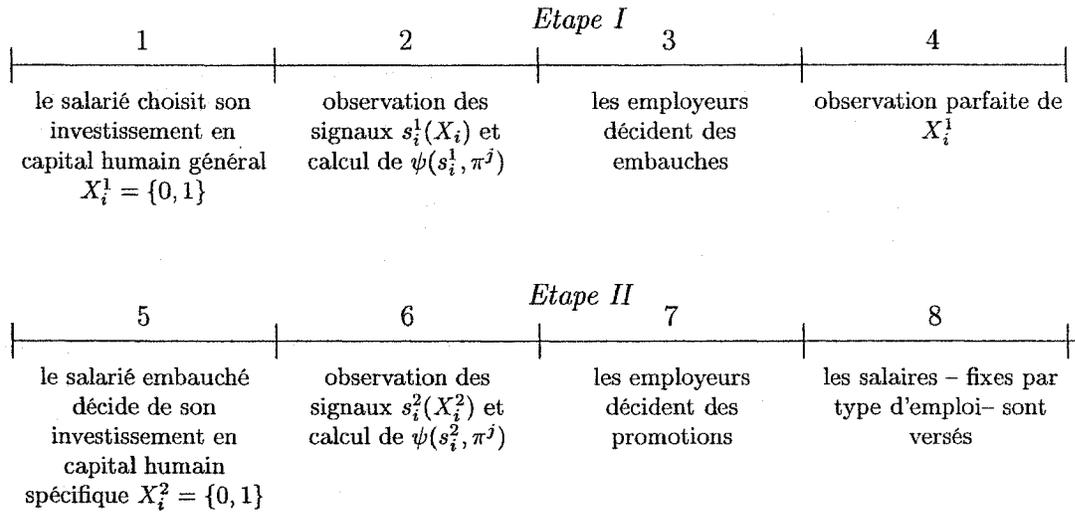


FIGURE 2.3: SÉQUENCES DU MODÈLE DE FRYER

nombre d'acquérir une formation initiale et confirme les stéréotypes initiaux. Cependant, conditionnellement au fait d'être embauché, les femmes sont en moyenne plus qualifiées que les hommes en raison du processus de sélection à l'embauche. Il est alors possible que les employeurs adoptent des a priori plus favorables sur les compétences féminins à l'étape II. Plus de femmes que d'hommes pourraient ainsi se voir accorder une promotion. En fait les résultats de Fryer (2001a) sont mitigés. Il trouve plusieurs équilibres : certains perpétuent les croyances des employeurs et donc la discrimination à long terme et d'autres non. Tout dépend si l'effet de sélection rendant les femmes plus qualifiées arrive à compenser leurs moindres incitations à investir générées par les stéréotypes initiaux (critères plus stricts).

Le modèle de Fryer (2001a) jette un doute sur la robustesse des conclusions de Coate & Loury (1993) puisque son cadre dynamique fournit des contre-exemples à leur interprétation. Toutefois il n'a pas encore fait l'objet d'une validation empirique. Or il pourrait se révéler que le cas où la discrimination est éliminée à long terme n'est pas cohérent avec les faits. Certes Booth et al. (1998) ont montré que les femmes avaient moins de chances d'être embauchées que les hommes mais qu'elles étaient promues à un taux plus élevé. Mais cet exemple plaidant en faveur d'une disparition progressive de la discrimination est unique ; les autres études traitant des promotions trouvent un avantage favorable aux hommes. Seules une estimation précise des paramètres de ce modèle et des investigations

théoriques complémentaires permettront d'obtenir des conclusions plus définitives<sup>61</sup>. Néanmoins ces extensions du modèle initial de Arrow (1973) paraissent plus à même de résoudre le problème de la stabilité des écarts salariaux à long terme.

Les modèles de discrimination de la deuxième génération permettent, beaucoup mieux que les premières approches, de formaliser et expliquer un certain nombre de faits d'observation sur le marché du travail : persistance des écarts de salaires, ségrégation partielle du marché du travail entre emplois féminins et masculins, mais aussi différences dans le déroulement des carrières, sur-représentation des hommes dans les emplois les plus qualifiés et exigeants des formations spécifiques, plus grandes difficultés de promotion et sur-qualification des femmes, etc.

Les travaux de validation empirique de ces modèles restent pour l'instant plus limités. Ils pourront sans doute permettre d'analyser l'influence relative des principaux freins à une évolution positive, mis en lumière dans les modèles théoriques.

---

<sup>61</sup>Il est à noter que Farmer & Terrell (1996) trouvent aussi des résultats mitigés avec leur modèle de discrimination salariale où un processus de mise à jour des a priori des employeurs est formalisé. Ils concluent que le seul cas où la discrimination est sans nul doute persistante à long terme est quand des stéréotypes négatifs sont jumelés avec des écarts de fiabilité dans les signaux de productivité.

## CHAPITRE 3

---

### Discrimination statistique et appariement : une modélisation des différences salariales hommes/femmes en début de carrière

---

Il ressort de notre revue de la littérature que les modèles récents de discrimination par goût n'offrent qu'un éclairage limité sur la compréhension des écarts de rémunération entre sexes puisqu'ils les expliquent par l'existence de préférences discriminatoires sans justifier l'origine de tels préjugés. En ce sens, les modèles de discrimination statistique sont plus convaincants car ils démontrent que traiter les salariés masculins et féminins différemment peut être une réponse rationnelle des entreprises aux imperfections d'information entourant la productivité individuelle. Néanmoins, le problème des modèles basés sur l'imperfection des mesures de productivité – ceux dans la lignée de Phelps (1972), comme Lundberg & Startz (1983) et Brinch (1999) – est qu'ils sont pour la plupart statiques et négligent les comportements de mobilité et d'attachement au marché du travail. C'est pourquoi, nous avons développé deux modèles originaux de discrimination statistique qui essaient de combler certaines de ces lacunes (cf. chapitres 3 et 4).

Le premier, présenté dans ce chapitre, a pour but d'analyser les écarts de salaire entre hommes et femmes en début de carrière. C'est un modèle dynamique de discrimination statistique qui formalise les changements d'emplois et se fonde sur les principes de la théorie d'appariement. D'une part, il reprend l'hypothèse de base de Phelps (1972) selon

laquelle les employeurs sont incapables de connaître avec exactitude la productivité individuelle de chaque salarié et que les signaux imparfaits dont ils disposent pour l'estimer (tests d'embauche, diplômes, etc) sont moins fiables pour les femmes que pour les hommes. D'autre part, il intègre les concepts de la théorie de l'appariement notamment en postulant que la productivité des salariés dépend de la qualité de leur appariement. Or comme les compétences des femmes sont moins bien évaluées par les employeurs, elles ont moins de chances que les hommes d'être bien appariées avec leur emploi. Leur productivité et donc leur salaire seront en moyenne plus faibles. Enfin, notre modèle s'inscrit dans la lignée des nombreux travaux montrant le rôle prépondérant des changements d'emplois sur la croissance salariale des jeunes en début de carrière [Bartel (1980), Bartel & Borjas (1981), Borjas & Rosen (1980), Liu (1986), Simpson (1990), Loprest (1992), Topel & Ward (1992) et Abbott & Beach (1994)].

Plus précisément, nous avons pris comme point de départ le modèle de discrimination statistique proposé par Oettinger (1996) qui était initialement appliqué aux différences salariales entre Blancs et Noirs. Deux caractéristiques innovantes de son modèle sont reprises ici : son caractère dynamique et l'existence d'un phénomène de révélation de la productivité des salariés avec l'ancienneté dans l'emploi. Toutefois, contrairement à Oettinger (1996), nous ne postulons pas que la révélation de la productivité est parfaite pour les deux sexes une fois l'appariement expérimenté durant une période.

L'idée de Oettinger (1996) était de montrer que même si les asymétries et imperfections d'information étaient transitoires, elles pouvaient toutefois générer des écarts de salaire permanents entre groupes raciaux. Ici, nous ne nous plaçons pas tout à fait dans cette problématique ; nous cherchons avant tout à donner l'explication la plus convaincante possible des différences de rémunération entre sexes. Dans ce contexte, il nous paraît plus judicieux de supposer que par rapport aux hommes, non seulement les femmes ont des signaux de productivité pour un nouvel emploi moins fiables mais aussi que leur mécanisme de révélation de la productivité avec l'ancienneté est moins précis. C'est sur ce dernier point que nous nous écartons du modèle de Oettinger (1996) et notre modélisation peut être vue comme sa généralisation puisque nous retrouvons ses conclusions comme cas particuliers.

Notre modèle a surtout l'avantage d'offrir de nombreuses prédictions théoriques, tes-

tables empiriquement. Non seulement il conclut à l'apparition d'écart salariaux entre hommes et femmes dès les premières années de vie active, mais il traite aussi des différences de rentabilité de l'ancienneté, de l'expérience et de la mobilité pouvant exister entre sexes. Notre modélisation des débuts de carrière met en évidence le lien entre discrimination, mobilité, ancienneté dans l'emploi et progression salariale. Nous testerons ses prédictions en utilisant les données françaises de l'*Enquête Jeunes-Carières 1997*. Nous compléterons ainsi les rares investigations empiriques concernant les modèles de discrimination statistique de type Phelps, notamment sur la question des écarts hommes-femmes<sup>1</sup>.

La suite de ce chapitre est organisée comme suit. La section 1 décrit la structure du modèle et ses hypothèses fondamentales. La section 2 présente les profils salariaux caractérisant l'équilibre et la section 3 met l'accent sur les implications théoriques qui traitent des différences entre sexes en début de carrière. Enfin, la section 4 expose les résultats de l'étude empirique menée sur données françaises.

## 1 La structure du modèle

Notre modèle se fonde sur les hypothèses des théories de l'appariement (« job matching ») et de la discrimination statistique. D'une part, nous supposons comme Johnson (1978) et Jovanovic (1979a, 1979b) que la qualité de l'appariement emploi-salarié influence la productivité de ce dernier et que le seul moyen de la déterminer est de former cet appariement et de l'expérimenter<sup>2</sup>. D'autre part, suivant Phelps (1972), Lundberg & Startz (1983) et Oettinger (1996), nous postulons que les indicateurs de productivité des femmes sont moins fiables que ceux des hommes. Enfin, les employeurs peuvent négocier les rémunérations avec les salariés sur une base individuelle et vont donc offrir à chacun un salaire égal à leur productivité attendue, compte tenu de l'information disponible.

---

<sup>1</sup> Seulement trois articles [Oettinger (1996), Altonji & Pierret (1997) et Neumark (1999)] se sont intéressés à la validité empirique de cette théorie. Mais ils sont essentiellement appliqués aux différences salariales entre races.

<sup>2</sup> Pour une mise en évidence empirique du processus de *job shopping* chez les jeunes, voir Topel & Ward (1992).

## 1.1 Qualité de l'appariement et imperfections d'information

Notre modèle reprend le cadre général de Oettinger (1996)<sup>3</sup>. Les salariés travaillent deux périodes ( $t = 1, 2$ ) et maximisent leurs rémunérations espérées tout au long de leur carrière. Au début de chaque période  $t$ , chacun reçoit une seule offre d'emploi. La véritable productivité des salariés dans l'emploi offert en  $t$ ,  $\mu_t$ , est une variable aléatoire de distribution connue et identique pour les hommes et les femmes :  $\mu_t \sim \mathcal{N}(m, \sigma_\mu^2)$ .

La productivité individuelle dépend de la qualité de l'appariement du salarié avec son emploi et est donc spécifique à chaque couple emploi-salarié. Par ailleurs, la productivité de l'individu  $i$  dans l'emploi offert à la première période,  $\mu_{1i}$ , est supposée indépendante de  $\mu_{2i}$ , sa productivité dans l'emploi offert à la deuxième période si cette emploi est différent. Cette dernière hypothèse, standard dans les modèles de Jovanovic (1979*b*, 1979*b*), certifie que l'histoire antérieure d'un salarié n'est d'aucune pertinence pour juger de sa productivité dans un appariement nouvellement formé.

La qualité de l'appariement est sujette à des imperfections d'information provenant des deux côtés du marché. Ex ante, la productivité dans tout appariement potentiel mais non testé est incertaine. Avant qu'un appariement soit formé, l'employeur comme le salarié lui-même ignore la productivité exacte qu'il peut avoir dans l'emploi offert. Pour reprendre la terminologie de Nelson (1970), les emplois sont des « biens d'expérience ». Le seul moyen de connaître  $\mu_{ti}$  est d'observer le salarié  $i$  dans l'emploi durant un certain laps de temps.

Plus précisément, à la première période, tous les travailleurs sont embauchés dans l'emploi qui leur a été proposé en début de période. L'employeur et le salarié (de sexe  $j$ ) ne disposent alors que d'une mesure imparfaite de la productivité individuelle de ce dernier dans l'emploi 1 :

$$s_{1i}^j = \mu_{1i} + \varepsilon_{1i}^j \quad \text{avec} \quad \varepsilon_{1i}^j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{\varepsilon^j}^2), \quad j \in \{f, h\}. \quad (3.1)$$

Nous considérons que  $\mu_{1i}$  et  $\varepsilon_{1i}$  ne sont pas corrélés entre eux.

<sup>3</sup>Les hypothèses de Oettinger sont présentées au fur et à mesure. La seule différence est que nous partons de la base où les salaires sont égaux à la productivité espérée alors que Oettinger considère une forme plus générale pour les contrats de salaire. Il suppose qu'ils sont une moyenne pondérée entre la vraie productivité du salarié  $\mu_t$  et la productivité attendue  $\hat{\mu}_t$  afin d'englober la cas de salaires à la pièce :  $w_t = \theta \hat{\mu}_t + (1 - \theta)\mu_t$ . Dans notre exposé, nous considérons que  $\theta = 1$ .

Avec l'arrivée d'une nouvelle offre d'emploi au début de la seconde période, chaque salarié est confronté à une décision de mobilité. S'il accepte cette offre (emploi 2), les deux parties n'observent qu'avec erreur sa productivité dans ce nouvel appariement, selon le même processus qu'à la période précédente :

$$s_{2i}^j = \mu_{2i} + \varepsilon_{2i}^j \quad \text{avec} \quad \varepsilon_{2i}^j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{\varepsilon^j}^2), \quad j \in \{f, h\}. \quad (3.2)$$

Si le salarié  $i$  décide de rester dans l'emploi obtenu en première période, sa véritable productivité est toujours  $\mu_{1i}$  puisque l'on ignore dans notre modélisation les investissements en capital humain<sup>4</sup>. En revanche, les deux parties vont mieux appréhender la valeur de la productivité,  $\mu_{1i}$ , après avoir expérimenté l'appariement durant une période. Le signal de productivité devient plus précis en deuxième période et se définit comme suit :

$$s_{1i}^j = \mu_{1i} + v_i^j \quad \text{avec} \quad v_i^j \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{v^j}^2) \quad \text{et} \quad \sigma_{v^j}^2 < \sigma_{\varepsilon^j}^2, \quad j \in \{f, h\}. \quad (3.3)$$

En ce qui concerne les différences entre sexes, nous reprenons l'hypothèse centrale du modèle de discrimination statistique de Phelps (1972) en supposant que les signaux initiaux de productivité sont moins fiables pour les femmes que pour les hommes, soit  $\sigma_{\varepsilon^f}^2 > \sigma_{\varepsilon^h}^2$ . Nous considérons en plus que cet écart de fiabilité entre sexes perdure malgré le mécanisme de révélation de la productivité. Par cette hypothèse, nous nous distinguons du modèle de Oettinger (1996) qui postulait que la productivité des salariés ayant une année d'ancienneté dans leur emploi était mesurée sans erreurs et ce pour les deux sexes. En fait, nous gardons un mécanisme de révélation parfait pour les hommes mais pas pour les femmes, ce qui s'écrit formellement  $0 = \sigma_{v^h}^2 < \sigma_{v^f}^2$ .

Intuitivement, l'hypothèse que la révélation de la productivité n'est pas parfaite pour les femmes peut se justifier comme suit. Les employeurs ont des difficultés, quelle que soit la période, à cerner la qualité des appariements féminins. Pour les femmes qui poursuivent

<sup>4</sup>Notre modèle reprend exactement le cadre de Oettinger (1996), qui est fortement stylisé et impose implicitement des hypothèses telles que des salariés neutres au risque dont le seul but est de maximiser leurs revenus, aucune acquisition de capital humain durant la carrière, des offres de travail parfaitement inélastique et aucune mobilité involontaire. Certes, ces hypothèses simplificatrices peuvent paraître peu réalistes mais elles nous permettent d'analyser le seul effet des signaux de productivité sur les écarts salariaux hommes-femmes et de pouvoir comparer nos résultats aux modèles traditionnels de discrimination statistique. Il faut voir notre modèle comme une première extension de la version de Oettinger (1996).

continûment leur carrière<sup>5</sup> se pose souvent le problème de la conciliation entre vie professionnelle et vie familiale puisque la majorité des tâches domestiques dans les ménages sont traditionnellement imparties aux femmes (cf. chapitre 1). Ainsi, plus les emplois qui leur sont proposés facilitent cette conciliation, plus leurs appariements seront de bonne qualité.

Or, à caractéristiques observables identiques, toutes les femmes n'ont pas les mêmes rapports vis à vis de la production domestique. Les unes mettent en place une organisation familiale permettant de sous-traiter ces tâches alors que d'autres en assument complètement la charge. En conséquence, les femmes vont être plus ou moins sensibles à certains aspects de l'emploi occupé (horaires, conditions de travail, congé, flexibilité ou possibilité d'absence pour raisons familiales, etc) selon leur gestion des activités en dehors du marché du travail. C'est pourquoi, la qualité des appariements féminins est difficile à mesurer avec certitude face à cette hétérogénéité et met plus de temps à se révéler.

Cette incertitude concernant la qualité des appariements se répercute sur la mesure de la productivité. Les employeurs ont certes des indicateurs de la productivité plus précis qu'en première période, mais ils restent imparfaits. Ce problème ne se pose pas pour les hommes, car la charge de conciliation entre vie professionnelle et vie familiale repose très peu souvent sur eux, ou en tout cas ne modifie que rarement leur comportement professionnel.

## 1.2 Contrats salariaux et mobilité endogène

Intéressons nous maintenant aux contrats salariaux et au comportement de mobilité. Nous considérons que les entreprises, concurrentielles et neutres au risque, peuvent négocier les rémunérations des employés sur une base individuelle. En vertu du principe de nullité de l'espérance des profits aux deux périodes, les salaires offerts par les employeurs vont être égaux à la productivité espérée des salariés, conditionnellement à l'information dont elles disposent.

---

<sup>5</sup>C'est aussi une hypothèse implicite de notre modèle. Les problèmes d'attachement et de retrait du marché du travail ne sont pas modélisés ici et donc nos populations de référence n'interrompent pas leur activité rémunérée, même temporairement.

A la première période, les profils salariaux ont ainsi pour expression :

$$w_{1i}^j = \mathbb{E}(\mu_{1i} | s_{1i}^j), \quad j \in \{f, h\}. \quad (3.4)$$

De même, les contrats salariaux de seconde période sont déterminés à partir des mesures de productivité individuelle, soit  $s_{1i}^j$  si l'individu  $i$  ne change pas d'emploi et  $s_{2i}^j$  s'il en change. Nous avons  $w_{2i}^j = \mathbb{E}(\mu_{1i} | s_{1i}^j)$  pour les « immobiles » et  $w_{2i}^j = \mathbb{E}(\mu_{2i} | s_{2i}^j)$  pour les « mobiles ».

Le principe de maximisation des revenus va régir les comportements de mobilité des employés. Un individu va décider de changer d'emploi si et seulement si le salaire espéré dans l'emploi offert en seconde période excède le salaire attendu dans son emploi actuel, c'est-à-dire si  $\hat{\mu}_{2i}^j = \mathbb{E}(\mu_{2i} | s_{2i}^j) > \tilde{\mu}_{1i}^j = \mathbb{E}(\mu_{1i} | s_{1i}^j)$ . Les salaires de seconde période ont ainsi pour expression :

$$w_{2i}^j = \begin{cases} \tilde{\mu}_{1i}^j & \text{si } \tilde{\mu}_{1i}^j = \mathbb{E}(\mu_{1i} | s_{1i}^j) \geq \hat{\mu}_{2i}^j = \mathbb{E}(\mu_{2i} | s_{2i}^j) \text{ (immobiles)} \\ \hat{\mu}_{2i}^j & \text{si } \tilde{\mu}_{1i}^j < \hat{\mu}_{2i}^j \text{ (mobiles)} \end{cases} \quad (3.5)$$

Il est à noter que si un homme reste dans le même emploi, sa productivité est parfaitement connue selon le mécanisme de révélation. Il aura alors pour rémunération  $w_{2i}^h = \tilde{\mu}_{1i}^h = \mu_{1i}$  et la condition de mobilité s'écrit  $\hat{\mu}_{2i}^h > \mu_{1i}$ .

En résumé, seul le mécanisme de révélation de la productivité chez les femmes diffère par rapport au modèle de Oettinger (1996). Nous allons voir quelles en sont les conséquences sur la solution d'équilibre.

## 2 Profils salariaux à l'équilibre

L'équilibre va être déterminé par les comportements d'optimisation des employeurs et des employés. Les entreprises concurrentielles maximisent leur profit en offrant des salaires qui reflètent la productivité anticipée des salariés. Ces derniers maximisent leurs rémunérations en n'hésitant pas à changer d'emploi pour trouver un meilleur appariement. Nous allons caractériser successivement les profils salariaux des deux périodes, avant d'en tirer des conclusions sur les rendements de la mobilité, de l'ancienneté et de l'expérience professionnelle.

## 2.1 Les salaires de première période

En première période, notre cadre d'analyse est rigoureusement identique au modèle initial de discrimination statistique, développé par Phelps (1972) et repris par Aigner & Cain (1977). Nous obtenons leur résultat standard<sup>6</sup> que les contrats salariaux sont une moyenne pondérée de la productivité moyenne ( $m$ ) et du signal individuel ( $s_{1i}^j$ ) :

$$w_{1i}^j = \mathbb{E}(\mu_{1i} | s_{1i}^j) = (1 - \rho_j^2)m + \rho_j^2 s_{1i}^j, \quad j \in \{f, h\} \quad (3.6)$$

avec  $\rho_j^2 = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_{\varepsilon_j}^2)$ .

Chaque salarié a comme rémunération de base celle de l'employé moyen avec un supplément ou une réduction de salaire selon que sa productivité est supposée supérieure ou inférieure à la moyenne.  $\rho_j^2$  peut s'interpréter comme une mesure de la qualité du signal, qui prend des valeurs d'autant plus élevées que le signal est informatif sur la productivité individuelle. Ainsi, plus le signal est fiable, plus les employeurs en tiennent compte pour établir leurs salaires et donc plus ils individualisent leurs rémunérations en s'écartant de celle de base. En conséquence quand la fiabilité de la mesure de la productivité augmente, la variance des salaires d'équilibre ( $\rho_j^2 \sigma_\mu^2$ ) augmente aussi.

Toutefois l'espérance des rémunérations de première période est invariante avec la fiabilité des signaux :

$$\forall \rho_j^2, \mathbb{E}(w_{1i}^j) = m, \quad j \in \{f, h\}. \quad (3.7)$$

Il en découle que le salaire moyen des deux groupes à l'entrée du marché du travail est égal à la valeur de la productivité moyenne. Regardons maintenant comment évoluent les profils salariaux en seconde période.

---

<sup>6</sup>Pour démontrer ce résultat, il suffit de voir que  $\mu_{1i}$  et  $s_{1i}^j$  sont distribués selon une loi normale bivariée de coefficient de corrélation  $\rho_j^2 = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_{\varepsilon_j}^2)$  et d'utiliser cette propriété pour calculer l'espérance conditionnelle voulue [voir par exemple Greene (1997, p.90)].

## 2.2 Les salaires de seconde période

### 2.2.1 Rémunérations offertes par les entreprises

En seconde période, les profils de rémunération des individus diffèrent selon leur comportement de mobilité. Comme nous l'avons vu précédemment, les salaires des « immobiles » se caractérisent par  $w_{2i}^j = \mathbb{E}(\mu_{1i} | s_{1i}^j)$  et ceux des « mobiles » par  $w_{2i}^j = \mathbb{E}(\mu_{2i} | s_{2i}^j)$ . Afin de déterminer explicitement les salaires, nous calculons ces espérances conditionnelles en utilisant les propriétés des variables aléatoires de notre modèle.

Par définition,  $\mu_t \sim \mathcal{N}(m, \sigma_\mu^2)$  et selon les équations (3.3) et (3.2), les mesures de productivité  $s_{1i}^j$  et  $s_{2i}^j$  sont des fonctions linéaires de variables normales impliquant que  $s_{1i}^j$  et  $s_{2i}^j$  suivent des lois normales de moyenne  $m$  et de variances respectives  $(\sigma_\mu^2 + \sigma_{vj}^2)$  et  $(\sigma_\mu^2 + \sigma_{\varepsilon j}^2)$ . En conséquence,  $(\mu_{1i}, s_{1i}^j)$  et  $(\mu_{2i}, s_{2i}^j)$  sont distribués selon des lois normales bivariées de coefficients de corrélation respectifs  $\delta_j^2 = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_{vj}^2)$  et  $\rho_j^2$ . Il suffit ensuite d'appliquer le résultat statistique suivant [Greene (1997, p.90)] :

*Si  $[X_1, X_2]$  suit une distribution jointe normale avec comme distributions marginales  $X_1 \sim \mathcal{N}(m_1, \Sigma_{11})$  et  $X_2 \sim \mathcal{N}(m_2, \Sigma_{22})$  et de coefficient de corrélation  $\rho$ , alors la loi conditionnelle de  $X_1$  sachant  $X_2$  est une normale :*

$$X_1 | X_2 \sim \mathcal{N}(m_1 + \rho(X_2 - m_2), \Sigma_{11} - \rho \Sigma_{22}).$$

et nous obtenons que l'individu  $i$  appartenant au groupe  $j$  aura comme rémunération,

– s'il reste dans le même emploi :

$$w_{2i}^j = \mathbb{E}(\mu_{1i} | s_{1i}^j) = (1 - \delta_j^2) m + \delta_j^2 s_{1i}^j \text{ avec } \delta_j^2 = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_{vj}^2), j \in \{f, h\}. \quad (3.8)$$

– s'il change d'emploi :

$$w_{2i}^j = \mathbb{E}(\mu_{2i} | s_{2i}^j) = (1 - \rho_j^2) m + \rho_j^2 s_{2i}^j, j \in \{f, h\}. \quad (3.9)$$

A l'image de la première période, les salaires obtenus en seconde période sont une moyenne pondérée de la productivité moyenne du groupe et d'une mesure de la productivité individuelle, avec une pondération associée à cette mesure qui est croissante avec sa fiabilité<sup>7</sup>. Il est à noter que, pour les individus changeant d'emploi, la structure salariale

<sup>7</sup>Chez les immobiles  $\delta_j^2$  est un indicateur de la qualité du signal de productivité au même titre que  $\rho_j^2$  en première période.

se base, aux deux périodes, sur la même pondération,  $\rho_j^2$ , des mesures de productivité. Ce résultat vient directement de l'hypothèse postulant que l'histoire antérieure des salariés n'apporte aucune information sur la qualité d'un appariement nouvellement formé. Cependant, pour les individus restant dans le même emploi, les employeurs accordent une attention croissante aux signaux de productivité individuelle dans la détermination des salaires car ils gagnent en fiabilité au fur et à mesure de l'expérimentation de l'appariement. En effet, l'hypothèse de révélation de la productivité implique  $\sigma_v^2 < \sigma_\varepsilon^2$  ce qui entraîne  $\rho_j^2 < \delta_j^2$ . C'est pourquoi, les rémunérations offertes par les employeurs dans le cas d'une mobilité sont plus resserrées autour de la productivité moyenne du groupe que dans le cas d'un statu quo.

### 2.2.2 Comportements de mobilité des salariés

Connaissant les rémunérations offertes par les entreprises, les individus vont prendre leur décision de rester ou non avec le même employeur. Un salarié continue son parcours professionnel dans le même emploi si  $\tilde{\mu}_{1i}^j \geq \hat{\mu}_{2i}^j$ , et change d'emploi si  $\tilde{\mu}_{1i}^j < \hat{\mu}_{2i}^j$ . La mobilité est bien endogène puisqu'elle découle de la maximisation des revenus individuels. Il faut donc tenir compte de cette sélection non-aléatoire entre « mobiles » et « immobiles » pour caractériser leurs rémunérations moyennes. Ainsi, le salaire moyen de seconde période a pour expression :

- pour les individus ne changeant pas d'emploi :

$$\mathbb{E}[\tilde{\mu}_{1i}^j | \tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{2i}^j \geq 0] = m + \frac{\delta_j^2}{\sqrt{\delta_j^2 + \rho_j^2}} \cdot \left( \frac{2\sigma_\mu^2}{\pi} \right)^{1/2}, \quad j \in \{f, h\} \quad (3.10)$$

- pour les individus changeant d'emploi :

$$\mathbb{E}[\hat{\mu}_{2i}^j | \hat{\mu}_{2i}^j - \tilde{\mu}_{1i}^j > 0] = m + \frac{\rho_j^2}{\sqrt{\delta_j^2 + \rho_j^2}} \cdot \left( \frac{2\sigma_\mu^2}{\pi} \right)^{1/2}, \quad j \in \{f, h\} \quad (3.11)$$

Pour démontrer ces équations, nous utilisons que  $\tilde{\mu}_{1i}^j$  et  $(\tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{2i}^j)$ , de même que  $\hat{\mu}_{2i}^j$  et  $(\hat{\mu}_{2i}^j - \tilde{\mu}_{1i}^j)$  sont distribués selon des lois normales bivariées. Plus précisément selon les

formules du résultat statistique énoncé à la page 136 nous avons

$$\begin{aligned}\tilde{\mu}_{1i}^j &= \delta_j^2(\mu_{1i} + v_i^j) + (1 - \delta_j^2)m \\ \hat{\mu}_{2i}^j &= \rho_j^2(\mu_{2i}^j + \varepsilon_{2i}^j) + (1 - \rho_j^2)m \\ \tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{2i}^j &= \delta_j^2\mu_{1i}^j - \rho_j^2\mu_{2i}^j + \delta_j^2v_i^j - \rho_j^2\varepsilon_{2i}^j + (\rho_j^2 - \delta_j^2)m\end{aligned}$$

toujours avec  $\rho_j^2 = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_{\varepsilon_j}^2}$  et  $\delta_j^2 = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_{v_j}^2}$

A partir des propriétés des termes d'erreurs et après quelques calculs sur les moments d'ordre deux, nous sommes en mesure de spécifier les lois bivariées qui nous intéressent :

$$\begin{pmatrix} \tilde{\mu}_1^j \\ \tilde{\mu}_1^j - \hat{\mu}_2^j \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[ \begin{pmatrix} m \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \delta_j^4 (\sigma_\mu^2 + \sigma_{v_j}^2) & \delta_j^2 \sigma_\mu^2 \\ \delta_j^2 \sigma_\mu^2 & (\delta_j^2 + \rho_j^2) \sigma_\mu^2 \end{pmatrix} \right] \quad (3.12)$$

et

$$\begin{pmatrix} \hat{\mu}_2^j \\ \hat{\mu}_2^j - \tilde{\mu}_1^j \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[ \begin{pmatrix} m \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \rho_j^4 (\sigma_\mu^2 + \sigma_{\varepsilon_j}^2) & \rho_j^2 \sigma_\mu^2 \\ \rho_j^2 \sigma_\mu^2 & (\delta_j^2 + \rho_j^2) \sigma_\mu^2 \end{pmatrix} \right] \quad (3.13)$$

Pour trouver l'expression des salaires moyens, il reste à appliquer le théorème présenté dans Maddala (1983, p.266-267) :

*Moments d'une distribution normale bivariée tronquée* Si  $X_1$  et  $X_2$  sont distribuées selon une loi normale bivariée de moyenne  $m_1, m_2$ , d'écart-types  $\sigma_1, \sigma_2$  et de coefficient de corrélation  $\rho$ , alors :

$$\mathbb{E}(X_1 | X_2 > a) = m_1 + \rho\sigma_1 \frac{\phi\left(\frac{a-m_2}{\sigma_2}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{a-m_2}{\sigma_2}\right)}$$

où  $\phi$  et  $\Phi$  sont respectivement la densité et la fonction de répartition d'une loi normale centrée - réduite.

Dans notre cas, les paramètres  $a$  et  $m_2$  définis dans l'énoncé ci-dessus sont égaux à zéro et donc  $1 - \Phi\left(\frac{a-m_2}{\sigma_2}\right)$  vaut 1/2. D'où les expressions trouvées en (3.10) et (3.11).

Nous remarquons que ces salaires moyens conditionnels de seconde période sont égaux à la productivité moyenne des individus ( $m$ ) à laquelle s'ajoute un supplément qui dépend de la qualité des mesures de productivité individuelle. Par ailleurs, les mobiles ont des salaires moyens plus faibles que les immobiles ( $\rho_j^2 < \delta_j^2$ ), phénomène qui s'explique intuitivement par leur moindre ancienneté.

Notre modèle génère des rendements positifs pour l'expérience professionnelle et l'ancienneté. En effet, au début de la deuxième période, un individu qui vient de changer d'emploi a à son actif une période d'expérience professionnelle mais aucune ancienneté dans son nouvel emploi, tandis qu'un individu étant resté dans le même emploi, bénéficie d'une période d'expérience professionnelle et d'une période d'ancienneté dans son emploi. Ainsi, la différence entre le salaire moyen des mobiles en seconde période et le salaire moyen de première période caractérise le rendement moyen de l'expérience alors que la rentabilité moyenne de l'ancienneté se définit par la différence entre les salaires moyens de seconde période des « immobiles » et des « mobiles ». Ces rendements ont respectivement pour expression :

$$\frac{\rho_j^2}{\sqrt{\delta_j^2 + \rho_j^2}} \cdot \left( \frac{2\sigma_\mu^2}{\pi} \right)^{1/2} \text{ et } \frac{\delta_j^2 - \rho_j^2}{\sqrt{\delta_j^2 + \rho_j^2}} \cdot \left( \frac{2\sigma_\mu^2}{\pi} \right)^{1/2}.$$

Le rendement positif de l'ancienneté est ici uniquement à relier à la qualité des appariements et non à l'accumulation de capital humain spécifique. Il retranscrit le fait que les individus qui sont restés dans leur emploi étaient, en général, dans les meilleurs appariements initiaux et donc étaient les plus productifs. D'où l'existence d'un écart salarial moyen entre immobiles et mobiles.

Le salaire moyen inconditionnel du groupe  $j$  en seconde période peut être déduit des équations (3.10) et (3.11) :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(w_{2i}^j) &= \Pr(\tilde{\mu}_{1i}^j \geq \hat{\mu}_{2i}^j) \mathbb{E}[\tilde{\mu}_{1i}^j | \tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{2i}^j \geq 0] + \Pr(\hat{\mu}_{2i}^j > \tilde{\mu}_{1i}^j) \mathbb{E}[\hat{\mu}_{2i}^j | \hat{\mu}_{2i}^j - \tilde{\mu}_{1i}^j < 0] \\ &= m + \left[ \frac{(\delta_j^2 + \rho_j^2)\sigma_\mu^2}{2\pi} \right]^{1/2}, \quad j \in \{f, h\}. \end{aligned} \quad (3.14)$$

Les salariés gagnent, en moyenne, davantage en seconde période qu'en première. Ce résultat vient du fait que les individus se sélectionnent eux-mêmes, par le jeu des mobilités, dans les meilleurs appariements possibles. En outre, contrairement à la première période, le salaire moyen de seconde période augmente avec  $\delta_j^2$  et  $\rho_j^2$  ou, en d'autres termes, avec la fiabilité des signaux. Plus les mesures de productivités individuelles sont de bonne qualité, plus ce processus de sélection a des chances d'être lucratif en moyenne. En effet, les décisions qui s'avèrent être des erreurs *ex post*, telles que changer pour un appariement qui se révélera moins bon, ou renoncer à un changement d'emploi qui se révélera de meilleure qualité, sont plus facilement évitées quand les salariés et les entrepreneurs anticipent correctement la productivité de chacun.

### 2.3 Progression salariale en fonction du comportement de mobilité

Enfin, notre modélisation nous permet de définir les changements de salaire intervenus entre les deux périodes en fonction des comportements de mobilité et ainsi de préciser l'évolution des profils salariaux des mobiles et immobiles.

En moyenne, les salaires des « immobiles » ont varié de  $\mathbb{E}[\tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{1i}^j | \tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{2i}^j \geq 0]$  entre les deux périodes. Pour les individus qui ont changé d'emploi, ce gain salarial moyen a pour expression  $\mathbb{E}[\hat{\mu}_{2i}^j - \hat{\mu}_{1i}^j | \hat{\mu}_{2i}^j - \tilde{\mu}_{1i}^j > 0]$ . Nous pouvons alors montrer que :

- pour les individus restant dans le même emploi :

$$\mathbb{E}[\tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{1i}^j | \tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{2i}^j \geq 0] = \frac{\delta_j^2(1 - \rho_j^2)}{\sqrt{\delta_j^2 + \rho_j^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}. \quad (3.15)$$

- pour les individus changeant d'emploi :

$$\mathbb{E}[\hat{\mu}_{2i}^j - \hat{\mu}_{1i}^j | \hat{\mu}_{2i}^j - \tilde{\mu}_{1i}^j > 0] = \frac{\rho_j^2(1 + \delta_j^2)}{\sqrt{\delta_j^2 + \rho_j^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}. \quad (3.16)$$

Comme précédemment ces résultats sont obtenus par l'application du théorème 2.2.2 à partir des lois bivariées suivantes :

$$\begin{pmatrix} \tilde{\mu}_1^j - \hat{\mu}_1^j \\ \tilde{\mu}_1^j - \hat{\mu}_2^j \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} (\delta_j^2 + \rho_j^2) \sigma_\mu^2 & \delta_j^2(1 - \rho_j^2) \sigma_\mu^2 \\ \delta_j^2(1 - \rho_j^2) \sigma_\mu^2 & (\delta_j^2 + \rho_j^2) \sigma_\mu^2 \end{pmatrix} \right], \quad (3.17)$$

et

$$\begin{pmatrix} \hat{\mu}_2^j - \hat{\mu}_1^j \\ \hat{\mu}_2^j - \tilde{\mu}_1^j \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 2\rho_j^4(\sigma_\mu^2 + \sigma_{\varepsilon_j}^2) & \rho_j^2(1 + \delta_j^2) \sigma_\mu^2 \\ \rho_j^2(1 + \delta_j^2) \sigma_\mu^2 & (\delta_j^2 + \rho_j^2) \sigma_\mu^2 \end{pmatrix} \right]. \quad (3.18)$$

A partir des équations (3.15) et (3.16), il est clair que le changement de salaire moyen est positif pour les mobiles et les immobiles. Ce résultat n'est pas surprenant car les comportements vis-à-vis de la mobilité sont endogènes. Par exemple, les individus qui souffriraient d'une réduction de salaire en restant dans leur emploi aux vues de la révélation de leur productivité ont tendance à en changer. Cependant, du fait de l'imprécision du signal, il est possible que certains individus ne voient pas leur salaire progresser entre les deux périodes.

Un salarié peut changer pour un appariement qui se révélera finalement moins productif. Mais, en moyenne, les profils salariaux individuels sont croissants.

D'ailleurs nous pouvons vérifier que la variation salariale moyenne et inconditionnelle du groupe  $j$  est bien égale à la différence des salaires moyens de première et seconde période et est positive :

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}(w_{2i}^j - w_{1i}^j) &= \Pr(\tilde{\mu}_{1i}^j \geq \hat{\mu}_{2i}^j) \mathbb{E}[\tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{1i}^j | \tilde{\mu}_{1i}^j - \hat{\mu}_{2i}^j \geq 0] \\
&+ \Pr(\hat{\mu}_{2i}^j > \tilde{\mu}_{1i}^j) \mathbb{E}[\hat{\mu}_{2i}^j - \hat{\mu}_{1i}^j | \hat{\mu}_{2i}^j - \tilde{\mu}_{1i}^j > 0] \\
&= \frac{1}{2} \frac{\delta_j^2(1 - \rho_j^2)}{\sqrt{\delta_j^2 + \rho_j^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2} + \frac{1}{2} \frac{\rho_j^2(1 + \delta_j^2)}{\sqrt{\delta_j^2 + \rho_j^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2} \\
&= \left[\frac{(\delta_j^2 + \rho_j^2)\sigma_\mu^2}{2\pi}\right]^{1/2}, \quad j \in \{f, h\}. \tag{3.19}
\end{aligned}$$

Il apparaît également que si  $\sigma_\varepsilon^2 < \sigma_\mu^2$  - hypothèse très réaliste -, les « mobiles » vont connaître, en moyenne, une progression de leur salaire plus forte que les « immobiles ». Effectivement, pour les individus restant dans le même emploi, les changements de salaire entre les deux périodes reflètent uniquement les corrections des erreurs de mesure de la productivité. En revanche, pour les individus changeant d'emploi, les variations de salaires sont essentiellement dues aux modifications de leur productivité. C'est pourquoi, si la variance des productivités dans les emplois ( $\sigma_\mu^2$ ) est supérieure à la variance des erreurs des signaux ( $\sigma_\varepsilon^2$ ), alors la progression salariale des mobiles sera plus grande en moyenne que celle des immobiles.

En résumé, notre modèle offre de nombreuses prédictions théoriques générales, testables empiriquement. Pour les deux sexes, nous devrions trouver que

1. *Les profils salariaux sont en moyenne croissants,*
2. *L'expérience professionnelle et l'ancienneté ont des rendements positifs en termes de salaire*
3. *Les mobiles ont des salaires moyens plus faibles que les immobiles à cause de leur moindre ancienneté dans l'emploi mais une progression salariale moyenne plus importante (sous l'hypothèse  $\sigma_\varepsilon^2 < \sigma_\mu^2$ ).*

Dans leur ensemble, ces prédictions sont intuitivement conformes à celles de Oettinger

(1996) malgré la généralisation du mécanisme de révélation de la productivité. Seuls les gains salariaux moyens des mobiles et des immobiles ne sont pas ordonnés dans son article. Pour retrouver exactement l'équilibre décrit par Oettinger (1996), il suffit de postuler une révélation parfaite de la productivité après une période d'ancienneté, soit  $\forall j, \delta_j^2 = 1$ . Il constitue donc un cas particulier de notre modèle. Or, cette hypothèse de Oettinger n'est pas anodine puisque le mécanisme de révélation de la productivité joue un rôle important dans la détermination des salaires de seconde période. D'ailleurs, notre généralisation complique l'étude des différences entre sexes et en modifie certaines conclusions. En particulier, nous trouvons des prédictions plus nuancées que Oettinger (1996) sur les écarts de rentabilité de la mobilité et de l'ancienneté.

### 3 Application aux différences hommes - femmes

Dans notre modélisation, la plus grande difficulté des entreprises à mesurer la productivité des femmes va être à l'origine des différences entre sexes. Notre étude comparative entre hommes et femmes va reposer sur les deux hypothèses centrales suivantes :

- la mesure initiale de la productivité est moins fiable pour les femmes ( $\sigma_{\varepsilon^h}^2 < \sigma_{\varepsilon^f}^2$ ) ce qui implique  $\rho_f^2 < \rho_h^2$ .
- le mécanisme de révélation de la productivité est parfait pour les hommes ( $\sigma_{\eta^h}^2 = 0$ ) mais imparfait chez les femmes ( $\sigma_{\eta^f}^2 > 0$ ). Nous avons  $\delta_h^2 = 1$  et  $\delta_f^2 = \delta^2$  avec  $0 < \delta^2 < 1$ .

Le tableau 3.1 récapitule les expressions des salaires d'équilibre pour les deux sexes et ce en fonction des comportements de mobilité, après application des deux hypothèses précédentes. Une inspection succincte de ce tableau permet de tirer une première série de conclusions sur les écarts de salaire existants entre hommes et femmes sur le marché du travail. En revanche, la comparaison de leur rentabilité de la mobilité, de l'ancienneté ou de l'expérience professionnelle requiert une analyse plus approfondie et conduit à des prédictions quelque peu éloignées de la version de Oettinger (1996).

	HOMMES	FEMMES	
	<b>1ère période</b>		
<i>Structure salariale</i>	$w_{1i}^h = (1 - \rho_h^2)m + \rho_h^2 s_{1i}^h$	$w_{1i}^f = (1 - \rho_f^2)m + \rho_f^2 s_{1i}^f$	(3.6)
<i>Salaires moyens</i>	$\mathbb{E}(w_{1i}^h) = m$	$\mathbb{E}(w_{1i}^f) = m$	(3.7)
	<b>2ème période</b>		
<i>Structure salariale :</i>			
- immobiles	$w_{2i}^h = \mu_{1i}$	$w_{2i}^f = (1 - \delta^2)m + \delta^2 s_{1i}^f$	(3.8)
- mobiles	$w_{2i}^h = (1 - \rho_h^2)m + \rho_h^2 s_{2i}^h$	$w_{2i}^f = (1 - \rho_f^2)m + \rho_f^2 s_{2i}^f$	(3.9)
<i>Salaires moyens :</i>			
- immobiles	$\mathbb{E}[\mu_{1i}   \mu_{1i} - \hat{\mu}_{2i}^h \geq 0]$ $= m + \frac{1}{\sqrt{1+\rho_h^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}$	$\mathbb{E}[\hat{\mu}'_{1i}   \hat{\mu}'_{1i} - \hat{\mu}'_{2i} \geq 0]$ $= m + \frac{\delta^2}{\sqrt{\delta^2+\rho_f^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}$	(3.10)
- mobiles	$\mathbb{E}[\hat{\mu}_{2i}^h   \hat{\mu}_{2i}^h - \mu_{1i} > 0]$ $= m + \frac{\rho_h^2}{\sqrt{1+\rho_h^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}$	$\mathbb{E}[\hat{\mu}_{2i}^f   \hat{\mu}_{2i}^f - \hat{\mu}'_{1i} > 0]$ $= m + \frac{\rho_f^2}{\sqrt{\delta^2+\rho_f^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}$	(3.11)
- ensemble	$\mathbb{E}(w_{2i}^h) = m + \left[\frac{(1+\rho_h^2)\sigma_\mu^2}{2\pi}\right]^{1/2}$	$\mathbb{E}(w_{2i}^f) = m + \left[\frac{(\delta^2+\rho_f^2)\sigma_\mu^2}{2\pi}\right]^{1/2}$	(3.14)
<i>Gains salariaux moyens :</i>			
- immobiles	$\mathbb{E}[\mu_{1i} - \hat{\mu}_{1i}^h   \mu_{1i} - \hat{\mu}_{2i}^h \geq 0]$ $= \frac{(1-\rho_h^2)}{\sqrt{1+\rho_h^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}$	$\mathbb{E}[\hat{\mu}'_{1i} - \hat{\mu}'_{1i}   \hat{\mu}'_{1i} - \hat{\mu}'_{2i} \geq 0]$ $= \frac{\delta^2(1-\rho_f^2)}{\sqrt{\delta^2+\rho_f^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}$	(3.15)
- mobiles	$\mathbb{E}[\hat{\mu}_{2i}^h   \hat{\mu}_{2i}^h - \mu_{1i} > 0]$ $= \frac{2\rho_h^2}{\sqrt{1+\rho_h^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}$	$\mathbb{E}[\hat{\mu}_{2i}^f - \hat{\mu}'_{1i}   \hat{\mu}_{2i}^f - \hat{\mu}'_{1i} > 0]$ $= \frac{\rho_f^2(1+\delta^2)}{\sqrt{\delta^2+\rho_f^2}} \cdot \left(\frac{2\sigma_\mu^2}{\pi}\right)^{1/2}$	(3.16)
- ensemble	$\mathbb{E}(w_{2i}^h - w_{1i}^h) = \left[\frac{(1+\rho_h^2)\sigma_\mu^2}{2\pi}\right]^{1/2}$	$\mathbb{E}(w_{2i}^f - w_{1i}^f) = \left[\frac{(\delta^2+\rho_f^2)\sigma_\mu^2}{2\pi}\right]^{1/2}$	(3.19)

TABLEAU 3.1: SALAIRES D'ÉQUILIBRE DES HOMMES ET DES FEMMES

### 3.1 Emergence d'écart de salaire entre sexes

Sous l'hypothèse de moindre fiabilité des signaux féminins ( $\rho_f^2 < \rho_h^2$ ), il est clair que les employeurs discriminent, de façon rationnelle, entre hommes et femmes en leur offrant des profils de salaires distincts [équation (3.6)]. Lors de la détermination des salaires d'embauche des femmes, ils privilégient plus les caractéristiques moyennes du groupe par rapport aux performances individuelles afin de se prémunir contre les possibles erreurs de mesure. En conséquence, à signal de productivité  $s_1$  équivalent, les hommes et les femmes vont recevoir des rémunérations différentes : les femmes avec un fort signal initial seront moins bien payées que leurs homologues masculins alors que l'inverse est vrai pour les salariés avec un faible signal de productivité. Le profil salarial offert aux femmes à la première

période est donc moins pentue ( $\rho_f^2 < \rho_h^2$ ) que celui offert aux hommes et les rémunérations féminines sont plus concentrées autour de la productivité moyenne,  $m$ . Les salaires masculins ont en effet une variance ( $\rho_h^2 \sigma_\mu^2$ ) supérieure aux salaires féminins ( $\rho_f^2 \sigma_\mu^2$ ).

Toutefois les hommes et les femmes vont avoir les mêmes rémunérations moyennes à l'entrée du marché du travail [équation (3.7)]. Les salaires moyens de première période sont égaux aux productivités moyennes qui sont supposées identiques pour les deux sexes. Ainsi, les profils salariaux de première période peuvent se représenter comme sur la figure 3.1, résultat classique des modèles standards de discrimination statistique [Phelps (1972); Aigner & Cain (1977); Oettinger (1996)].

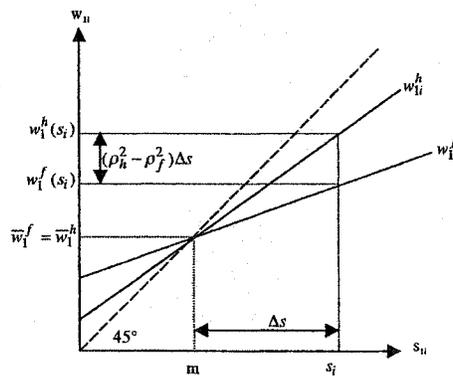


FIGURE 3.1: PROFILS SALARIAUX DE PREMIÈRE PÉRIODE

En seconde période, les entrepreneurs offrent de nouveau des salaires différents aux hommes et aux femmes. Là-encore, les rémunérations masculines sont davantage fondées sur les mesures de productivité individuelle que les rémunérations féminines. Les forts signaux de productivité sont moins valorisées, en termes de salaires, chez les femmes et leurs profils salariaux sont moins pentus que ceux des hommes. En fait, les salaires offerts aux « immobiles » des deux sexes sont représentés sur la figure 3.2 alors que les « mobiles » se voient proposer les profils décrits sur le graphique 3.1.

Nous remarquons que la moyenne des salaires offerts aux « mobiles » et « immobiles » des deux sexes est égale à la productivité moyenne,  $m$ . Toutefois, par le jeu de la mobilité, les salariés se sélectionnent eux-mêmes dans les meilleurs appariements possibles. En

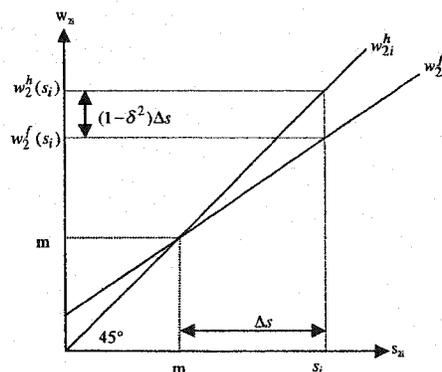


FIGURE 3.2: PROFILS SALARIAUX OFFERTS AUX « IMMOBILES » EN SECONDE PÉRIODE

conséquence, les rémunérations moyennes des hommes et des femmes en seconde période [équation (3.14)] sont supérieures à  $m$  grâce à ce mécanisme de sélection endogène.

Nous avons aussi vu précédemment que plus les mesures des productivités individuelles étaient de bonne qualité, plus ce processus de sélection avait des chances d'être lucratif en moyenne puisqu'elles permettaient d'éviter les décisions qui s'avéraient être des erreurs ex-post. Dans ce contexte, les hommes, qui ont des signaux initiaux plus fiables ( $\rho_h^2 > \rho_f^2$ ) et un mécanisme de révélation de la productivité plus précis ( $\delta_h^2 = 1 > \delta_f^2 = \delta^2$ ) que les femmes, vont mieux tirer partie du jeu des mobilités. En seconde période, ils vont gagner, en moyenne, des rémunérations plus élevées que leurs collègues féminines.

Notre modèle prédit donc que même s'il n'existe pas d'écart de salaire entre sexes lors de l'entrée sur le marché du travail, il en apparaît un au fur et à mesure du déroulement des carrières. Comme dans Oettinger (1996), lors du premier appariement, les salariés des deux sexes sont assignés de façon aléatoire, mais selon les mêmes distributions de productivité sous-jacentes. Toutefois, au moment de faire leur choix de changer ou non d'emploi, les femmes ont des informations moins fiables<sup>8</sup> que les hommes sur les divers emplois proposés ce qui réduit l'efficacité de leurs décisions. Le corollaire immédiat de ce résultat est que la croissance salariale des hommes est, en moyenne, supérieure à celle des femmes [équation (3.19)].

<sup>8</sup>Il faut garder en tête que l'incertitude sur la qualité de l'appariement concerne à la fois le salarié et l'entreprise.

Dans le but d'une analyse approfondie des différences de salaires entre sexes, il nous reste à comparer la rentabilité de la mobilité et les rendements de l'ancienneté pour ces deux groupes. Or notre généralisation par rapport au modèle de Oettinger (1996) complique cette étude. Par exemple, contrairement à Oettinger (1996) nous ne pouvons pas affirmer que les femmes devraient toujours avoir des rendements de l'ancienneté plus élevés que ceux des hommes car la fiabilité des signaux initiaux ( $\rho_j^2$ ) et la précision du mécanisme de révélation ( $\delta_j^2$ ) jouent en sens inverse. De même nous pouvons voir que l'influence de  $\delta_j^2$  est ambiguë dans le gain salarial moyen des mobiles. C'est pourquoi, en ce qui concerne la rentabilité de la mobilité et les rendements de l'ancienneté, notre modèle conduit à des prédictions plus nuancées que Oettinger (1996) que nous allons tout de suite préciser.

### 3.2 Une analyse par simulation de la rentabilité comparée hommes/femmes de la mobilité

La question des écarts de rentabilité de la mobilité et de l'ancienneté entre hommes et femmes est effectivement plus délicate et nécessite des calculs supplémentaires, plus complexes. Comme le signe de ces différences ne peuvent être déterminées analytiquement, nous allons fixer la valeur de certains paramètres et réaliser des simulations. Nous allons montrer que les prédictions sur ces points dépendent non seulement de l'écart de fiabilité des signaux initiaux existant entre sexes mais aussi de l'ampleur des variances des chocs ( $\sigma_{\varepsilon f}^2, \sigma_{\nu f}^2$ ) par rapport à la variance de la productivité ( $\sigma_{\mu}^2 > 0$ ).

Plus précisément, nous définissons  $k \in ]0, 1]$  tel que  $\sigma_{\varepsilon h}^2 = k \sigma_{\varepsilon f}^2$ ,  $\alpha = \frac{\sigma_{\varepsilon f}^2}{\sigma_{\mu}^2}$  et  $\beta = \frac{\sigma_{\nu f}^2}{\sigma_{\mu}^2}$ . Il est alors possible de reformuler en termes de  $k$ ,  $\alpha$  et  $\beta$  les conditions telles que les hommes immobiles et mobiles aient des salaires moyens plus élevés que les femmes avec le même comportement et telles qu'ils bénéficient de progressions salariales plus importantes. Par exemple, pour que le salaire moyen des hommes changeant d'emploi soit supérieur à celui de leurs homologues féminins, il faut et il suffit selon l'équation (3.10) que :

$$\frac{1}{\sqrt{1+\rho_h^2}} \geq \frac{\delta_f^2}{\sqrt{\delta_f^2+\rho_f^2}} \text{ ce qui peut se réécrire } k \geq k_A = \frac{\alpha-\beta(3+\alpha+\beta)}{\alpha[1+\beta(3+\alpha+\beta)]}.$$

Selon la même logique, nous pouvons définir les différentes conditions permettant de comparer les rendements de la mobilité et de l'ancienneté des hommes et des femmes. Les détails des calculs sont présentés dans l'Annexe A. Ces conditions se résument comme suit :

- parmi les immobiles, le salaires moyen des hommes sera plus élevé que celui des femmes si  $k_A \leq k \leq 1$ ,
- chez les mobiles, le salaire moyen masculin sera plus important que le salaire moyen féminin si  $0 \leq k \leq k_B$ ,
- pour que les hommes immobiles reçoivent des gains salariaux moyens plus élevés que les femmes il faut que  $k_C \leq k \leq 1$ ,
- la condition pour que la croissance salariale soit plus importante pour les hommes changeant d'emploi que pour les femmes optant pour le même comportement est elle toujours vérifiée,
- les hommes auront un rendement de l'ancienneté plus élevé que celui des femmes si  $k_E \leq k \leq 1$ .

Toutefois, pour que ces résultats soient plus facilement interprétables, il nous reste à voir si nous pouvons ordonner ces valeurs seuils de  $k$ . Le classement de ces valeurs permettrait de caractériser un ensemble restreint de cas de figure. Cependant, vu les expressions de  $k_A, k_B, k_C, k_E$ , il semble très complexe de les comparer algébriquement. C'est pourquoi, nous avons recours à des simulations numériques.

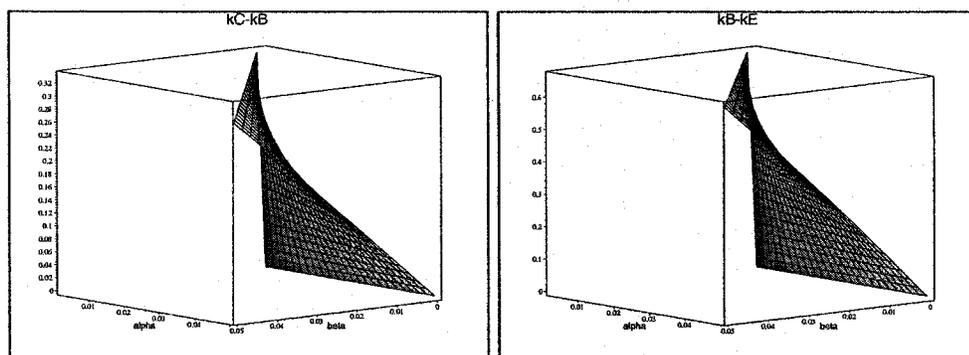
Pour simuler les valeurs seuils, nous devons fixer des bornes à  $\alpha$  et à  $\beta$ . Par définition,  $\alpha$  et  $\beta$  sont des rapports entre la variance d'un choc ( $\sigma_{\epsilon f}^2$  et  $\sigma_v^2$ ) et la variance de la productivité réelle ( $\sigma_\mu^2$ ). Intuitivement, il semble raisonnable de penser que la variance des erreurs est très faible en comparaison à la variance de la productivité.

Afin de s'en convaincre, nous avons exploité les données françaises de l'*Enquête Jeunes-Carrières 1997*<sup>9</sup>. Or, en calculant la variance des salaires au premier emploi, nous aurons une bonne approximation de la variance de la productivité des salariés. Selon notre modèle théorique, la variance des salaires à l'entrée du marché du travail,  $\sigma_{w_1}^2$ , a pour expression  $\rho_j^2 \sigma_\mu^2$  et donc devrait donner une idée (certes à la baisse) de l'ampleur de la variance des productivités individuelles. A partir de nos données, nous trouvons que  $\sigma_{w_1}^2$  est de l'ordre de 289 et en conséquence,  $\sigma_\mu^2$  doit être légèrement plus élevée. Pour quantifier  $\alpha$ , il nous faut un indicateur de  $\sigma_{\epsilon f}^2$ .

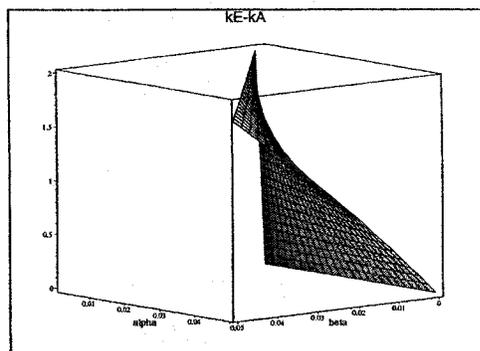
<sup>9</sup>Nous présenterons plus en détails l'échantillon utilisé dans la section 3.

C'est pourquoi nous avons effectué une régression par moindres carrés ordinaires sur les salaires d'embauche féminins en fonction de déterminants traditionnels (diplômes, âge, expérience, etc)<sup>10</sup>. Nous trouvons alors que la variance des résidus est de l'ordre de 0,11. Or, sous l'hypothèse que les méthodes de recrutement des employeurs et leur évaluation de la productivité des candidats peuvent être modélisés par cette équation de salaires, la variance des résidus obtenue est une approximation de la variance de l'erreur du signal initial ( $\sigma_{\epsilon_f}^2$ ). Ainsi, nous trouvons que le rapport de la variance des erreurs sur la variance de la productivité ( $\alpha$ ) est de l'ordre de 0,04%, soit vraiment très faible.

Finalement, pour rester suffisamment général, nous avons choisi de faire varier  $\alpha$  dans l'intervalle  $[0; 0.05]$  et  $\beta$  dans l'intervalle  $[0; \alpha]$ . En effet, l'hypothèse de révélation de la productivité avec l'ancienneté ( $\sigma_{\epsilon_f}^2 \geq \sigma_v^2$ ) implique  $\beta \leq \alpha$ . Pour ces valeurs, les seuils  $k_A, k_B, k_C, k_E$  peuvent être représentés graphiquement; ils sont présentés en Annexe A. Comme notre but est de comparer ces seuils entre eux, ce sont plutôt leurs différences deux à deux que leurs valeurs individuelles qui nous intéressent. C'est pourquoi, nous construisons les graphiques représentant les différences  $k_C - k_B, k_B - k_E$  et  $k_E - k_A$  et permettant de conclure sur leur signe.



<sup>10</sup>Voir la régression du tableau 3.5.



Ces graphiques montrent que les différences présentées sont toujours positives pour tout  $\alpha \in [0; 0.05]$  et  $\beta \in [0; \alpha]$ . Par conséquent, nous pouvons ordonner les seuils de la façon suivante :

$$k_A \leq k_E \leq k_B \leq k_C \leq 1. \quad (3.20)$$

Ainsi, seuls cinq cas de figure ont besoin d'être étudiés. Plus précisément, notre modèle offre les prédictions résumées dans le tableau 3.2.

	$0 \leq k \leq k_A$	$k_A \leq k \leq k_E$	$k_E \leq k \leq k_B$	$k_B \leq k \leq k_C$	$k_C \leq k \leq 1$
Salaires moyens des immobiliers	Négatif	Positif	Positif	Positif	Positif
Salaires moyens des mobiles	Positif	Positif	Positif	Négatif	Négatif
Rendement de l'ancienneté	Négatif	Négatif	Positif	Positif	Positif
Gains salariaux des immobiliers	Négatif	Négatif	Négatif	Négatif	Positif
Gains salariaux des mobiles	Positif	Positif	Positif	Positif	Positif

TABLEAU 3.2: DIFFÉRENCES HOMMES/FEMMES DES RENDEMENTS DE LA MOBILITÉ ET DE L'ANCIENNETÉ

Les signes reportés dans le tableau correspondent aux différences des valeurs des hommes moins celles des femmes. Par exemple, notre modèle prédit que si  $k \leq k_A$ , les femmes immobiliers ont des salaires plus élevés que les hommes restant aussi dans leur emploi, c'est pourquoi, nous mentionnons « négatif » à l'intersection de la première ligne et de la première colonne.

Contrairement au cas particulier de Oettinger (1996), nos résultats dépendent de l'écart de fiabilité existant entre les signaux masculins et féminins. Dans la spécification de Oettinger (1996), la révélation de la productivité est parfaite, soit  $\sigma_{vf}^2 = 0$  ce qui implique  $\beta = 0$ . Or cette hypothèse a des répercussions importantes sur les valeurs seuils. En effet, pour  $\beta = 0$ , nous trouvons  $k_A = k_B = k_C = k_E = 1$ . Par conséquent, quelle que soit la valeur de  $k \in ]0, 1]$ , nous nous retrouvons dans la situation où  $k \leq k_A$ . D'ailleurs, nous pouvons vérifier que les prédictions de Oettinger (1996) correspondent bien à la première colonne du tableau 3.2. Rappelons juste que son modèle concluait à un écart entre sexes dans les rendements de la mobilité favorable aux hommes et à une valorisation plus importante de l'ancienneté chez les femmes.

Cependant, ce cas de figure est fortement instable. Nous avons calculé les valeurs que prenait le seuil  $k_A$ , pour des  $\alpha$  au voisinage de notre approximation (soit 0,04%) et en imposant toujours comme condition  $\alpha \geq \beta$ . Quelques-uns de nos calculs sont reportés dans le tableau 3.3.

$\alpha$	$\beta$			
	0,005%	0,01%	0,02%	0,03%
0,01%	<0	—	—	—
0,02%	0,250	<0	<0	—
0,04%	0,625	0,250	<0	<0
0,06%	0,749	0,500	<0	<0
0,08%	0,812	0,625	0,249	<0

TABLEAU 3.3: VALEURS DU SEUIL  $k_A$  POUR DES  $\alpha$  ET  $\beta$  DONNÉS

Nous remarquons que la valeur de  $k_A$  décroît très rapidement avec  $\beta$  et que dans de nombreux cas, la condition  $0 < k \leq k_A$  devient improbable. Par exemple, pour des  $\alpha \leq 0,04\%$ , ce qui semble le cas le plus vraisemblable d'après nos approximations, nous obtenons en général des valeurs de  $k_A$  négatives. Cela signifie que  $k$ , compris par définition entre 0 et 1, ne peut pas être inférieur à  $k_A$  et donc que certaines conclusions de Oettinger (1996) ne tiennent plus. En particulier, les femmes ne changeant pas d'emploi n'auraient pas un salaire moyen plus élevé que leurs homologues masculins. Il est à noter qu'il suffit que le mécanisme de révélation de la productivité féminine soit très légèrement imparfait ( $\beta$  strictement positif mais très faible) pour que les prédictions de Oettinger (1996) soient remises en cause.

Par ailleurs, même quand nous trouvons des valeurs positives pour  $k_A$ , elles paraissent trop basses pour que la condition  $k \leq k_A$  soit vérifiée. En effet, nous pouvons raisonnablement penser que l'écart de fiabilité entre les signaux des hommes et des femmes est très faible. Il semble donc peu vraisemblable que les signaux masculins soient deux fois ou une fois et demi moins fiables que ceux des femmes, ce qui est équivalent à  $k \leq 0,7$ . Ces premiers résultats laissent sous-entendre un manque de robustesse dans les conclusions du modèle de Oettinger (1996) lors de son application aux différences entre sexes.

Une étude empirique à partir d'équations de salaire va nous permettre de trancher sur les différences de rentabilité de la mobilité, de l'ancienneté et de l'expérience professionnelle entre hommes et femmes. Nous pourrions alors savoir si les données sont compatibles avec l'un de nos cas de figure théoriques.

## 4 Données et étude empirique

Dans cette section, nous allons tester les prédictions univoques de notre modèle et essayer de lever les ambiguïtés théoriques sur les écarts de rendement de la mobilité et de l'ancienneté. Certes, de nombreux travaux empiriques ont traité des différences de salaire entre sexes, notamment sur données françaises. Nous pouvons citer les analyses récentes de Bayet (1996b), Simonnet (1996), Colin (1997, 1999), Meurs & Ponthieux (2000) et LeMinez & Roux (2002). Toutefois, aucune de ces études ne se concentre vraiment sur les disparités salariales entre sexes à l'entrée du marché du travail à l'exception de LeMinez & Roux (2002). Au contraire, leur optique a plutôt été de s'en tenir à des populations actives plus expérimentées afin de montrer que le déroulement et les interruptions de carrière jouaient un rôle important dans les écarts de salaire entre hommes et femmes. Or, les prédictions de notre modèle sont spécifiques aux premières années d'insertion sur le marché du travail. C'est pourquoi il nous paraît pertinent de compléter les études précédentes par une analyse précise des inégalités salariales chez les jeunes sortants du système éducatif. D'autre part, la question des différences de rentabilité dans la mobilité a été peu explorée sur données françaises. A ma connaissance, seule Simonnet (1996) présente une comparaison des rendements de la mobilité entre sexes. L'inconvénient de cette analyse est qu'elle traite la mobilité comme exogène ce qui est peu compatible avec l'esprit de notre modélisation.

Enfin l'intérêt de notre étude sera de compléter les rares investigations empiriques existant pour les modèles de discrimination statistique et qui étaient le plus souvent appliquées aux écarts entre races.

Pour être cohérents avec nos prédictions théoriques, notre étude empirique se concentrera sur l'évolution des écarts salariaux entre hommes et femmes en début de vie active et mettra en évidence l'importance de la mobilité dans ce processus. Concrètement, nous utiliserons l'*Enquête Jeunes-Carières 1997*. L'avantage de cette base de données est qu'elle fournit des renseignements assez complets sur le premier emploi de plus de six mois occupé par les jeunes après leur sortie du système éducatif et sur leur situation professionnelle en 1997.

Pour rester le plus près possible de nos prédictions, nous avons imposé des restrictions par rapport à l'ensemble de données initial. Nous allons brièvement les justifier avant d'exposer plus en détails les résultats de nos estimations.

#### 4.1 Composition de l'échantillon

L'*Enquête Jeunes-Carières 1997* a la particularité de retracer les historiques familiaux et professionnels des individus depuis l'âge de leur 16 ans jusqu'en 1997. Des calendriers permettent de repérer les périodes d'études, de chômage, d'emploi ou d'inactivité. Toutefois, nous ne disposons d'informations sur les salaires des travailleurs et le type d'emploi occupé que pour uniquement deux dates : au premier emploi de plus de six mois et au moins à mi-temps, et en 1997. Ainsi l'évolution salariale qui est au cœur de notre propos, ne peut être étudiée qu'entre ces deux points. De même, les renseignements sur la mobilité professionnelle des individus sont limités. L'enquête se contente de demander aux salariés de 1997 s'ils sont toujours embauchés par le même employeur que lors de leur premier emploi. Mais, dans le cas d'une réponse négative, nous ne connaissons pas le nombre exact de changements d'emplois qui a eu lieu dans l'intervalle.

C'est pourquoi, nous nous restreignons aux jeunes de moins de 30 ans qui ont eu leur premier emploi de plus de six mois après leur sortie définitive du système scolaire, mais surtout à une date comprise entre 1992 et 1996. En réduisant l'intervalle de temps entre

le premier emploi et 1997, nous nous prémunissons un peu contre les mobilités multiples qui ne peuvent être observées. En outre, ainsi constitué, notre échantillon est centré sur les premières années de vie active (au plus cinq ans) et est donc bien adapté pour tester nos prédictions spécifiques au tout début de carrière.

Nous nous sommes aussi assurés que les individus retenus avaient des parcours professionnels relativement continus depuis leur premier emploi<sup>11</sup>. En effet, notre modèle ne traite pas de la question des différences d'attachement au marché du travail entre hommes et femmes, qui peut pourtant être à l'origine d'inégalités entre sexes, comme nous le montrerons dans le chapitre 4. Toutefois, il est à signaler que pour notre échantillon d'étude, assez jeune, cette perspective est relativement peu importante puisque le moindre attachement des femmes est essentiellement manifeste sur des populations plus âgées, lorsque le problème de la conciliation entre vie professionnelle et éducation des enfants se pose. Or, dans notre base de travail, 95% des individus n'avaient pas d'enfants à leur premier emploi et 85% n'en avaient pas en 1997.

En tout cas, même si nous ne connaissons pas les raisons pour lesquelles un salarié a changé d'employeur, nous pouvons raisonnablement considérer que les changements d'emplois repérés dans nos données sont plutôt dictés par la volonté d'améliorer la qualité des appariements individuels et non à relier à l'influence d'enfants ou à des interruptions temporaires de carrière<sup>12</sup>. Les écarts de salaires (ou l'absence d'écarts) trouvés sur notre échantillon pourront donc être interprétés selon les termes de notre modèle.

Après ces restrictions, nous obtenons un échantillon final de 1 008 individus dont 480 femmes et 528 hommes. Le tableau 3.4 présente quelques statistiques descriptives de nos groupes de référence. Il révèle des différences entre hommes et femmes dans les distributions de diplômes, d'emplois occupés et dans les salaires moyens. En revanche, les taux de mobilité pour la population féminine et masculine sont très semblables.

Maintenant que nous avons rendu notre base de données la plus à même à tester nos prédictions théoriques, nous allons présenter nos résultats empiriques.

---

<sup>11</sup>Nous avons exclu les individus qui avaient des épisodes d'inactivité entre leur premier emploi et 1997. En revanche nous avons gardé les personnes qui avaient un ou deux épisodes de chômage.

<sup>12</sup>Il se peut néanmoins que dans notre échantillon, des femmes quittent leur emploi à cause de leur situation matrimoniale et en particulier pour suivre leur conjoint.

	HOMMES	FEMMES
<b>Année d'entrée</b>		
1992	17.4%	19.0%
1993	17.4%	20.0%
1994	22.7%	18.1%
1995	21.6%	20.2%
1996	20.8%	22.7%
<b>Diplômes</b>		
sans diplôme	16.3%	9.17%
Bepc seul	6.3%	4.4%
Cap, Bep	33.3%	22.1%
Baccalauréat	19.3%	24.1%
Baccalauréat + 2 ans	15.3%	26.5%
Diplôme supérieur	9.7%	13.8%
<b>Cadre</b>		
au premier emploi	5.9%	6.5%
en 1997	7.6%	9.6%
<b>Contrat à durée indéterminée</b>		
au premier emploi	33.0%	34.0%
en 1997	78.4%	79.2%
<b>Temps partiel</b>		
au premier emploi	8.71%	23.96%
en 1997	6.82%	19.58%
<b>Salaires horaires moyens</b>		
au premier emploi	36.69	36.99
en 1997	45.31	43.03
<b>Mobilité</b>	30.1%	26.8%

TABLEAU 3.4: STATISTIQUES DESCRIPTIVES

## 4.2 Résultats des estimations

L'idée de cette étude empirique est d'illustrer notre argumentation théorique à l'aide de modèles économétriques à forme réduite. Le but principal est de confronter les prédictions univoques de notre modélisation aux faits et de voir si les données sont cohérentes avec un des cas de figure présenté au tableau 3.2. Cependant, nous sommes consciente qu'il pourrait exister des théories économiques alternatives expliquant les mêmes phénomènes.

Nous commençons par vérifier la présence ou non d'écarts de salaire entre sexes au

premier emploi et en 1997, sans tenir compte des comportements de mobilité. Ensuite, nous précisons notre analyse sur les différences entre hommes et femmes en effectuant des régressions séparées pour les « mobiles » et les « immobiles » sur les niveaux et sur les variations de salaires. Ces dernières spécifications nous permettront de conclure sur les écarts de rendements de la mobilité et de l'ancienneté.

#### 4.2.1 Evolution de l'écart salarial entre hommes et femmes

Les conclusions de notre modèle sur d'éventuels écarts de salaires entre hommes et femmes, pris dans leur ensemble, sont claires. A leur entrée sur le marché du travail, les deux sexes devraient percevoir, en moyenne, des rémunérations identiques alors qu'après quelques années d'expérience, une différence significative entre les deux groupes devrait apparaître. Les données brutes de notre échantillon confirment plutôt ces affirmations. L'écart salarial entre hommes et femmes, mesuré en pourcentage des salaires féminins, était de 0,81% au premier emploi et à l'avantage des femmes mais de 5,29% et à l'avantage des hommes en 1997. Toutefois, un test plus rigoureux de ces résultats s'impose. En effet, dans notre modèle, seul le processus de mobilité est sensé générer des écarts de salaire entre sexes ; les autres facteurs influençant la productivité sont supposés être distribués de façon identique dans les deux groupes. Or, nous avons vu à partir du tableau 3.4 que les hommes et les femmes de notre échantillon n'avaient pas les mêmes distributions de diplômes. Il nous faut donc contrôler ces différences de productivité.

C'est pourquoi nous avons estimé des équations de salaires qui tiennent compte des diplômes et de certaines caractéristiques de l'individu et de son emploi. Précisons que pour être les plus fidèles possibles à notre théorie, nous avons intégré des variables croisant le diplôme et le sexe. Notre modèle prévoit effectivement des écarts de rémunération entre hommes et femmes ayant des signaux de productivité équivalents. Or, nous pouvons considérer que le principal signal de productivité dont disposent les employeurs est le diplôme.

Les résultats de nos régressions sont reportés dans le tableau 3.5 pour le premier emploi et dans le tableau 3.6 pour l'emploi occupé en 1997. La variable dépendante est le log du salaire horaire.

Variabes	coefficient	t-stat
constante	3.13118	(21.13)
sexe (homme=1)	-0.01586	(-0.38)
âge	0.02246	(3.33)
en couple	0.04033	(1.91)
nbre de frères-soeurs	-0.00263	(-0.51)
<b>Diplôme</b>		
aucun	-0.13556	(-2.71)
aucun*sexe	0.13826	(2.20)
cap,bep	-0.04822	(-1.23)
cap, bep*sexe	-0.00067	(-0.01)
baccalaureat	<i>Réf.</i>	(—)
bac+2	0.12023	(2.96)
bac+2*sexe	-0.04761	(-0.78)
diplôme supérieur	0.08505	(1.61)
diplôme supérieur * sexe	0.12393	(1.91)
temps plein	-0.06759	(-2.54)
<b>Type de contrat</b>		
intérimaire	0.15688	(3.84)
stagiaire	-0.24378	(-6.98)
cdd	<i>Réf.</i>	(—)
cdi	0.04769	(1.85)
autre	0.067111	(2.41)
<b>Profession</b>		
ouvrier	0.01195	(0.46)
employé	<i>Réf.</i>	(—)
cadre	0.32674	(6.26)
autre	-0.02771	(-0.58)
<b>Nombre de salariés</b>		
moins de 10	-0.08127	(-3.53)
de 10 à 49	-0.07643	(-2.80)
de 50 à 199	-0.03907	(-1.15)
plus de 200	<i>Réf.</i>	(—)
<b>Année d'entrée</b>		
1992	<i>Réf.</i>	(—)
1993	0.00272	(0.09)
1994	-0.05992	(-1.95)
1995	-0.00811	(-0.27)
1996	-0.05374	(-1.68)
temps de recherche	-0.01116	(-1.63)
$R^2$	0.2578	
$N$	1 008	

TABLEAU 3.5: EQUATION DE SALAIRE POUR LE PREMIER EMPLOI DE PLUS DE SIX MOIS

Variables	coefficient	t-stat
constante	3.43995	(69.52)
sexe (homme=1)	0.09249	(2.30)
en couple	0.09356	(4.55)
nbre d'enfants	-0.04006	(-1.83)
<b>Diplôme</b>		
aucun	-0.20395	(-3.89)
aucun*sexe	0.07371	(1.09)
cap,bep	-0.11702	(-3.15)
cap, bep*sexe	-0.01727	(-0.34)
baccalaureat	<i>Réf.</i>	(—)
bac+2	0.01931	(0.50)
bac+2*sexe	0.07967	(1.34)
diplôme supérieur	0.20109	(4.05)
diplôme supérieur * sexe	0.00215	(0.03)
temps plein	0.03988	(1.32)
<b>Type de contrat</b>		
intérimaire	0.05672	(1.11)
stagiaire	-0.04149	(-0.81)
cdd	<i>Réf.</i>	(—)
cdi	0.15819	(5.08)
<b>Profession</b>		
ouvrier	-0.04769	(-1.78)
employé	<i>Réf.</i>	(—)
cadre	0.26055	(6.00)
autre	-0.16550	(-2.09)
<b>Nombre de salariés</b>		
moins de 10	-0.09343	(-3.71)
de 10 à 49	-0.03738	(-1.46)
de 50 à 99	-0.04867	(-1.23)
plus de 100	<i>Réf.</i>	(—)
expérience	0.03422	(4.82)
$R^2$	0.3707	
$N$	1 008	

TABLEAU 3.6: EQUATION DE SALAIRE POUR L'EMPLOI OCCUPÉ EN 1997

Dans l'équation de salaire du premier emploi de plus de six mois, de nombreuses variables sont significativement pertinentes et ont l'effet attendu. Par exemple, les jeunes qui sont embauchés dans les petites entreprises sont moins bien rémunérés que leurs homologues embauchés dans des entreprises de plus de 200 salariés; les salaires obtenus sont croissants avec le niveau de diplôme; un poste de cadre est financièrement plus intéressant qu'un poste d'employé ou d'ouvrier et les débutants les plus âgés tirent mieux leur épingle

du jeu en termes de salaires. La nature du contrat d'embauche semble aussi avoir un impact prépondérant et nous retrouvons une hiérarchie bien connue du marché du travail : les stagiaires gagnent moins que les jeunes en contrat à durée déterminée, qui gagnent eux-mêmes moins que les individus bénéficiant d'un contrat à durée indéterminée. Les intérimaires ont le taux horaire moyen le plus élevé car ils bénéficient, en général, de primes de fin de missions et autres indemnités servant à compenser leurs statuts précaires.

Toutefois, le plus intéressant pour le test de notre théorie est que l'écart de salaire estimé entre sexes<sup>13</sup> est faible et statistiquement non significatif à l'entrée du marché du travail, comme le prédit notre modèle. Les deux groupes gagneraient, en moyenne, des rémunérations identiques. Néanmoins, il semble bien qu'à diplôme équivalent, les hommes et les femmes soient payés sur la base de profils salariaux différents. Nous trouvons que chez les plus diplômés, les hommes bénéficient d'un excédent salarial moyen d'environ 11% comparativement aux femmes<sup>14</sup>, ce qui est conforme là-encore à notre théorie.

Il existe cependant une prédiction théorique contradictoire avec nos résultats empiriques. Selon notre modèle, les femmes très peu qualifiées devraient bénéficier de meilleures rémunérations que leurs homologues masculins. Or, dans notre équation de salaire, la variable croisée *aucun diplôme\*sexe* a un signe positif, signifiant que parmi les individus sans aucun diplôme, les hommes ont, en moyenne, des salaires plus élevés. La rigidité des salaires, ignorée dans notre modèle, peut sans doute être à l'origine de cette discordance. En effet, la plupart des salariés sans qualification sont payés au salaire minimum (SMIC). Contraints par la législation, il se peut que les employeurs ne pratiquent pas tout à fait la politique de rémunérations décrite par l'équation (3.6) pour les très faibles niveaux de qualification. Toutefois, au regard des rigidités de salaire sur le marché, l'ampleur de l'écart estimé pour les non-diplômés peut surprendre. On s'attendrait plutôt à ce qu'il n'y ait aucune différence significative pour cette catégorie, les salaires des deux sexes étant nivelés par le SMIC. Cette variable capte peut-être une partie des effets de secteurs, non spécifiés dans notre régression. De nombreux hommes sans diplôme travaillent dans les activités de la construction ou de l'industrie lourde, contrairement aux femmes plutôt dans le textile

<sup>13</sup>Par l'intermédiaire de la variable dichotomique *sexe* qui vaut 1 pour un homme et 0 pour une femme.

<sup>14</sup>L'écart de salaire entre hommes et femmes pour les diplômés supérieurs se mesure en soustrayant le coefficient de la variable *diplôme supérieur\*sexe* et celui de *sexe*.

ou les services. Or, il existe des écarts de salaires entre secteurs, dus notamment à des différences dans les conditions de travail. Les individus embauchés dans les secteurs et emplois les plus pénibles physiquement vont en général, bénéficier de primes de salaires compensatrices<sup>15</sup>. Ainsi, le fort avantage salarial des hommes sans diplômes par rapport à leurs homologues féminins peut être relié à des conditions de travail plus difficiles et non exclusivement à une meilleure valorisation de leurs signaux de productivité. Mais il pourrait aussi refléter une certaine forme de discrimination pure (non statistique) sur le marché du travail.

Il est à noter que si nous effectuons la même régression mais en excluant les individus sans aucun diplôme afin de limiter l'impact des rigidités de marché, dans leur ensemble les coefficients sont peu modifiés. Les variables croisées entre les diplômes et le sexe ont cette fois-ci les signes prédits par notre modélisation : positif pour les diplômes supérieurs et négatifs (mais non significatifs) pour les autres niveaux de qualification. Ainsi, les observations concernant les premiers emplois semblent compatibles avec les grandes lignes de notre théorie.

L'estimation effectuée sur les salaires de 1997 met en évidence les mêmes tendances générales quant à l'influence du type de contrat, de la profession occupée et de la taille de l'entreprise. La hiérarchisation salariale en fonction des diplômes est très marquée et plus prononcée qu'au premier emploi. Mais surtout, l'écart de salaire estimé entre hommes et femmes est cette fois-ci de 9,4% et fortement significatif. Cela nous indique qu'après seulement quelques années d'expérience sur le marché du travail, des inégalités salariales importantes entre sexes apparaissent.

Les résultats de nos deux équations de salaires sont donc parfaitement cohérents avec notre modèle. Oettinger (1996) souligne toutefois à juste titre qu'ils sont aussi compatibles avec un modèle de discrimination par goût où les préjugés à l'encontre des femmes seraient croissants avec l'expérience ou de manière similaire, de plus en plus forts à mesure que les femmes atteignent des emplois à hautes responsabilités. Les autres prédictions de notre modèle sont quant à elles plus originales. Nous allons les illustrer en nous intéressant à l'impact de la mobilité sur les salaires et tenter de savoir si son rendement est comparable

---

<sup>15</sup>Voir Rosen (1986) pour un aperçu de la théorie des différences de salaires compensatrices.

pour les hommes et les femmes.

#### 4.2.2 Niveaux de salaires et mobilité

Notre modèle théorique offre trois prédictions concernant l'influence d'un changement d'employeur sur les niveaux de salaires : 1) le salaire moyen des « mobiles » devrait être inférieur à celui des « immobiles », à cause de leur moindre ancienneté dans l'emploi ; 2) parmi les individus n'ayant pas changé d'emploi, le signe de l'écart de salaire entre hommes et femmes est ambigu et dépend de la différence de fiabilité des signaux ; 3) cette ambiguïté se pose aussi parmi les mobiles. Le tableau 3.7 où sont reportés les salaires horaires moyens perçus en 1997 par les mobiles et immobiles, nous donne une première réponse à ces incertitudes théoriques.

	Ensemble	Hommes	Femmes
<b>Mobiles</b>	43.67	44.65	42.45
<b>Immobiles</b>	44.45	45.59	43.24

TABLEAU 3.7: SALAIRES HORAIRES MOYENS PERÇUS EN 1997

Nous trouvons que les jeunes qui sont restés avec le même employeur depuis leur premier emploi, gagnent, en moyenne, 1,80% de plus que les mobiles et que indépendamment de la catégorie considérée, les hommes bénéficient d'un avantage salarial par rapport aux femmes : de 5,18% chez les mobiles et de 5,43% chez les immobiles. Toutefois, ces écarts, qui nous permettraient d'éliminer trois des cinq cas de figure (colonnes 1, 4 et 5) du tableau 3.2, ne tiennent pas compte de l'hétérogénéité existante dans nos données entre sexes. C'est pourquoi, nous estimons de nouveau des équations de salaires afin d'obtenir des résultats plus robustes.

Pour tester si la mobilité a bien un effet négatif sur les salaires, la méthodologie la plus simple serait d'introduire dans l'équation des salaires de 1997, une variable dichotomique qui vaut 1 si l'individu a changé d'employeur et 0 sinon. Or, selon toute l'argumentation de notre modèle théorique, les changements d'emploi découlent d'un programme de maximisation individuelle des revenus et sont donc endogènes. Il nous faut donc « instrumenter »

la variable de mobilité afin d'éviter que nos résultats soient biaisés. Au lieu d'une simple dichotomique, nous introduisons dans l'équation de salaire la probabilité d'être mobile, estimée pour chaque individu à partir d'un modèle probit.

De même, pour mesurer les écarts de salaire existant entre sexes chez les mobiles et les immobiles, la procédure la plus évidente est d'effectuer des régressions séparées pour ces deux groupes et de capter les différences entre hommes et femmes par une variable indicatrice. Mais, ces estimations sont soumises au problème de biais de sélection, lié là encore à l'endogénéité entre la mobilité et les salaires. Nous y remédions par la méthode classique en deux étapes proposée par Heckman (1979) qui consiste à introduire dans les équations de salaire l'inverse du ratio de Mills, captant le biais de sélection et pouvant être estimé à partir du même modèle probit que précédemment. Le tableau 3.8 résume l'estimation probit de la probabilité de changer d'employeur entre le premier emploi et 1997 tandis que le tableau 3.9 présente les résultats de nos trois équations de salaire.

La spécification retenue pour le probit se justifie comme suit. D'après notre théorie, l'un des principaux déterminants de la mobilité est le salaire perçu au premier emploi. Plus celui-ci est faible, plus la qualité de l'appariement salarié - emploi est mauvaise et plus les jeunes sont incités à changer d'emploi. Néanmoins, pour éviter tout problème de biais lié à l'endogénéité entre la mobilité et les rémunérations, nous préférons utiliser un modèle d'estimation à forme réduite, où l'effet du salaire est représenté par l'intermédiaire de plusieurs explicatives (âge au premier emploi, heures de travail, type de contrat, profession, etc.).

Les résultats du tableau 3.8 sont conformes à nos attentes. La probabilité de changer d'employeur est légèrement plus élevée chez les hommes que chez les femmes, ce que montraient déjà les statistiques descriptives. L'influence négative de l'âge au premier emploi sur la mobilité s'explique en partie par l'effet indirect du salaire. Nous avons vu au tableau 3.5 que le salaire d'embauche était croissant avec l'âge ; il était donc prévisible que l'âge diminue la probabilité d'être mobile. Pour les mêmes raisons, les jeunes embauchés directement comme cadres à leur premier emploi sont plus incités à le garder. Néanmoins, pour les autres catégories socio-professionnelles, le meilleur moyen d'accéder à un poste de cadre semble être de changer d'entreprise. En revanche, les jeunes souhaitant obtenir un

Variabes	coefficient	chi-deux
constante	3.0432	(15.48)
sexe (homme=1)	0.2299	(3.84)
<b>Au premier emploi</b>		
âge	-0.0783	(8.79)
en couple	-0.0874	(0.49)
nbre d'enfants	0.0181	(0.01)
temps plein	0.6249	(2.82)
<i>Type de contrat</i>		
intérimaire	-0.7302	(16.77)
stagiaire	-1.0313	(34.48)
cdd	<i>Réf.</i>	(—)
cdi	-0.8959	(55.59)
autre	-3.2258	(72.65)
<i>Profession</i>		
ouvrier	-0.0852	(0.45)
employé	<i>Réf.</i>	(—)
cadre	-0.9539	(6.43)
autre	0.1849	(0.48)
<b>en 1997</b>		
cadre	1.0656	(12.59)
temps plein	-0.3900	(5.47)
naissance depuis le premier emploi	-0.5863	(15.32)
log-vraisemblance	-427.15	
N	1 008	

TABLEAU 3.8: ESTIMATION PROBIT DE LA PROBABILITÉ DE CHANGER D'EMPLOI

emploi à temps plein en 1997 ont, eux, plutôt intérêt à rester avec le même employeur.

La nature du contrat d'embauche à l'entrée du marché du travail est bien évidemment un facteur prépondérant de la mobilité. Nous trouvons que les intérimaires et les jeunes en contrat à durée déterminée changent plus fréquemment d'employeurs que les jeunes en contrat à durée indéterminée. Ce phénomène tient à la définition même et à la durée des contrats. Mais il s'explique aussi par le fait que beaucoup de jeunes en emploi précaire quittent leur entreprise initiale, avant le terme de leur contrat, afin d'intégrer un emploi stable.

Enfin, bien que notre échantillon ne soit constitué que d'individus n'interrompant pas

leur carrière, les nouvelles naissances entre le premier emploi et 1997 augmentent fortement la probabilité d'être mobile. Une partie des jeunes parents sont incités à rechercher des nouveaux emplois plus adaptés à leurs exigences familiales. Les hommes changeront d'entreprise afin, par exemple, d'obtenir des emplois plus stables et plus rémunérateurs alors que certaines femmes seront amenées à le faire afin de mieux concilier vie professionnelle et vie familiale. Ces dernières pourront, par exemple, changer pour un emploi avec des horaires plus flexibles ou plus compatibles avec les horaires de garderie.

Ce probit nous permet surtout d'estimer la probabilité individuelle de changer d'employeur et l'inverse du ratio de Mills, qui vont respectivement nous servir à « instrumenter » la mobilité et à corriger les éventuels biais de sélection endogène. Les résultats de nos équations de salaire, estimées à l'aide de ces outils, sont présentés dans le tableau 3.9.

Par rapport à notre première régression sur les salaires de 1997 [tableau 3.6], les coefficients associés aux variables de capital humain, de profession, de type de contrat ou d'entreprise sont peu modifiés et donc nous ne reviendrons pas sur leur interprétation. Quand nous intégrons la probabilité estimée de changer d'employeur [1ère colonne], elle est significativement négative. Les mobiles gagneraient, en moyenne, 8,89% de moins que les immobiles. Cet écart de salaire est bien à relier à la moindre ancienneté des mobiles dans leur emploi, comme le prédit notre modèle. En effet, une fois l'ancienneté prise en compte, la mobilité n'est plus statistiquement significative.

Les deuxième et troisième colonnes du tableau 3.9 nous apprennent que l'écart de salaire entre sexes serait de 16,4% parmi les « immobiles » et de 24,3% parmi les individus ayant changé d'employeur. La mobilité inter-entreprise serait donc plus rentable pour les hommes que pour les femmes. En revanche, la constance dans le premier emploi n'est pas mieux récompensée chez les femmes. Ce dernier résultat est contradictoire avec l'une des conclusions du modèle original de Oettinger (1996). Comme nous le laissons entendre à la fin de notre présentation théorique, la condition  $k \leq k_A$  n'est pas vérifiée. Notre extension trouve ainsi toute sa légitimité lorsque l'on applique le modèle aux différences entre sexes.

Seuls deux cas de figure [colonnes 2 et 3] du tableau 3.2 sont compatibles avec ces premières observations empiriques :  $k_A \leq k \leq k_E$  et  $k_E \leq k \leq k_B$ . Ils se distinguent uniquement par leur prédiction sur les rendements de l'ancienneté. Nous allons donc essayer

variables	Ensemble		Immobiles		Mobiles	
	coefficient	t-stat	coefficient	t-stat	coefficient	t-stat
constante	3.47682	(66.36)	3.68844	(38.22)	3.37890	(18.43)
sexe (homme=1)	0.09059	(2.26)	<b>0.16388</b>	(1.96)	<b>0.24337</b>	(2.19)
en couple	0.09100	(4.43)	0.06158	(1.98)	0.11770	(1.95)
nbre d'enfants	-0.03687	(-1.68)	-0.05083	(-1.95)	-0.02988	(-0.53)
<b>Diplôme</b>						
aucun	-0.21382	(-4.07)	-0.38861	(-3.90)	-0.15724	(-2.84)
aucun*sexe	0.08759	(1.29)	0.30739	(2.49)	0.01848	(2.06)
cap,bep	-0.11960	(-3.22)	-0.15308	(-2.65)	-0.17466	(-2.83)
cap, bep*sexe	-0.01169	(-0.23)	0.05587	(0.71)	0.14703	(2.30)
baccalaureat	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)
bac+2	0.01830	(0.47)	0.02947	(0.49)	-0.05300	(-0.48)
bac+2*sexe	0.08590	(1.45)	-0.01257	(-0.16)	0.09835	(0.69)
diplôme supérieur	0.19803	(3.99)	0.10562	(2.16)	0.26446	(2.06)
diplôme supérieur * sexe	0.00342	(0.05)	-0.02068	(-0.24)	-0.14881	(-0.66)
temps plein	0.02748	(0.89)	-0.02865	(-0.45)	0.08937	(0.89)
<b>Type de contrat</b>						
intérimaire	0.05876	(1.15)	0.04070	(0.41)	-0.01715	(-0.11)
stagiaire	-0.04535	(-0.88)	-0.19699	(-1.83)	0.12701	(0.76)
cdd	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)
cdi	0.14508	(4.57)	0.05278	(0.82)	0.22629	(1.95)
<b>Profession</b>						
ouvrier	-0.04319	(-1.61)	-0.07695	(-1.67)	-0.01417	(-0.20)
employé	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)
cadre	0.27072	(6.21)	0.13576	(2.52)	0.24440	(1.98)
autre	-0.16571	(-2.10)	-0.16201	(-1.02)	-0.15277	(-0.50)
<b>Nombre de salariés</b>						
moins de 10	-0.09425	(-3.75)	-0.10165	(-2.37)	-0.22638	(-2.54)
de 10 à 49	-0.03933	(-1.54)	-0.02663	(-0.65)	0.04377	(0.76)
de 50 à 99	-0.05352	(-1.35)	-0.02364	(-0.46)	-0.04736	(-0.277)
plus de 100	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)
expérience	0.03787	(5.19)	—	(—)	0.07414	(1.20)
expérience*sexe	—	(—)	—	(—)	-0.04809	(-1.05)
ancienneté	—	(—)	0.06878	(4.50)	-0.00226	(-0.04)
ancienneté*sexe	—	(—)	-0.02724	(-1.35)	-0.02629	(0.12)
inverse du ratio de Mills	—	(—)	-0.01254	(-0.86)	-0.02581	(-0.54)
Probabilité d'être mobile	<b>-0.08892</b>	(-2.11)	—	(—)	—	(—)
$R^2$	0.371		0.210		0.217	
$N$	1 004		718		286	

TABLEAU 3.9: RÉGRESSIONS SUR LES SALAIRES DE 1997 EN FONCTION DE LA MOBILITÉ

de trancher entre les deux en examinant cette question.

Pour traiter de l'ancienneté, nous nous restreindrons aux individus n'ayant pas changé d'emploi afin de limiter les erreurs de mesure liées à cette variable. Tout d'abord, nous pouvons vérifier à partir de l'équation de salaire des « immobiles » que l'ancienneté a un rendement positif, comme suggéré dans notre section théorique. Rappelons qu'effectivement selon notre modèle, les salaires ont tendance à augmenter avec l'ancienneté car les employés qui restent dans leur emploi sont les mieux appariés et donc les plus productifs<sup>16</sup>.

Il existe cependant des théories alternatives offrant la même prédiction de croissance des salaires avec l'ancienneté. Par exemple, les théories du capital humain spécifique et du salaire d'efficience [Lazear (1981)] prônent l'existence de contrats implicites selon lesquels le salaire augmente avec le temps passé dans l'emploi afin de fournir des incitatifs appropriés à l'égard de la mobilité et/ou de l'effort. Toutefois, Abraham & Farber (1987) montrent qu'une proportion importante du rendement estimé de l'ancienneté est, en général, à relier à la qualité des appariements et peut donc s'interpréter selon l'argumentaire de notre modèle.

La variable croisée entre l'ancienneté et le sexe nous indique que les femmes valorisent mieux leurs années passées dans leur emploi actuel que les hommes, même si cet écart n'est pas significatif. Or, dans l'équation de salaire présentée au tableau 3.9, nous imposons que l'effet de toutes les variables hormis les diplômes et l'ancienneté est identique pour les hommes et les femmes, ce qui n'est pas forcément très réaliste. Pour tester plus rigoureusement la différence de rentabilité de l'ancienneté, nous préférons effectuer des régressions séparées pour les hommes immobiles et les femmes immobiles<sup>17</sup> et comparer statistiquement les deux coefficients associés à l'ancienneté.

Les équations séparées confirment que les femmes ont une plus forte rentabilité de leur ancienneté et ce d'environ 4,81% par rapport aux hommes<sup>18</sup>. En outre, le test du chi-deux

---

<sup>16</sup>Cette relation entre ancienneté et qualité des appariements est aussi examinée dans Burdett (1978), Mortensen (1978), Jovanovic (1979b) et Topel (1986).

<sup>17</sup>De nouveau, nous avons recours à la méthode d'Heckman (1979) en deux étapes. Nous estimons pour chaque sexe, un probit expliquant la probabilité de changer d'emploi et nous nous en servons pour calculer l'inverse du ratio de Mills que nous intégrons dans les équations de salaire.

<sup>18</sup>Le coefficient associé à l'ancienneté dans la régression des femmes immobiles est égal à 0.0754 contre

utilisé pour comparer les rendements entre sexes conclut à la significativité de cet écart : la statistique de test calculée est égale à 95.4 pour un chi-deux théorique de 3.84 au seuil de 5%. D'ailleurs, ce résultat de rendements de l'ancienneté plus élevés chez les femmes que chez les hommes est assez courant dans la littérature empirique [voir Hersch & Reagan (1997) pour un résumé des travaux sur la question].

Le cas de figure  $k_A \leq k \leq k_E$  serait donc à privilégier ; il est le seul cohérent avec tous les résultats précédents sur les niveaux de salaires. Il nous reste, toutefois, à vérifier que ses prédictions théoriques sur les gains salariaux sont aussi valides empiriquement.

#### 4.2.3 Progression salariale et mobilité

Notre modèle théorique offre trois prédictions sur la progression salariale, similaires à celles sur les niveaux de rémunération : 1) la croissance salariale des « mobiles », est, en moyenne, supérieure à celle des « immobiles » ; 2) parmi les individus ayant changé d'employeur, les femmes ont une progression salariale moins importante que leurs homologues masculins ; 3) pour les immobiles, le signe de la différence de croissance salariale entre hommes et femmes est ambigu. Mais selon le cas particulier qui nous intéresse ( $k_A \leq k \leq k_E$ ), cet écart devrait être à l'avantage des femmes. Pour tester ces affirmations empiriquement, nous avons recours aux mêmes procédures économétriques que précédemment. Nous estimons trois équations de salaires, cette fois-ci pris en différence<sup>19</sup>. La première sur l'ensemble des travailleurs intègre la probabilité estimée de changer d'emploi et les deux autres distinguent les immobiles des mobiles et donc introduisent l'inverse du ratio de Mills pour corriger les éventuels biais de sélection. Les résultats de ces régressions sont présentés au tableau 3.10.

Il est à signaler que nous avons retenu comme déterminants de la croissance salariale, le sexe, l'ancienneté, l'expérience, le nombre d'enfants nés entre le premier emploi et 1997 ainsi que les changements intervenus entre ces deux dates dans le statut matrimonial et le temps de travail. Nous n'avons pas inclus comme explicatives les modifications de contrats,

0.0273 chez les hommes immobiles.

<sup>19</sup>La variable dépendante est la différence entre le log du salaire en 1997 et le log du salaire au premier emploi.

variables	Ensemble		Immobiles		Mobiles	
	coefficient	t-stat	coefficient	t-stat	coefficient	t-stat
constante	-0.03079	(-0.66)	0.07994	(1.58)	0.04109	(0.36)
sexe (homme=1)	0.06827	(1.19)	<b>-0.06860</b>	(-1.30)	<b>0.13959</b>	(1.22)
naissances	-0.07794	(-1.97)	-0.09365	(-1.95)	-0.12700	(-2.32)
<b>Statut matrimonial</b>						
célibataire → célibataire	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)
célibataire → couple	0.01108	(0.32)	-0.00904	(-0.20)	-0.00732	(-0.10)
couple → couple	0.04000	(1.28)	0.13747	(0.40)	0.13117	(1.75)
couple → célibataire	-0.06989	(-0.53)	-0.21458	(-2.86)	0.02768	(0.42)
<b>Temps de travail</b>						
tps plein → tps plein	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)	<i>Réf.</i>	(—)
tps plein → tps partiel	-0.17290	(-1.68)	-0.30856	(-1.22)	<b>0.32371</b>	(1.01)
tps partiel → tps plein	0.11601	(1.28)	0.53702	(2.33)	-0.49446	(-1.61)
tps partiel → tps partiel	-0.03640	(-0.79)	0.023439	(0.53)	-0.08792	(-1.03)
variation dans les heures	-0.01539	(-3.11)	-0.03630	(-2.56)	0.01425	(0.85)
expérience	-0.00186	(-0.10)	—	(—)	-0.00811	(-0.26)
expérience*sexe	-0.01962	(-0.82)	—	(—)	-0.06527	(-1.56)
ancienneté	0.07562	(4.24)	0.04542	(2.75)	0.05153	(1.64)
ancienneté*sexe	0.01723	(0.75)	0.02789	(1.29)	0.08454	(1.36)
inverse du ratio de Mills	—	(—)	-0.03769	(-2.68)	-0.01941	(-0.19)
Probabilité d'être mobile	<b>0.13135</b>	(2.19)	—	(—)	—	(—)
$R^2$	0.089		0.084		0.076	
$N$	1 004		718		286	

TABLEAU 3.10: RÉGRESSIONS SUR LES VARIATIONS DE SALAIRE, EN FONCTION DE LA MOBILITÉ

de profession ou de taille d'entreprise, car ces variables sont probablement endogènes au même titre que la mobilité. En effet, de nombreux jeunes décident de quitter leur premier emploi dans le but d'obtenir un emploi moins précaire ou d'accéder à un poste à plus hautes responsabilités.

Selon le tableau 3.10, trois principaux facteurs influencent la progression salariale. La naissance d'enfants et l'augmentation des heures travaillées la diminue, alors que les salariés les plus anciens dans leur emploi bénéficient d'une croissance plus soutenue de leurs rémunérations. Le plus intéressant est que les coefficients associés à la mobilité et au sexe ont les signes prédits par notre modèle théorique. La progression salariale des « mobiles » serait plus forte (significativement) que celle des « immobiles » d'environ 13%. Parmi les indivi-

dus n'ayant pas changé d'employeur, les hommes ont connu, en moyenne, une croissance de leurs rémunérations plus marquée que les femmes et inversement parmi les immobiles, comme le suggère notre cas particulier.

Toutefois, ces écarts entre sexes ne sont pas statistiquement significatifs. Cette non-significativité peut s'expliquer par le faible pouvoir explicatif de notre spécification économétrique. En effet, nous ne disposons que d'un ensemble très restreint de variables exogènes pour estimer les variations de salaires, d'où sans doute un manque de robustesse. Par ailleurs, il faut garder en tête que dans notre modèle, ce sont les différences de fiabilité dans les signaux de productivité qui sont à l'origine des écarts de croissance salariale entre sexes. Si ces premières sont faibles, il se peut que la progression salariale des hommes et des femmes soient vraiment très proches. Notre modèle ne nous assure pas la significativité des écarts, mais il nous renseigne sur leur signe. Ainsi, nos résultats sur les variations de salaire sont, dans leur ensemble, cohérents avec notre exposé théorique et plus particulièrement avec le cas  $k_A \leq k \leq k_E$ .

De manière générale, nos investigations empiriques valident notre modèle. Ses prédictions catégoriques telles que l'émergence d'un écart de salaire entre sexes ou l'influence négative de la mobilité sur les niveaux de rémunérations mais positive sur leur croissance, ont été corroborées par nos données. En outre, seul un des cas de figure du tableau 3.2 est compatible avec nos observations. Mais en revanche, toutes les conclusions avancées pour ce cas précis,  $k_A \leq k \leq k_E$ , sont vérifiées. Pour l'analyse des différences entre sexes, notre extension théorique paraît donc non seulement légitime puisque certains résultats de Oettinger (1996) sont remis en cause empiriquement mais aussi robuste.

Ce chapitre propose une modélisation des débuts de carrière et des écarts salariaux hommes/femmes qui intègre des éléments de la théorie de l'appariement et de la discrimination statistique. Deux hypothèses simples permettent d'expliquer les inégalités entre sexes : un écart de fiabilité des signaux qui perdure malgré le mécanisme de révélation de la productivité. L'avantage de notre modèle est qu'il génère de nombreuses prédictions théoriques testables empiriquement. Seuls trois précédentes études [Oettinger (1996), Altonji & Pierret (1997) et Neumark (1999)] avaient vérifié la validité empirique de la théorie de la discrimination statistique de type Phelps. Notre analyse économétrique permet aussi

de préciser notre tour d'horizon sur les inégalités salariales hommes/femmes en début de carrière et sur les différences de rentabilité de la mobilité en France.

Les résultats obtenus à partir des données l'*Enquête Jeunes-Carières 1997* sont cohérents avec l'ensemble des conclusions de notre modèle. Nous trouvons que même si à leur entrée sur le marché du travail, les hommes et les femmes gagnent en moyenne des salaires identiques, un écart significatif et à l'avantage des hommes apparaît après seulement quelques années de vie active. En outre, la rentabilité de la mobilité est plus faible chez les femmes que chez les hommes alors que l'inverse est vrai pour l'ancienneté.

Néanmoins la portée de notre modèle se limite à l'explication des différences hommes-femmes durant les premières années de vie active car il néglige la question de l'attachement au marché du travail qui devient cruciale pour des populations plus âgées. Pour traiter des différences entre sexes après dix ou quinze ans de carrières, il est indispensable de modéliser en plus les retraits du marché du travail et les décisions d'investissement en capital humain spécifique. Ces éléments sont pris en compte dans notre deuxième modèle théorique présenté au chapitre suivant.

## CHAPITRE 4

---

### Un modèle dynamique d'évolution différenciée des carrières hommes/femmes

---

Les deux principales limites des modèles de discrimination statistique fondés sur les mesures de productivité, y compris dans leurs versions les plus récentes, est qu'ils sont pour la plupart statiques – à l'exception de celui de Oettinger (1996)– et qu'ils négligent les problèmes d'attachement au marché du travail, à notre avis primordial. En effet, les différences de participation au marché du travail, entre hommes et femmes, peuvent se traduire par des écarts d'investissements en capital humain et indirectement par des différentiels de productivités, qui pourraient être au cœur des écarts de salaire entre les deux groupes. D'ailleurs, les modèles récents du deuxième courant de discrimination statistique [Lazear & Rosen (1990), Barron et al. (1993), Song (2001)] prennent cette idée comme point de départ de leur théorie.

En outre, à cause de leur caractère statique, les modèles de discrimination à la Phelps n'offrent aucune conclusion sur les différences de croissance salariale entre sexes. Or, empiriquement, nous observons que les écarts de salaire entre hommes et femmes ont tendance à se creuser au fur et à mesure des déroulements des carrières [Loprest (1992), LeMinez & Roux (2002)].

Notre modèle essaie de combler ces lacunes. Il se rattache, d'une part aux modèles de capital humain spécifique, et d'autre part aux deux courants de l'approche de la discrimination statistique, dans un cadre dynamique. C'est par l'interaction de ces deux types de

modèle qu'on peut le mieux, nous semble-t-il, expliquer l'évolution différenciée des carrières hommes/femmes et l'accroissement des écarts de salaires entre ceux-ci.

Comme les modèles traditionnels de capital humain [Mincer & Polachek (1974, 1978)], nous faisons l'hypothèse que chaque salarié a la possibilité d'effectuer des formations en entreprise et qu'il s'y impliquera plus ou moins selon son attachement au marché du travail. Les individus avec le moins d'opportunités en dehors du marché du travail et donc les plus susceptibles d'avoir une carrière continue, ont plus de chances de valoriser leur formation et donc s'y investissent davantage. Nous considérons que les investissements en capital humain antérieurs au marché du travail sont exogènes et que les formations ensuite proposées aux salariés sont spécifiques à l'entreprise. C'est pourquoi, nous nous baserons sur les concepts des modèles de capital humain spécifique [Hashimoto (1981), Kato (1991)] mais les profils salariaux seront déterminés par un lissage de l'ensemble des coûts de formation, incluant une sorte de coût d'assurance contre les retraits du marché du travail.

A l'image des modèles standards de discrimination statistique de type Phelps, nous supposons que les hommes et les femmes ont des distributions de productivités initiales similaires mais qu'une plus forte incertitude entoure la mesure de productivité des femmes. Ainsi, selon les fondements de ces modèles, les employeurs vont moins tenir compte des signaux de productivité individuelle dans la détermination des salaires féminins, à cause de leur manque de fiabilité et vont donc offrir des profils de salaires différents aux deux sexes. Or, sous ces seules hypothèses, Phelps (1972) concluait à l'égalité des salaires moyens des hommes et des femmes ce qui n'est pas concordant avec les observations empiriques.

C'est pourquoi, nous avons, de plus, retenu un aspect séduisant des formalisations plus avancées de Lundberg & Startz (1983) et Brinch (1999) : les investissements en capital humain et les salaires sont considérés comme des variables endogènes. Au vu des rendements anticipés de la formation en termes de salaires, chaque individu va choisir l'ampleur de son investissement. Contrairement à Lundberg & Startz (1983), nous supposons que les formations proposées aux salariés sont spécifiques à l'entreprise et ne peuvent être mises en pratique et valorisées qu'après la fin de l'apprentissage. D'où la nécessité de se placer dans un cadre dynamique qui distinguera la période de formation et la période de rentabilisation des investissements. Sur ce point, et sur la prise en compte des différences d'attachement

au marché du travail entre sexes, nous nous rapprochons des modèles de discrimination statistique du deuxième courant.

Nous montrerons que notre modèle conduit aux prédictions suivantes : les employeurs réagissent, de façon rationnelle, à la plus grande incertitude entourant la productivité féminine, en offrant aux hommes et aux femmes des profils salariaux distincts. Comme les investissements en formation en entreprise ont des rendements plus faibles pour les femmes, ces dernières investissent moins en capital humain spécifique, ce qui crée au final des écarts de productivités entre les deux sexes. En conséquence, les femmes perçoivent des salaires, en moyenne, plus faibles que les hommes et elles ont une croissance salariale moins importante que leurs homologues masculins.

La nouveauté de notre modèle est bien la combinaison des deux branches théoriques de discrimination statistique à la Phelps et capital humain spécifique. L'avantage est alors de prendre en compte à la fois les caractéristiques de l'offre et de la demande du travail féminin. Il permet de faire le lien entre attachement au marché du travail, formation professionnelle et progression salariale et par là-même d'expliquer les inégalités de carrières entre sexes. En particulier, il offre un éclairage sur trois principaux faits stylisés, caractérisant la situation des femmes sur le marché du travail : leur surqualification par rapport aux emplois qu'elles occupent, leur moindre progression dans la hiérarchie et un écart de salaire entre sexes qui s'accroît au fur et à mesure du déroulement des carrières.

Nous commencerons par présenter la structure de notre modèle, en prenant un soin particulier à expliciter ses hypothèses. Ensuite, nous déterminerons les salaires et le niveau de formation d'équilibre, avant de voir les prédictions particulières de notre modélisation pour les écarts de salaire entre sexes. Nous finirons par comparer ces prédictions avec certains faits stylisés concernant la situation observée des femmes sur le marché du travail.

## **1 Structure du modèle**

Notre approche se base sur le modèle de Lundberg & Startz (1983) que nous modifions afin d'introduire les concepts de la théorie du capital humain spécifique, notamment le rôle

joué par l'attachement au marché du travail et le partage des coûts et des bénéfices des formations entre employeurs et employés. Sur ces derniers points, nous nous inspirons de l'exposé de Kuhn (1993).

### 1.1 Attachement au marché du travail et productivité

Nous considérons que chaque individu et chaque entreprise ont un horizon de vie infini. À la date  $t = 0$ , les agents sont embauchés et appariés à un emploi particulier dans une entreprise. Comme dans Kuhn (1993), il est supposé que leur période d'ancienneté au sein de leur emploi peut se décomposer en deux sous-périodes. Les nouveaux embauchés commencent par une période de « formation sur le tas », spécifique à l'emploi occupé, pour  $t \in [0, \Delta]$  et ensuite mettent en pratique ces enseignements durant la période « post-formation », c'est-à-dire pour  $t \in ]\Delta, \infty[$ .

La productivité d'un salarié au cours de la période « post-formation » est bien évidemment une fonction croissante de l'investissement en capital humain spécifique et est notée  $\theta(\cdot)$ . Contrairement à Kuhn (1993), nous spécifions une forme fonctionnelle pour la productivité, comme le font, en revanche, Lundberg & Startz (1983). Plus précisément, nous supposons que la productivité d'un salarié dans un emploi donné dépend à la fois de l'intensité de sa formation en entreprise,  $X_i$  et de son capital humain général  $a_i$ , mélange de capacités innées propres à chacun et d'investissements en formation antérieurs à l'entrée sur le marché du travail (scolarité) :

$$\theta(a_i, X_i) = a_i + bX_i. \quad (4.1)$$

Or, la formation en entreprise a un coût en termes de productivité puisque la formation sur le tas gaspille le temps de travail de ceux qui la suivent. En fait, les coûts total et marginal sont supposés croissants avec la formation suivie car nous considérons qu'un salarié doit consacrer de plus en plus de temps pour acquérir de nouvelles connaissances, qui deviennent de plus en plus pointues au fur et à mesure de la formation. Cette hypothèse reflétant les rendements décroissants des activités de formation est assez classique dans les modèles de capital humain spécifique [Hashimoto (1981), Lundberg & Startz (1983) par exemple]. Formellement, les fonctions de coûts ont pour expression :

$$C(X_i) = c^2 X_i^2 ; \quad C'(X_i) = 2c^2 X_i. \quad (4.2)$$

Il s'agit des gains et des coûts individuels de sorte que la productivité marginale nette individuelle est  $\theta(a_i, X_i) - C(X_i)$ . Mais on peut en outre supposer que la formation de l'individu  $i$  génère un surplus de productivité pour l'entreprise, qui passe par la formation informelle de subordonnés ou de collègues, consécutive à la formation de  $i$ . Ces externalités ont pour effet d'accroître pour l'entreprise la différence entre rendement et coût de la formation de  $i$ . On fait l'hypothèse que pour l'entreprise, la productivité marginale nette du salarié est égale à<sup>1</sup>  $\theta(a_i, X_i) - \sqrt{C(X_i)}$ ; cette réduction de coût mesure alors une anticipation de surplus de profit.

L'hypothèse que le coût de la formation est plus faible pour l'entreprise que pour le salarié peut aussi se justifier comme suit : durant les formations en entreprise, les travailleurs ne sont pas nécessairement remplacés et une partie de leur travail est quand même pris en charge par les autres travailleurs qui font un peu plus que leurs tâches habituelles durant cette période exceptionnelle, surtout s'ils savent qu'ils vont bénéficier d'une formation informelle ensuite. Cette justification est d'autant plus plausible qu'en France, les formations en entreprises sont assez courtes. Selon les données de l'enquête *Génération 92*, 40% des formations organisées par les entreprises dureraient moins de 40 heures et 80% moins de 300 heures. Michaudon (2000) trouve à partir de l'*Enquête Permanente sur les conditions de vie des ménages 1996-1998* que les trois quarts des formations duraient au maximum une semaine.

Enfin, nous supposons que la fonction de productivité  $\theta(\cdot)$  et la fonction associée aux coûts de formation  $C(\cdot)$  sont semblables pour les deux sexes. En revanche, les hommes et les femmes vont se différencier par leur attachement au marché du travail.

Nous introduisons la notion d'attachement au marché du travail dans notre modèle de la même façon que Kuhn (1993). L'idée générale est que les individus, avec un faible attachement au marché du travail, vont peu valoriser leur revenu salarial « post-formation » lors de leur prise de décision car il est probable qu'ils aient renoncé à toute activité rémunérée à cette période ou du moins qu'ils s'y impliquent peu.

Comme Lazear & Rosen (1990), Barron et al. (1993) ou Song (2001), nous faisons

---

<sup>1</sup>On suppose que  $C(X_i) > 1$ . Donc les externalités passent par une réduction du coût de la formation :  $\sqrt{C(X_i)} < C(X_i)$ .

l'hypothèse que les entreprises anticipent un moindre engagement des femmes, réel ou supposé, vis-à-vis du travail et donc considèrent qu'elles valorisent moins leurs revenus futurs que les hommes. Pour reprendre la terminologie de Kuhn (1993), les entreprises sont conscientes que les femmes vont recevoir, tout au long de leur carrière, et de façon continue, plus de demandes que les hommes pour l'utilisation de leur temps hors du marché du travail. Cette idée est conforme aux observations empiriques françaises (cf. chapitre 1). Comme nous l'avons déjà souligné, Glaude (1999) montre qu'environ 80% de la production domestique de base (entretien du foyer, soins et éducation des enfants, etc) est assumée par les femmes. Cette plus grande spécialisation dans l'activité domestique peut, par exemple, être attribuée à la rémanence d'attitudes et de mentalités qui tendent à cantonner les femmes dans certaines fonctions et à considérer certaines tâches comme leur incombant. En particulier, à la naissance d'enfants, ce sont majoritairement les femmes qui interrompent leur carrière ou diminuent leurs heures de travail si besoin est, pour s'en occuper. Au vu de cette répartition des activités entre sexes, il n'est pas étonnant que plus de femmes que d'hommes choisissent, à un moment donné, de renoncer au monde du travail rémunéré ou de moins s'y investir (refus des heures supplémentaires, mi-temps, etc).

A partir des hypothèses précédentes, Kuhn (1993) montre que du point de vue de l'entreprise, la valeur anticipée de la productivité nette d'un salarié, pour l'ensemble de sa carrière dépend de cette valorisation des revenus et a pour expression :

$$\bar{\theta}(a_i, X_i, D^s) = \underbrace{[\theta(a_i, X_i) - \sqrt{C(X_i)}]}_{\text{Productivité de 1ère période}}(1 - D^s) + \theta(a_i, X_i)D^s, \quad s \in \{f, h\} \quad (4.3)$$

où  $D^s$  est le poids relatif donné au revenu de la période « post-formation ». Elle tient compte des externalités de la formation en entreprise via  $\sqrt{C(X_i)}$ .

Selon notre argumentaire, plus un groupe a des opportunités hors du marché du travail, moins ses membres valorisent leurs revenus de seconde période, et plus  $D^s$  est faible. De façon plus précise, notre hypothèse de moindre attachement des femmes au marché du travail implique  $D^f < D^h$ . Il est à noter que dans sa présentation, Kuhn (1993) considère que les demandes reçues pour utiliser son temps hors du marché du travail ne peuvent être refusées et conduisent à des retraits irrévocables de l'activité rémunérée. Il montre alors que le coefficient de valorisation des revenus de seconde période,  $D^s$ , dépend directement du taux de retrait du marché du travail, qui n'est rien d'autre que le taux d'arrivée des

demandes<sup>2</sup>,  $v^s$ , :  $D^s = e^{-(r+v^s)\lambda}$ . Or, ces hypothèses nous paraissent quelque peu restrictives puisque beaucoup de femmes arrivent à concilier vie professionnelle et charges domestiques. C'est pourquoi, nous donnons ici une interprétation plus générale à  $D^s$ . Cette variable est influencée positivement par l'attachement au marché du travail, pris au sens large (participation à une activité rémunérée mais aussi heures travaillées, implications dans son travail, etc).

$\bar{\theta}$  peut s'interpréter comme la productivité moyenne nette du salarié durant sa carrière dans l'entreprise : il s'agit de sa productivité instantanée  $\theta$ , moins les coûts directs de la formation ( $\sqrt{C(X_i)}$ ), mais aussi les coûts indirects liés aux éventuels retraits du marché du travail, qui peuvent être vus comme des coûts d'assurance.

## 1.2 Profils salariaux et lissage des coûts de formation

Introduisons maintenant l'investissement en capital humain spécifique et examinons son impact sur les salaires. Suivant les théories classiques du capital humain spécifique<sup>3</sup>, nous faisons certaines hypothèses relatives au partage des coûts et des bénéfices de la formation en entreprise entre employeur et employé. Nous retiendrons ici les hypothèses de Kuhn (1993) bien que nous en suggérerons une interprétation différente.

Tout d'abord, le marché du travail est supposé être parfaitement concurrentiel *ex ante* de telle sorte que les entreprises auront des profits nuls à long terme. Elles assignent donc leurs emplois aux salariés afin de maximiser leur utilité anticipée, sous cette contrainte de profit nul. Vu différemment, cela signifie que les salariés recevront l'ensemble des bénéfices de l'investissement en capital humain spécifique, nets de tous les coûts engendrés, y compris le coût du risque supporté par l'entreprise quand elle transfère une partie des coûts directs de formation à la seconde période. En effet, comme dans tout modèle de capital humain spécifique, les profils salariaux ne correspondent pas à la productivité du salarié de chaque période. Mais transférer une part des coûts est risqué car le salarié peut démissionner. Nous supposons qu'il y a un lissage intertemporel des coûts entre les deux périodes selon une proportion  $\alpha$ ,  $\alpha \in [0, 1]$ . Plus précisément, selon l'interprétation de  $\bar{\theta}$

<sup>2</sup>Kuhn suppose que les demandes suivent un processus de Poisson avec un taux d'arrivée exogène,  $v^s$  par unité de temps.  $r$  représente le taux d'intérêt et  $\lambda$  est une constante.

<sup>3</sup>Pour l'intuition, voir Becker (1962) et Oi (1962) et pour une formalisation plus précise, voir par exemple, Mortensen (1978), Hashimoto (1981), Arnott & Stiglitz (1985) et Kato (1991).

évoquée précédemment,  $\theta - \bar{\theta}$  peut être vu comme l'ensemble des coûts pour l'entreprise de la formation suivie par son salarié.

En conséquence, l'ensemble des bénéfices, mais aussi des coûts sont supportés par le salarié.  $(1 - \alpha)$  représente la proportion des coûts que le salarié prend en charge à la seconde période. Ainsi, les salaires d'équilibre de seconde période  $w_{2i}^s$  ont pour expression :

$$\begin{aligned} w_{2i}^s &= \underbrace{\theta(a_i, X_i)}_{\text{productivité du salarié}} - \underbrace{(1 - \alpha) [\theta(a_i, X_i) - \bar{\theta}(a_i, X_i, D^s)]}_{\text{part des coûts de formation supportés par le salarié}} \\ \Leftrightarrow w_{2i}^s &= \alpha\theta(a_i, X_i) + (1 - \alpha) \bar{\theta}(a_i, X_i, D^s), \quad s \in \{f, h\}. \end{aligned} \quad (4.4)$$

Les salaires d'équilibre de première période sont, quant à eux, déterminés par la condition de nullité des profits découlant de l'hypothèse de marchés parfaitement concurrentiels *ex ante*. Nous détaillerons leur expression dans la section 2.

### 1.3 Information imparfaite sur les productivités individuelles

Dans la lignée des modèles de discrimination statistique, et notamment celui de Lundberg & Startz (1983), nous supposons que l'information dont disposent les employeurs sur les productivités individuelles est imparfaite. Comme nous l'avons mentionné précédemment, la productivité de chaque salarié dépend de son capital humain général,  $a_i$  et de ses investissements en formation spécifique,  $X_i$ . Cependant, les employeurs n'observent directement ni  $a_i$  ni  $X_i$ .

Les connaissances générales influençant la productivité des salariés dans leur emploi ne sont pas parfaitement observables. Par exemple, un employeur ne va avoir comme signal du capital humain général d'un individu que son niveau de diplôme ou son nombre d'années de scolarisation. Or ce ne sont pas les années d'études en elles-mêmes qui accroissent la productivité mais le montant effectivement appris à l'école et son adaptation aux problèmes de l'entreprise. D'où une imperfection sur la variable  $a_i$ . Toutefois, nous pouvons raisonnablement penser que les employeurs ont une certaine idée de la distribution des compétences générales au sein de la main d'œuvre. C'est pourquoi, nous faisons l'hypothèse que  $a_i \sim \mathcal{N}(\bar{a}, \sigma_a^2)$ .

En ce qui concerne l'imperfection d'information entourant la formation en entreprise,

cela mérite un peu plus d'explications. En effet, nous pouvons nous demander comment justifier qu'un employeur pourrait ne pas connaître avec certitude l'intensité de la formation suivie par ses salariés, surtout quand celle-ci est dispensée au sein de son entreprise. Mincer (1989) et Barron, Berger & Black (1997) nous apportent un élément de réponse. Ils mettent en évidence qu'une part prépondérante de la formation totale dispensée en entreprise est à caractère informel. Pour reprendre la terminologie de Destré, Lévy-Garboua & Sollogoub (2000), nous pouvons supposer qu'une partie du processus de formation s'effectue sous forme de « learning by watching », c'est-à-dire que les nouveaux arrivants dans l'entreprise apprennent sur le tas en regardant les plus anciens ou les plus qualifiés. L'autre composante de la formation informelle peut s'apparenter à du « learning by doing » : dans l'exercice de son activité, chaque individu fait une succession d'expériences uniques, mémorise les actes les plus efficaces et les reproduit jusqu'à ce que son expérience lui révèle une meilleure combinaison productive. C'est pourquoi, la majorité de la formation sur le tas n'est pas vraiment orchestrée par l'entreprise et donc échappe à son contrôle. D'ailleurs, Barron, Black & Loewenstein (1989) estiment qu'aux Etats-Unis, 96% de la formation sur le tas durant les trois mois suivant l'embauche était dispensée de manière informelle par le personnel de l'entreprise et qu'environ un tiers était du type « learning by watching ».

Selon nos hypothèses, les employeurs connaissent la distribution des investissements en capital humain et la productivité d'un « salarié moyen » mais sont incapables de prédire avec exactitude la productivité d'un salarié particulier à partir des signaux qu'ils reçoivent. Par conséquent, ils ne disposent que d'une mesure imprécise,  $T_i$  de la productivité marginale de chaque salarié. Plus précisément, nous avons :

$$\begin{aligned} T_i &= (a_i + u_i) + b(X_i + v_i) \\ &= \theta(a_i, X_i) + \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (4.5)$$

avec  $\varepsilon_i = u_i + bv_i$  et où  $(a_i, \varepsilon_i)$  suivent une loi normale bivariée

$$\begin{pmatrix} a_i \\ \varepsilon_i \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[ \begin{pmatrix} \bar{a} \\ \bar{\varepsilon} \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_a^2 & \sigma_{\varepsilon a} \\ \sigma_{\varepsilon a} & \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix} \right]. \quad (4.6)$$

Afin que notre modèle soit le plus général possible, nous permettons que  $a_i$  et  $\varepsilon_i$  puissent être corrélés, même si cette hypothèse n'est pas cruciale. Il est vrai que nous pouvons imaginer que les employeurs anticipent mieux la productivité des salariés les plus qualifiés

(c'est-à-dire avec un  $a_i$  élevé) car l'acquisition de compétences se fait par un processus de sélection qui rend la population à forte qualification plus homogène en termes de productivité. Par ailleurs, le cas le plus probable est que  $\bar{\varepsilon}$  soit nul, c'est-à-dire que  $\bar{T}$  soit un indicateur sans biais de la productivité du salarié moyen.

En outre, nous supposons que les hommes et les femmes ont les mêmes distributions de capital humain général. Ils ont des qualifications, en moyenne, identiques ( $\bar{a}^f = \bar{a}^h$ ) et de même hétérogénéité ( $\sigma_{a^f}^2 = \sigma_{a^h}^2$ )<sup>4</sup>.

Enfin, nous adoptons l'hypothèse centrale des modèles standards de discrimination statistique basée sur l'imperfection des mesures de productivité, en considérant que l'incertitude entourant la productivité des femmes est plus importante que celle affectant les hommes. En d'autres termes, la mesure de la productivité,  $T_i$ , est supposée moins fiable pour les femmes. Formellement, nous imposons  $\sigma_{\varepsilon^f}^2 > \sigma_{\varepsilon^h}^2$ .

Cette inégalité est une des conséquences de l'hypothèse de moindre attachement des femmes au marché du travail. Comme nous l'avons déjà expliqué, la formation en entreprise est constituée d'une partie formelle (stages proposés par les entreprises) en proportion  $\gamma$  et d'une partie informelle, en proportion  $(1 - \gamma)$  :  $X_i = \gamma F_i + (1 - \gamma) I_i$ . Or, les employeurs se prémunissent du plus fort risque de démission et de moindre investissement dans leur carrière des femmes, réel ou supposé, en leur proposant moins souvent que les hommes, de suivre des programmes de formation continue. Ainsi, le caractère informel est dominant dans les formations dispensées aux femmes par rapport à celles offertes aux hommes ( $\gamma^f < \gamma^h$ ). C'est pourquoi il est plus difficile de mesurer avec précision la productivité féminine.

Maintenant que le cadre du modèle est posé, nous allons déterminer les salaires d'équilibre et le niveau optimal de formation en entreprise suivi par chaque salarié et comparer la situation des hommes et des femmes.

---

<sup>4</sup>Ces hypothèses sont conformes avec nos données de l'*Enquête Emploi 1997*, si nous considérons que la distribution de capital humain général est principalement générée par celle des années de scolarité. Parmi les individus qui occupaient un emploi en 1997, les hommes et les femmes avaient effectivement, en moyenne, le même nombre d'années d'études à leur actif (plus précisément 13,52 années pour les hommes et 13,54 pour les femmes) et les variances de leur distribution de qualifications étaient quasiment identiques (écart-type de 3,18 pour les hommes et de 3,09 pour les femmes).

## 2 Salaires d'équilibre et niveau optimal de formation

Dans notre modèle, les investissements en capital humain général (capacités innées et scolarité) sont considérés comme exogènes. En revanche, les décisions individuelles de formation en entreprise sont influencées par leurs rendements anticipés sur le marché du travail. Les salariés vont donc peser les coûts de la formation contre la perspective de salaires plus élevés. Or, à cause de l'imperfection d'information, asymétrique entre hommes et femmes, les rendements anticipés de la formation diffèrent entre sexes. En conséquence, les hommes et les femmes ne vont pas avoir les mêmes incitations à s'investir dans la formation sur le tas ce qui mène finalement à des différences dans les productivités moyennes et à des écarts de salaire.

Ce raisonnement va être développé en caractérisant explicitement le niveau de formation et les salaires d'équilibre, à partir desquels nous effectuerons des statistiques comparatives entre hommes et femmes.

### 2.1 Caractérisation de l'équilibre

L'équilibre va être déterminé par les comportements d'optimisation des employés et des employeurs. D'un côté, les salariés, qui connaissent les coûts et les rendements marginaux de la formation en entreprise (les paramètres  $b$  et  $c$  sont de connaissance commune), maximisent leurs rémunérations nettes. D'un autre côté, les entreprises, en situation de concurrence, maximisent leur profit en offrant des salaires qui reflètent la productivité anticipée des salariés. Or, à cause de l'imperfection d'information entourant la productivité, l'entreprise ne peut établir ses salaires que conditionnellement à l'information disponible.

Lundberg & Startz (1983) ont montré que dans ce contexte, il existe un équilibre linéaire à anticipations rationnelles pour les salaires et les investissements en formation spécifique. A cet équilibre, les salariés décident de leur niveau optimal de formation en fonction des profils de salaires proposés, et les entreprises décident des rémunérations à offrir à partir de la distribution jointe du capital humain général et de la mesure de la productivité.

Afin d'obtenir des formes explicites pour les salaires, nous reprenons donc la solution – technique – suggérée par Lundberg & Startz (1983). Nous écrivons l'investissement optimal

en formation comme une fonction linéaire des caractéristiques des salariés :

$$X_i = \rho_0 + \rho_a a_i + \rho_\varepsilon \varepsilon_i. \quad (4.7)$$

Les propriétés de la solution ainsi obtenue ont l'avantage de nous permettre de caractériser complètement l'équilibre.

### 2.1.1 Le programme de l'entreprise

Le problème de l'entreprise est d'établir les profils de salaires des deux sexes à partir des mesures de productivité individuelle,  $T_i$ . Les salaires de deuxième période sont déterminés comme suit :

$$w_{2i}^s = \mathbb{E}[\alpha \theta(a_i, X_i) + (1 - \alpha) \bar{\theta}(a_i, X_i, D^s) | T_i]. \quad (4.8)$$

En utilisant la définition de la valeur anticipée de la productivité nette des salariés pour l'ensemble de leur carrière [équation (4.3)], nous obtenons :

$$w_{2i}^s = \mathbb{E}[\theta(a_i, X_i) - (1 - \alpha)(1 - D^s) \sqrt{C(X_i)} | T_i],$$

qui devient avec (4.2) et  $\theta(a_i, X_i) = T_i - \varepsilon_i$ , issu de l'équation (4.5) :

$$w_{2i}^s = T_i - \mathbb{E}(\varepsilon_i | T_i) - (1 - \alpha)(1 - D^s) c \mathbb{E}(X_i | T_i). \quad (4.9)$$

Pour solutionner explicitement les salaires de la période « post-formation », nous devons calculer les espérances conditionnelles  $\mathbb{E}(\varepsilon_i | T_i)$  et  $\mathbb{E}(X_i | T_i)$ . Pour ce faire, il nous faut revenir sur les propriétés de ces variables aléatoires. D'après les équations (4.1), (4.5) et (4.7), la mesure de la productivité est une fonction linéaire de variables normales et est donc elle-même distribuée normalement :

$$T_i = b\rho_0 + (1 + b\rho_a)a_i + (1 + b\rho_\varepsilon)\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(\bar{T}, \sigma_T^2),$$

où  $\bar{T} = b\rho_0 + (1 + b\rho_a)\bar{a} + (1 + b\rho_\varepsilon)\bar{\varepsilon}$  et  $\sigma_T^2 = (1 + b\rho_a)^2\sigma_a^2 + (1 + b\rho_\varepsilon)^2\sigma_\varepsilon^2 + 2(1 + b\rho_a)(1 + b\rho_\varepsilon)\sigma_{\varepsilon a}$ .

Par ailleurs,  $(T_i, \varepsilon_i)$  suit une loi normale bivariée avec un coefficient de corrélation égal à  $[(1 + b\rho_\varepsilon)\sigma_\varepsilon^2 + (1 + b\rho_a)\sigma_{\varepsilon a}] / \sigma_T^2$  et  $(T_i, a_i)$  suit une loi normale jointe bivariée avec comme coefficient de corrélation  $[(1 + b\rho_a)\sigma_a^2 + (1 + b\rho_\varepsilon)\sigma_{\varepsilon a}] / \sigma_T^2$ . Pour trouver, les expressions

des espérances conditionnelles  $\mathbb{E}(\varepsilon_i|T_i)$ ,  $\mathbb{E}(a_i|T_i)$  et  $\mathbb{E}(X_i|T_i)$ , nous appliquons le résultat statistique énoncé à la page 136 et obtenons :

$$\mathbb{E}(\varepsilon_i|T_i) = \bar{\varepsilon} + \frac{(1 + b\rho_\varepsilon)\sigma_{\varepsilon^s}^2 + (1 + b\rho_a)\sigma_{\varepsilon a}}{\sigma_T^2} (T_i - \bar{T}) = \bar{\varepsilon} + (1 - \beta_\varepsilon^s)(T_i - \bar{T}), \quad (4.10)$$

$$\mathbb{E}(a_i|T_i) = \bar{a} + \frac{(1 + b\rho_a)\sigma_a^2 + (1 + b\rho_\varepsilon)\sigma_{\varepsilon a}}{\sigma_T^2} (T_i - \bar{T}) = \bar{a} + (1 - \beta_a^s)(T_i - \bar{T}), \quad (4.11)$$

$$\mathbb{E}(X_i|T_i) = E \left[ \frac{T_i - a_i - \varepsilon_i}{b} | T_i \right] = \frac{1}{b} [\bar{T} - \bar{a} - \bar{\varepsilon} + (\beta_\varepsilon^s + \beta_a^s - 1)(T_i - \bar{T})]. \quad (4.12)$$

Par commodité de présentation, nous notons les coefficients de  $T_i$  dans les équations (4.10) et (4.11) respectivement  $(1 - \beta_\varepsilon^s)$  et  $(1 - \beta_a^s)$ . D'après (4.9), nous obtenons finalement les salaires de deuxième période :

$$w_{2i}^s = \bar{T} - \bar{\varepsilon} + \beta_\varepsilon^s(T_i - \bar{T}) - (1 - \alpha)(1 - D^s) \frac{c}{b} [\bar{T} - \bar{a} - \bar{\varepsilon} + (\beta_a^s + \beta_\varepsilon^s - 1)(T_i - \bar{T})]. \quad (4.13)$$

Nous reviendrons dans un instant sur l'interprétation de cette formule. En particulier, nous verrons qu'elle peut se réécrire comme une fonction de la productivité moyenne et des coûts de formation pris en charge par le salarié moyen, plus une composante dépendant du signal individuel de productivité. Mais nous allons continuer de caractériser l'équilibre, ce qui va entraîner certaines simplifications.

Le salaire de première période est obtenu à partir de la condition de nullité de profit. L'espérance du profit par salarié, conditionnelle à toute l'information disponible, a pour expression :

$$\mathbb{E}[\pi|T_i] = \mathbb{E}[\bar{\theta}(a_i, X_i, D^s) - (1 - D^s)w_{1i}^s - D^s w_{2i}^s | T_i]. \quad (4.14)$$

Selon la définition de la valeur anticipée de la productivité nette du salarié [équation (4.3)], la condition de profit nul s'écrit :

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} \left\{ \left[ \theta(a_i, X_i) - \sqrt{C(X_i)} \right] (1 - D^s) + D^s \theta(a_i, X_i) - (1 - D^s)w_{1i}^s - D^s w_{2i}^s | T_i \right\} = 0 \\ \Leftrightarrow & w_{1i}^s = \frac{1}{(1 - D^s)} \mathbb{E} \left[ \theta(a_i, X_i) + (1 - D^s) \sqrt{C(X_i)} - D^s w_{2i}^s | T_i \right]. \end{aligned} \quad (4.15)$$

En remplaçant dans l'équation précédente  $\theta(a_i, X_i)$  par  $T_i - \varepsilon_i$  et les salaires de seconde période par leur expression trouvée en (4.9), nous obtenons :

$$w_{1i}^s = \frac{1}{(1 - D^s)} \mathbb{E}\{(1 - D^s)T_i - (1 - D^s)\varepsilon_i - [1 - (1 - \alpha)D^s](1 - D^s)cX_i|T_i\}, \quad (4.16)$$

qui devient, selon les calculs des espérances conditionnelles :

$$w_{1i}^s = \bar{T} - \bar{\varepsilon} + \beta_\varepsilon^s(T_i - \bar{T}) - [1 - (1 - \alpha)D^s] \frac{c}{b} [\bar{T} - \bar{\varepsilon} - \bar{a} + (\beta_a^s + \beta_\varepsilon^s - 1)(T_i - \bar{T})]. \quad (4.17)$$

### 2.1.2 Le programme du salarié

L'imperfection d'information est asymétrique puisqu'elle ne touche que les employeurs. Les salariés connaissent avec certitude les profils salariaux [équations (4.17) et (4.13)], offerts par les entreprises. Ils investissent en capital humain spécifique jusqu'au point où le coût marginal d'une unité supplémentaire de formation est égal à l'augmentation marginale de son espérance de revenu.

Or l'espérance de revenu de chaque salarié est fonction des rémunérations qu'il va percevoir tout au long de sa carrière :  $R_{pi} = (1 - D^s)w_{1i}^s + D^s w_{2i}^s$ . En utilisant les expressions des salaires d'équilibre trouvées précédemment, nous arrivons à la valeur du revenu espéré suivante :

$$R_{pi} = \bar{T} - \bar{\varepsilon} + \beta_\varepsilon^s(T_i - \bar{T}) - (1 - D^s) \frac{c}{b} [\bar{T} - \bar{\varepsilon} - \bar{a} + (\beta_a^s + \beta_\varepsilon^s - 1)(T_i - \bar{T})]. \quad (4.18)$$

Par conséquent, le montant optimal de capital humain spécifique investi vérifie la relation  $\partial R_{pi} / \partial X_i = C'(X_i)$ , ce qui donne finalement

$$X_i^s = \frac{\beta_\varepsilon^s b - (1 - D^s)c(\beta_a^s + \beta_\varepsilon^s - 1)}{2c^2}. \quad (4.19)$$

Comme le coût marginal et le rendement marginal de chaque unité de formation  $X$  sont identiques pour tous les travailleurs d'un même sexe,  $X$  est non-stochastique à l'équilibre, ce qui implique que les paramètres  $\rho_a$  et  $\rho_\varepsilon$  de l'équation (4.7) sont nuls. Les paramètres  $\beta$  vérifient alors  $\beta_\varepsilon^s = [\sigma_a^2 + \sigma_{\varepsilon a}] / [\sigma_a^2 + \sigma_{\varepsilon^s}^2 + 2\sigma_{\varepsilon a}]$  et  $\beta_\varepsilon^s + \beta_a^s - 1 = 0$ .

Au final, les expressions des salaires et du niveau optimal de formation se simplifient et l'équilibre est défini par les trois équations suivantes :

$$w_{1i}^s = \bar{T} - \bar{\varepsilon} - [(1 - D^s) + \alpha D^s] \frac{c}{b} [\bar{T} - \bar{\varepsilon} - \bar{a}] + \beta_\varepsilon^s (T_i - \bar{T}), \quad s \in \{f, h\} \quad (4.20)$$

$$w_{2i}^s = \bar{T} - \bar{\varepsilon} - (1 - \alpha)(1 - D^s) \frac{c}{b} [\bar{T} - \bar{\varepsilon} - \bar{a}] + \beta_\varepsilon^s (T_i - \bar{T}), \quad s \in \{f, h\} \quad (4.21)$$

$$X_i^s = \beta_\varepsilon^s \frac{b}{2c^2}, \quad s \in \{f, h\}. \quad (4.22)$$

Sous l'hypothèse que  $\sigma_{\varepsilon a}$  est négligeable par rapport à  $\sigma_a^2$  et  $\sigma_{\varepsilon s}^2$ , ce qui signifie que les erreurs de mesure varient peu avec la qualification des salariés<sup>5</sup>,  $\beta_\varepsilon^s$  ne dépend que des tailles relatives des variances du capital humain général et des erreurs de mesure de la productivité et il est compris entre 0 et 1. Le montant optimal de formation sur le tas est alors croissant avec sa rentabilité relative ( $b/2c^2$ ) et les salaires aux deux périodes sont croissants avec le signal de productivité individuelle. Plus précisément, chaque salarié a comme rémunération de base celle de « l'employé moyen » avec un supplément ou une réduction de salaire selon que sa productivité est supposée inférieure ou supérieure à la moyenne.

Effectivement, la productivité moyenne anticipée des individus de type  $s$  à la première période s'écrit :

$$P\bar{M}_1^s = \mathbb{E} \left[ \theta(a_i, X_i) - \sqrt{C(X_i)} \right] = \mathbb{E} [T_i - \varepsilon_i - cX_i] = \bar{T} - \bar{\varepsilon} - \frac{c}{b} [\bar{T} - \bar{\varepsilon} - \bar{a}], \quad (4.23)$$

la productivité moyenne anticipée des individus de type  $s$  à la deuxième période :

$$P\bar{M}_2^s = \mathbb{E} [\theta(a_i, X_i)] = \bar{T} - \bar{\varepsilon}, \quad (4.24)$$

et la moyenne de l'ensemble des coûts engendrés par la formation sur le tas :

$$\bar{C}^s = \mathbb{E} [\theta(a_i, X_i) - \bar{\theta}(a_i, X_i, D^s)] = \mathbb{E} [(1 - D^s)cX_i] = (1 - D^s) \frac{c}{b} [\bar{T} - \bar{\varepsilon} - \bar{a}]. \quad (4.25)$$

<sup>5</sup>On peut raisonnablement penser que c'est le cas, c'est-à-dire que les mesures de productivité sont assez homogènes entre groupes de salariés. Lundberg & Startz (1983) ont, quant à eux, développé leur modèle en posant  $\sigma_{\varepsilon a} = 0$ .

Les équations de salaires peuvent ainsi se réécrire :

$$w_{1i}^s = \underbrace{P\bar{M}_1^s + (1-\alpha)\frac{D^s}{(1-D^s)}\bar{C}^s}_{\text{rémunération de base de 1ère période}} + \beta_\varepsilon^s (T_i - \bar{T}), \quad s \in \{f, h\} \quad (4.26)$$

$$w_{2i}^s = \underbrace{P\bar{M}_2^s - (1-\alpha)\bar{C}^s}_{\text{rémunération de base de 2nde période}} + \beta_\varepsilon^s (T_i - \bar{T}), \quad s \in \{f, h\}. \quad (4.27)$$

La rémunération de base de la première période est composée de la productivité du salarié moyen, plus la part des coûts (en termes actualisés) qu'il transfère en deuxième période selon le principe de lissage ; celle de seconde période est composée de la productivité du salarié moyen, moins un terme correspondant à la rétrocession d'une partie des coûts de formation qui n'a pas été payée à la première période.

Nous retrouvons l'idée initiale des modèles de discrimination statistique de type Phelps (1972) : les salaires individuels sont fixés à partir de la moyenne des groupes et des signaux de productivité individuelle. D'ailleurs, si les gains de la formation ne sont pas intertemporellement partagés ( $\alpha = 1$ ) et/ou si le taux de retrait du marché du travail est nul ( $v^s = 0 \Rightarrow D^s = 1$ ), nous retombons sur la formulation des salaires, donnée par Lundberg & Startz (1983) :  $w_i = \bar{T} - \bar{\varepsilon} + \beta_\varepsilon^s (T_i - \bar{T})$ .

Graphiquement, les salaires d'équilibre des deux périodes peuvent se représenter comme sur la figure 4.1, en fonction des signaux de productivité individuels.

Entre la période de « formation » et la période « post-formation », les salariés connaissent une progression de leur rémunération, indépendante de la productivité mesurée :

$$w_{2i}^s - w_{1i}^s = \alpha \frac{c}{b} [\bar{T} - \bar{\varepsilon} - \bar{a}] = \alpha c \bar{X}^s. \quad (4.28)$$

Maintenant que l'équilibre du modèle est complètement caractérisé, nous pouvons examiner la question des écarts de salaire hommes/femmes.

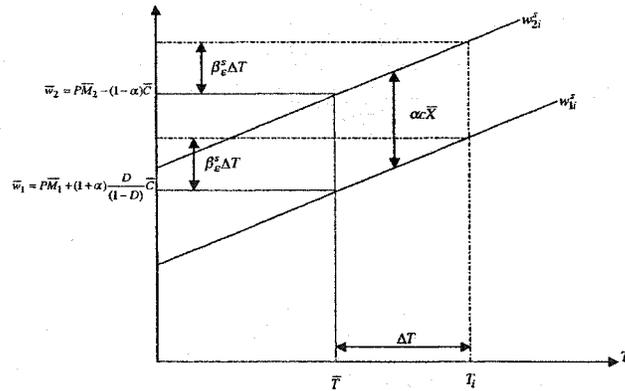


FIGURE 4.1: PROFILS SALARIAUX À L'ÉQUILIBRE

## 2.2 Application aux écarts salariaux entre hommes et femmes

D'après notre modélisation, le moindre attachement des femmes au marché du travail et la plus grande difficulté des entreprises à mesurer leur productivité vont créer des différences entre sexes. Nous commencerons par les détailler avant de commenter la validité empirique de ces prédictions théoriques.

### 2.2.1 Prédictions théoriques

Les statistiques comparatives entre hommes et femmes se basent sur deux hypothèses centrales de notre modèle :

1. les femmes ont plus de demandes d'utilisation de leur temps en dehors du marché du travail et donc valorisent moins leur revenu de seconde période ( $D^f < D^h$ );
2. la mesure de la productivité est moins fiable pour les femmes ( $\sigma_{\epsilon^f}^2 > \sigma_{\epsilon^h}^2$ ), ce qui implique  $\beta_{\epsilon}^f < \beta_{\epsilon}^h$ .

En appliquant ces deux hypothèses dans les équations (4.20) et (4.21), il est immédiat que les entreprises discriminent, de façon rationnelle, entre les hommes et les femmes, en leur offrant des profils de salaires distincts. En particulier, les employeurs tiennent moins compte du signal de productivité individuelle dans la détermination des salaires féminins, à cause de son manque de fiabilité. Ils privilégient les caractéristiques moyennes du groupe par rapport aux performances individuelles, afin de se prémunir des erreurs de mesure entourant la productivité féminine. Les profils de salaires offerts aux femmes sont donc

moins pentus ( $\beta_\varepsilon^f < \beta_\varepsilon^h$ ) que ceux offerts aux hommes et les rémunérations féminines sont plus resserrées autour du salaire de base (c'est-à-dire du salaire proposé à l'individu moyen du groupe). En effet, la variance des salaires aux deux périodes a pour expression  $\sigma_{w^s}^2 = \beta_\varepsilon^s(\sigma_{\varepsilon a} + \sigma_a^2)$ . Or, comme  $\beta_\varepsilon^f < \beta_\varepsilon^h$ , nous trouvons que les salaires masculins ont une variance supérieure aux salaires féminins.

Selon ces profils de salaire, plus un investissement en qualification est imparfaitement observé, plus son rendement anticipé, en termes de rémunération, est réduit. Or, comme les décisions de formation en entreprise sont basées sur les perspectives d'accroissement de salaire, les hommes et les femmes ne vont pas adopter les mêmes stratégies.

L'équation (4.22) nous indique que les hommes investissent davantage en formation spécifique que les femmes. Plus précisément, les hommes acquièrent, en moyenne,  $(\beta_\varepsilon^h - \beta_\varepsilon^f)b/(2c^2)$  de formation supplémentaire par rapport aux femmes car le rendement marginal de leur unité de formation est plus élevé. Intuitivement, les employeurs ont de plus grandes difficultés à repérer les compétences des femmes et à mesurer leur productivité; ainsi les investissements en capital humain spécifique de ces dernières ont moins de chances d'être reconnus et récompensés par les employeurs. C'est pourquoi, les femmes ont moins d'incitations à investir dans la formation sur le tas, qui n'a comme unique but l'augmentation de leur signal de productivité dans l'espoir d'une meilleure rémunération.

Comme les femmes suivent moins souvent de formation en entreprise, elles ont une productivité moyenne plus faible que les hommes. Effectivement,

$$P\bar{M}^s = \mathbb{E}[\bar{\theta}(a_i, X_i, D^s)] = \theta(\bar{a}, \bar{X}^s) - (1 - D^s)c\bar{X}^s = \bar{a} + \bar{X}^s[b - (1 - D^s)c], \quad s \in \{f, h\}$$

et il est évident qu'avec  $\bar{X}^f < \bar{X}^h$  et  $D^f < D^h$ ,  $P\bar{M}^f < P\bar{M}^h$ .

Cet écart entre sexes dans les productivités moyennes conduit à des différences de salaire. Contrairement aux premiers articles de discrimination statistique [Phelps (1972) et Aigner & Cain (1977)], notre modèle prédit un écart entre les salaires moyens des hommes et des femmes. Formellement,

$$\begin{aligned} \bar{w}_1^s &= \mathbb{E}(w_{1i}^s) = \bar{a} + \bar{X}^s [b - c(1 - D^s(1 - \alpha))] , \quad s \in \{f, h\} \\ \Rightarrow \bar{w}_1^h - \bar{w}_1^f &= (\bar{X}^h - \bar{X}^f)(b - c) + c(1 - \alpha) [\bar{X}^h D^h - \bar{X}^f D^f] > 0, \end{aligned} \quad (4.29)$$

et

$$\begin{aligned} \bar{w}_2^s &= \mathbb{E}(w_{2i}^s) = \bar{a} + \bar{X}^s [b - c(1 - D^s)(1 - \alpha)] , \quad s \in \{f, h\} \\ \Rightarrow \bar{w}_2^h - \bar{w}_2^f &= (\bar{X}^h - \bar{X}^f) [b - c(1 - \alpha)] + c(1 - \alpha) [\bar{X}^h D^h - \bar{X}^f D^f] > 0. \end{aligned} \quad (4.30)$$

La différence de salaire entre sexes s'explique par deux effets jouant dans le même sens : le plus faible niveau de formation ( $\bar{X}^f < \bar{X}^h$ ) des femmes et leur moindre attachement au marché du travail ( $D^f < D^h$ ). Les hommes, dont les indicateurs de productivité sont les plus fiables, bénéficient donc de salaires élevés et d'importantes formations en entreprise.

Par ailleurs, l'écart salarial entre sexes s'accroît entre les périodes de formation et post-formation. La variation des différences moyennes de salaire entre hommes et femmes est positive et proportionnelle à l'écart de formation en entreprise.

$$\begin{aligned} \left[ E(w_2^h) - E(w_2^f) \right] - \left[ E(w_1^h) - E(w_1^f) \right] &= \left[ E(w_2^h) - E(w_1^h) \right] - \left[ E(w_2^f) - E(w_1^f) \right] \\ &= \alpha c (\bar{X}^h - \bar{X}^f) > 0. \end{aligned} \quad (4.31)$$

En conclusion, les femmes ont des niveaux salariaux, en moyenne, plus faibles à leur entrée sur le marché du travail et elles subissent ensuite des croissances de salaires plus modérées que les hommes. Elles sont handicapées, en seconde période, par leur moindre investissement en capital humain spécifique.

Les profils de salaires des deux sexes pour les périodes de « formation » et « post-formation » sont représentés sur la figure 4.2. Ces graphiques montrent que l'écart de salaires moyens entre sexes est plus important que ce que justifieraient les différences de formation. En fait, à signal de productivité  $T_i$  équivalent, les hommes reçoivent généralement des salaires plus élevés que les femmes, et ce aux deux périodes. La situation s'inverse seulement pour les très bas niveaux de qualification. Néanmoins, les hommes très peu diplômés rattrapent leur désavantage salarial par rapport à leurs homologues féminins au fur et à mesure du déroulement de leur carrière puisqu'ils ont une croissance salariale plus forte. En effet, nous pouvons montrer que quel que soit le signal de productivité  $T_i$  donné, l'écart salarial entre sexes s'accroît entre les deux périodes<sup>6</sup>. En outre, plus le signal de productivité est élevé, plus la différence de salaire est importante à l'avantage des hommes.

<sup>6</sup>Le résultat sur les variations des différences moyennes de salaires entre hommes et femmes (cf. équation (4.31)) est aussi vérifié pour tout  $T_i$ . A  $T_i$  équivalent, nous avons  $(w_{2i}^h - w_{2i}^f) - (w_{1i}^h - w_{1i}^f) > 0$ .

Ainsi, notre modèle prédit que les écarts de salaire entre sexes devraient être les plus flagrants parmi les classes les plus diplômées et les plus qualifiées, et ce aussi pour les deux périodes.

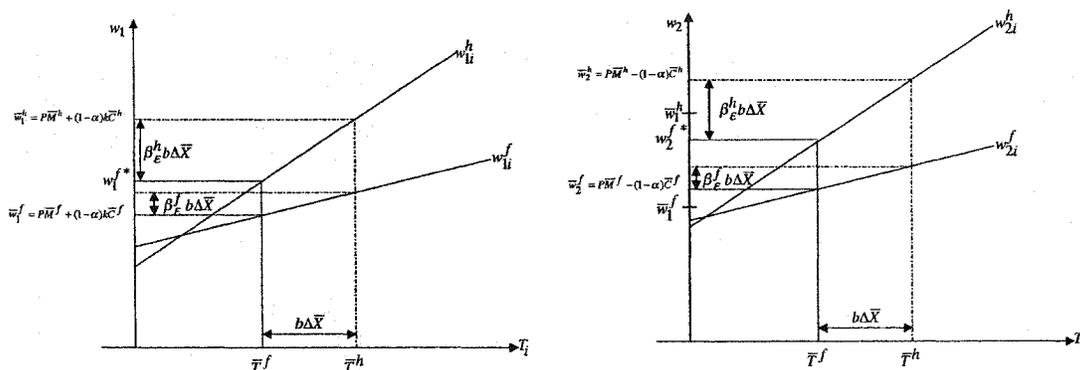


FIGURE 4.2: PROFILS SALARIAUX EN FONCTION DU SEXE

Nous pouvons réinterpréter ces prédictions si nous supposons qu'à chaque niveau de salaire correspond un emploi différent dans la hiérarchie, hypothèse que font notamment Lazear & Rosen (1990) et Barron et al. (1993). En déterminant les salaires, les employeurs prennent simultanément des décisions d'embauche et de promotion. Dans ce contexte, les salariés féminins ont moins de chances que leurs homologues masculins de se retrouver dans des emplois à hautes responsabilités. En outre, les femmes devront présenter des signaux de productivité plus importants que les hommes afin d'être embauchées ou promues à des postes élevés dans la hiérarchie.

A chaque période, l'écart dans les rémunérations moyennes des hommes et des femmes, peut se décomposer en deux éléments :

- une proportion due aux différences de productivité, provenant du fait que les deux groupes n'ont pas les mêmes niveaux de formation spécifique,
- une autre due aux différences de structure salariale, correspondant à des différences de rendement entre hommes et femmes pour des caractéristiques similaires (formation en entreprise, scolarité).

Si les femmes gardaient le même niveau moyen de formation continue  $\bar{X}^f$ , mais qu'elles étaient payées selon les modalités proposées aux hommes (profil de pente  $\beta_\varepsilon^h$ ), leur rémunération s'élèverait, en moyenne, à  $w_1^{f*}$  en première période et à  $w_2^{f*}$  en seconde période. Ainsi, selon notre modèle, pour  $t = 1, 2$  ( $\bar{w}_t^h - w_t^{f*}$ ) est la partie de l'écart de salaire moyen attribuable aux différences de productivité et ( $w_t^{f*} - \bar{w}_t^f$ ), la partie attribuable aux effets de structure.

Notre analyse justifie théoriquement la décomposition des écarts salariaux, proposée par Oaxaca (1973) et reprise abondamment dans la littérature empirique. Selon la terminologie de Oaxaca (1973), ( $w_t^{f*} - \bar{w}_t^f$ ) représente la « discrimination salariale ». Il a alors en tête les modèles néoclassiques de discrimination par goût à la Becker (1957) et considère que cette différence mesure l'ampleur des préjugés des employeurs à l'encontre des femmes et leur répugnance à les embaucher. Ici, cet écart s'interprète d'une autre manière ; il reflète les problèmes d'imperfection d'information des employeurs. Peut-on alors encore parler de « discrimination » ?

Dans notre modèle, la rémunération de chaque salarié est basée sur sa productivité attendue et les salaires moyens des hommes et des femmes correspondent à la productivité moyenne de chaque groupe. Nous ne sommes donc pas en présence de discrimination au sens strict. Certes, les employeurs traitent les salariés des deux sexes différemment, mais il s'agit d'une réponse rationnelle des entreprises face à l'incertitude entourant la productivité individuelle.

Néanmoins, Lundberg & Startz (1983, p. 342) proposent une généralisation de la définition standard de la discrimination économique. Selon eux, la discrimination économique existe quand deux groupes avec des capacités productives initiales, en moyenne, identiques ne reçoivent pas les mêmes rémunérations moyennes à l'équilibre. Dans notre cas, les hommes et les femmes sont dotés, en moyenne, du même montant de capital humain général à leur entrée du marché du travail. Or, les salaires moyens qui leur sont respectivement versés à l'équilibre ne sont pas semblables ; nous sommes bien en présence de discrimination économique selon la définition de Lundberg & Startz (1983).

Finalement, les principales prédictions de notre modèle peuvent être résumées comme suit :

1. Les hommes et les femmes sont payés sur la base de profils de salaire différents : à caractéristiques productives identiques (formation en entreprise, capital humain général), les hommes reçoivent, en général, de meilleures rémunérations. Le corollaire est que les femmes sont recrutées ou promues selon des critères plus sévères. Une femme obtient le même salaire ou le même poste à responsabilité qu'un homme seulement si elle présente des signaux de productivité plus élevés. A salaire ou poste semblable, les femmes sont, généralement, plus qualifiées que les hommes.
2. Comme le rendement de la formation continue est plus faible chez les femmes, elles ont moins d'incitations à s'y investir. Elles accumulent, en moyenne, moins de capital humain spécifique que leurs homologues masculins et ont ainsi une plus faible productivité sur l'ensemble de leur carrière.
3. Durant les périodes de « formation » et « post-formation », les hommes bénéficient de salaires moyens plus importants que les femmes. Or, comme les femmes ont une progression salariale entre les deux périodes plus faible, l'écart entre les rémunérations moyennes des deux sexes se creuse avec l'ancienneté.

Nous allons désormais vérifier si ces prédictions sont conformes aux faits stylisés caractérisant le marché du travail français.

### 2.2.2 Concordance avec les faits stylisés

Sur un plan empirique, le test rigoureux de notre modélisation nécessiterait une enquête longitudinale, comportant des renseignements sur les salaires et les épisodes de formation, ce qui n'est malheureusement pas le cas de l'*Enquête Jeunes-Carières 1997*. En effet, par définition, il existe des imperfections d'information et elles empêchent l'économètre d'observer avec précision les caractéristiques productives de chaque salarié. Par exemple, les renseignements sur la formation continue, disponibles dans les enquêtes, risquent de ne tenir compte que des stages proposés officiellement par les employeurs. Or, une part prépondérante de la formation totale dispensée en entreprise est à caractère informel. Par conséquent, seules des données de panel peuvent être compatibles avec une véritable validation économétrique du rôle joué par la formation en entreprise dans les écarts de salaires entre sexes. Leur aspect longitudinal permet alors de capter une partie des hétérogénéités inobservables et notamment la composante informelle de la formation en entreprise.

Néanmoins, il nous est possible de vérifier si nos prédictions théoriques sont cohérentes avec la situation des femmes observée sur le marché du travail français et décrite au chapitre 1, même si nous sommes conscients qu'il pourrait exister des explications alternatives à ces phénomènes.

Comme nous le laissons entendre, nous ne pouvons pas confirmer ou infirmer, à partir des données de l'*Enquête Jeunes-Carières 1997*, les conclusions concernant les investissements en formation continue. Les seules informations dont nous disposons sur ce sujet sont qu'en France, les femmes suivent moins de formation en entreprise à caractère formel (stages longs payés par l'entreprise) que les hommes. Mais nous n'avons aucun renseignement sur les investissements informels, de types « learning by watching » et « learning by doing ». Ainsi, selon les notations de notre modèle, les données nous indiquent que  $\bar{F}^h > \bar{F}^f$ , mais il reste une incertitude sur le signe de  $\bar{X}^h - \bar{X}^f$ .

En revanche, tous nos résultats sur les profils de salaire peuvent être confrontés aux observations empiriques. Bien évidemment, la prédiction d'un écart persistant entre les salaires moyens des hommes et des femmes se vérifie statistiquement, puisque notre but était d'expliquer ce fait stylisé, qui est au cœur de notre problématique. Rappelons seulement que pour les salariés à temps complet, la différence de rémunérations entre sexes s'élevait à plus de 13% en 1997. Le plus intéressant est que conformément à notre modélisation, les femmes ont bien une croissance salariale moins soutenue que leurs homologues masculins. Le tableau 4.1 montre que l'écart salarial entre sexes se creuse avec l'ancienneté. Pour les salariés à temps complet, il passe de 10,3% après un mois d'ancienneté à 21,9% après 5 années.

	HOMMES	FEMMES	ÉCART
1 mois	6 664	5 978	10,3%
6 mois	8 263	7 242	12,4%
2 ans	8 556	7 484	12,6%
3 ans	9 286	7 778	16,3%
5 ans	10 243	7 996	21,9%

TABLEAU 4.1: SALAIRE MOYEN, EN 1997, EN FONCTION DE L'ANCIENNETÉ

Si nous considérons qu'à chaque niveau de salaire correspond un emploi différent, notre modèle donne aussi une explication des inégalités de carrière et notamment de la moindre

progression des femmes dans la hiérarchie, largement détaillée dans le chapitre 1 à la section 2.2.

Sous l'hypothèse que le principal signal de productivité dont disposent les employeurs, est le diplôme du candidat, notre modèle prédit qu'à diplôme équivalent (suffisamment élevé), les femmes sont moins bien rémunérées que les hommes et que cette différence de salaire est croissante avec la qualification. C'est effectivement ce que nous observons là encore à partir des données de l'*Enquête Emploi 1997*. Par exemple, l'écart salarial entre les deux sexes s'élève à 19,5% pour les titulaires d'un BEPC, à 21% pour les détenteurs d'un baccalauréat et à 22,4% pour les titulaires d'un BTS ou d'un DUT.

Si nous raisonnons toujours avec le diplôme comme principal signal, mais cette fois-ci en termes d'emplois occupés, nous obtenons comme conclusions théoriques qu'à diplôme égal, les femmes vont occuper des postes inférieurs dans la hiérarchie professionnelle ou similairement qu'à emploi identique, elles auront un niveau d'éducation plus élevé que les hommes. Ces deux phénomènes caractérisent bien le marché du travail français comme nous l'avons montré au tableau 1.6 à la page 26. Beaucoup de femmes doivent, en effet, se contenter d'emplois pour lesquels elles sont sur-qualifiées et ce plus souvent que leurs confrères.

Au total, notre modèle semble fidèle aux principaux faits stylisés du marché du travail (surqualification des femmes, moindre progression dans la hiérarchie et écarts de salaire entre sexes s'accroissant au fur et à mesure du déroulement des carrières). Il existe cependant des observations empiriques qui pourraient être contradictoires avec une de nos prédictions théoriques. Selon notre modèle, les femmes très peu qualifiées bénéficient de meilleures rémunérations que leurs homologues masculins à la première période. Or, à partir des données de l'*Enquête Emploi 1997*, nous trouvons que les hommes sans diplômes gagnent, en moyenne, 15% de plus que les femmes dans la même situation. Cette discordance pourrait ne pas en être une, et ce pour plusieurs raisons. Premièrement, la catégorie agrégée des non-diplômés dont nous disposons a peut-être des contours trop peu précis et donc à l'intérieur de cette catégorie, on pourrait observer une sous-catégorie pour laquelle l'écart salarial serait bien favorable aux femmes et une autre où, à l'inverse, l'écart salarial serait favorable aux hommes. Parmi les non-diplômés, tous n'ont effectivement pas atteint

le même niveau d'étude au gré de leurs redoublements potentiels et certains même peuvent ne pas savoir lire et écrire, ce qui peut être un fort signal retenu par les employeurs en plus de leur non qualification. Deuxièmement, notre modèle prédit que les hommes non-diplômés rattrapent leur désavantage salarial par rapport à leurs homologues féminins, au fur et à mesure du déroulement de leur carrière grâce à une croissance salariale plus soutenue. Or, la situation observée sur nos données de 1997 correspond à la fois à des individus qui sont « en première période » et à des individus qui sont en « seconde période » selon la terminologie de notre modèle, ce qui pourrait expliquer la différence en faveur des hommes.

Ce chapitre propose une modélisation de l'évolution différenciée des carrières entre hommes et femmes qui combine les hypothèses des modèles récents des deux courants de discrimination statistique. De nouveau, deux éléments simples sont à l'origine des inégalités entre sexes : un écart dans la fiabilité des signaux de productivité [Lundberg & Startz (1983)] et une différence d'implication vis-à-vis du travail [Lazear & Rosen (1990), Barron et al. (1993)]. En endogénéisant l'investissement dans la formation en entreprise et en introduisant la notion d'attachement au marché du travail, nous montrons qu'il apparaît un écart salarial moyen entre hommes et femmes ce qui est une amélioration par rapport aux premiers modèles de discrimination statistique de Phelps (1972) ou Aigner & Cain (1977). En outre, le cadre dynamique du modèle nous permet de conclure sur les différences de croissance salariale entre hommes et femmes, ce qui est une nouveauté. D'ailleurs, les résultats tirés de notre modèle (moindre investissement des femmes dans les formations en entreprise, moindre progression des femmes dans la hiérarchie, écart de salaire à l'avantage des hommes qui se creuse au fur et à mesure des déroulements des carrières) sont en général reconnus dans la littérature.

Une des limites de notre modèle – critique que l'on peut aussi avancer aux travaux de Lazear & Rosen (1990), Barron et al. (1993) – est qu'il traite l'attachement au marché du travail comme exogène. Une analyse complète mériterait sans doute de prendre en compte l'interdépendance entre les salaires proposés par les employeurs, l'attachement au marché du travail des femmes et leur investissement en capital humain spécifique. Dans notre cas, les *a priori* des employeurs sur l'implication des femmes vis-à-vis de leur travail

et l'asymétrie des imperfections d'information entre sexes conduisent les employeurs à proposer des salaires plus faibles aux femmes qu'aux hommes, à formations équivalentes. Ces dernières réagissent alors rationnellement en investissant moins en capital humain spécifique. Mais nous pouvons facilement imaginer que leurs plus faibles rémunérations et leurs moindre niveau de formation spécifique les incitent davantage à quitter leur emploi (ou à moins s'y investir) quand par exemple la question de la garde des enfants se pose. Les *a priori* des employeurs sur le plus faible attachement des femmes au marché du travail seraient alors renforcés, d'où la persistance à long terme des inégalités professionnelles entre sexes.

Selon ces arguments, les politiques gouvernementales peuvent avoir une influence pour réduire les différences salariales entre sexes. Il s'agirait d'instaurer des mesures qui agissent sur les variables extérieures au marché du travail : l'éducation, la politique familiale, le planning familial et un plus grand partage des tâches domestiques et de l'éducation des enfants. Ces politiques devront aussi avoir pour objectif d'augmenter le capital humain des femmes et notamment la formation dans les emplois non traditionnels et d'aider les femmes à combiner travail et production domestique, par exemple par l'augmentation du nombre de places en crèche ou une ré-organisation du temps de travail.

Dans le chapitre suivant, nous nous proposons de faire une évaluation statistique des mesures d'insertion des jeunes afin de savoir si les programmes publics de formation professionnelle et de contrats aidés pourraient être utilisés pour réduire les inégalités hommes/femmes en agissant dès les premières années de vie active.

## CHAPITRE 5

---

### Une modélisation économétrique des trajectoires professionnelles hommes/femmes en début de carrières

---

Nous envisageons dans ce dernier chapitre de compléter nos approches théoriques sur les déroulements de carrière en utilisant des modèles économétriques à forme réduite. Cette étude empirique a pour objectif d'enrichir les résultats sur les premières années de vie active obtenus au chapitre 3. En particulier, notre champ d'analyse ne se limitera plus aux seuls jeunes en emploi et n'ayant pas interrompu leurs activités rémunérées. Nous pourrions ainsi mieux appréhender les déterminants des trajectoires professionnelles des hommes et des femmes : les variables de capital humain sont-elles prépondérantes ? Les décisions d'embauche des employeurs sont-elles fondées sur des formes de discrimination pure ou de discrimination statistique ? Notamment utilisent-ils l'historique professionnel des individus comme signal de leurs performances en emploi ? Si oui, accordent-ils la même importance à ce signal lors du recrutement d'un homme ou d'une femme ou considèrent-ils qu'il est aussi fiable en tant qu'indicateur de la productivité individuelle pour les deux sexes ? Ce sont autant de questions générales qui ont guidé notre étude.

Nous proposons de modéliser de façon complète les transitions des jeunes sur le marché du travail depuis leur sortie du système scolaire. L'aspect longitudinal de l'enquête *Jeunes-Carrières 1997* nous permet de suivre leurs trajectoires sur une période assez longue (jusqu'à 13 ans) entre cinq états : emploi stable (contrat à durée indéterminée), emploi temporaire (contrat à durée déterminée, intérim, apprentissage), chômage, participation à des

mesures d'insertion (stage de la formation professionnelle, contrats aidés) et inactivité.

Notre analyse peut par conséquent être vue comme une contribution supplémentaire aux nombreux travaux empiriques<sup>1</sup> sur le passage des jeunes du système éducatif à la vie active. Néanmoins, le sujet a été abordé sous deux angles bien particuliers. Nous avons bien évidemment orienté notre étude sur les différences de trajectoires entre hommes et femmes. Mais nous avons aussi porté une grande attention à la question de l'efficacité des mesures d'insertion, subventionnées par les pouvoirs publics. En ce sens, notre travail adopte une problématique très proche des études de Gritz (1993), Mealli, Pudney & Thomas (1996), Bonnal, Fougère & Sérandon (1997), Magnac (1997, 2000) et Gilbert, Kamionka & Lacroix (2001). Nous avons tenté de savoir si le passage par un programme gouvernemental de formation professionnelle ou un contrat aidé favorise l'accès à un emploi stable, notamment dans le cas des femmes, qui éprouvent de plus grandes difficultés d'insertion que les jeunes hommes. En répondant à cette question, nous serons en mesure d'évaluer si de tels dispositifs pourraient être utilisés pour réduire les inégalités professionnelles entre sexes. En effet, si leur efficacité était reconnue, il s'agirait de les cibler sur les femmes afin d'obtenir une certaine forme de discrimination positive.

Comme, dans l'enquête *Jeunes-Carières 1997*, les renseignements sur les parcours professionnels ont été collectés de façon rétrospective, nous ne connaissons pas les durées exactes de chaque épisode de travail, de chômage ou d'inactivité. Seules les situations principales des individus ont été reportées pour chaque année. C'est pourquoi, nous avons dû privilégier une méthode économétrique adaptée à l'étude de transitions entre états dans un cadre discret<sup>2</sup>. Plus précisément, nous avons estimé un modèle logit multinomial dynamique à effets aléatoires, aussi connu sous le nom de logit mixte (McFadden & Train (2000)). Dans cette modélisation, la situation professionnelle de l'individu est expliquée en fonction de ses caractéristiques individuelles et de son parcours antérieur sur le marché du travail, tout en tenant compte de la distribution des caractéristiques non observables. Nous pouvons ainsi identifier les facteurs les plus pénalisants en termes d'insertion. En particulier, nous pouvons savoir si ce sont des caractéristiques individuelles prédéterminées (diplôme, environnement familial, etc) qui expliquent principalement les difficultés d'ins-

<sup>1</sup>Voir Ryan (2001) pour une étude récente et internationale de cette question.

<sup>2</sup>Les travaux précédents évaluant l'efficacité des dispositifs publics utilisaient des enquêtes suffisamment précises pour pouvoir estimer des modèles de durées, à l'exception de Magnac (1997, 2000).

tion ou si c'est le passé proche de l'individu, comme par exemple la répétition d'épisodes de chômage et d'emplois précaires, qui agit comme un mauvais signal auprès des employeurs.

Un des résultats les plus novateurs que nous trouvons sur nos données françaises est que les facteurs handicapant l'insertion des jeunes diffèrent entre sexes : pour les hommes, la dépendance d'état, c'est-à-dire l'impact du passé de l'individu, serait prédominant alors que parmi les femmes, les difficultés d'insertion seraient plutôt à relier à un manque de qualifications ou à des événements familiaux (mise en couple, naissance d'enfants) qu'à leur passé professionnel.

Nous commencerons par présenter les données de l'enquête *Jeunes-Carières 1997* et par décrire la façon dont a été constitué notre échantillon de base (section 1). Ensuite nous détaillerons la méthode économétrique choisie pour modéliser les trajectoires des jeunes sur le marché du travail (section 2). Le cadre des modèles logits multinomiaux mixtes sera rappelé ainsi que la procédure d'estimation par maximum de vraisemblance simulé. Enfin, les résultats de nos estimations seront commentés dans la section 3. Nous les illustrerons en simulant certaines trajectoires caractéristiques. En particulier, nous mettrons en évidence le rôle important joué par le niveau de diplôme et la présence d'enfant dans les parcours féminins<sup>3</sup>.

## 1 Les données

L'*Enquête Jeunes-Carières*, un complément de l'*Enquête Emploi 1997*, permet d'analyser l'insertion des jeunes sur le marché du travail et leurs premières années de vie active. Sont définis comme « Jeunes » dans l'enquête les moins de 30 ans ou les plus de 30 ans sortis depuis moins de sept ans du système éducatif en 1997. Pour chacun d'eux, nous disposons d'un calendrier retraçant à la fois les historiques familiaux et professionnels depuis l'âge de 16 ans. Nous pouvons y repérer les mises en couple, les mariages, les séparations, les naissances d'enfants et les périodes d'études, de chômage, d'emploi et d'inactivité. Par ailleurs, l'*Enquête Emploi* fournit des informations précises sur les caractéristiques de l'individu et de la famille d'origine pour 1997 (diplômes, profession des parents, nombre de

---

<sup>3</sup>Néanmoins, nous traiterons les naissances comme des événements exogènes, ce qui peut être discutable.

frères et sœurs, etc).

Pour chaque année du calendrier, on demande la « situation principale » de l'individu. On entend par situation principale la période la plus longue ou celle qu'a occupé le plus de temps l'individu dans l'année (en cumulant éventuellement des périodes différentes). Pour les études et formations, le questionnaire distingue les études ou formation non rémunérées (1) de l'apprentissage sous contrat (2), des formations rémunérées, en alternance ou autres emplois aidés (3). Les différentes situations de travail sont, elles, classées selon le statut et l'intensité de l'emploi. Le questionnaire différencie les personnes à leur compte (4), les contrats précaires comprenant les contrats à durée déterminée, les missions d'intérim et le travail saisonnier (5) et les emplois à durée non limitée selon qu'ils sont à temps plein (6) ou à temps partiel (7). Enfin, parmi les personnes qui n'étaient ni étudiante, ni au travail, on repère si elle cherchait activement un emploi (chômage (8)) ou non (service national (9) et inactivité (10)).

Les parcours professionnels des individus depuis l'âge de leurs 16 ans jusqu'en 1997 sont ainsi construits à partir de ces dix situations principales. Toutefois, nous avons dû agréger certains états pour des raisons pratiques d'estimation.

## 1.1 L'échantillon de base pour l'estimation

Des incohérences pour certaines trajectoires nous ont obligé à une épuration des données initiales. La première étape de la construction de notre échantillon de référence a été de redresser certaines variables et la deuxième de le rendre adéquat aux modélisations économétriques des transitions.

### 1.1.1 Redressement des données

Certains calendriers comportent des incohérences liées sans doute à des erreurs de remplissage par les enquêteurs (erreurs de lignes, remplissages incomplets, etc) et à des erreurs de saisie. En outre, les trajectoires individuelles ont été retracées de façon rétrospective lors d'une seule interrogation ; les défauts de mémoire des personnes ont aussi pu engendrer des erreurs d'observation. C'est pourquoi, nous avons éliminé certains individus et redressé certaines variables par rapport à l'échantillon initial « Jeunes » de l'*Enquête Jeunes-Carrières*.

Premièrement, nous avons éliminé les individus qui s'étaient vus attribuer plusieurs situations principales pour une même année, ceux pour qui une grande partie de l'information était manquante et les individus qui n'avaient pas fini leurs études en 1997.

Deuxièmement, nous avons redressé quelques variables : si aucune situation n'était spécifiée pour la date de fin d'études<sup>4</sup>, nous avons attribué pour cette année la situation en études. Pour ceux qui étaient dans l'état  $j$  en  $t-1$  et en  $t+1$ , mais dans un état inconnu en  $t$ , nous avons complété cette année  $t$  par l'état  $j$ .

Après redressement<sup>5</sup> et élimination des individus qui comportaient des trous dans leurs parcours, nous obtenons finalement un échantillon de 3 729 jeunes, comprenant 1 773 hommes et 1 956 femmes. Comme notre objectif est d'analyser l'insertion des jeunes sur le marché du travail, nous définissons un vecteur de trajectoires professionnelles qui prend des valeurs nulles avant la date de fins d'études et qui repère ensuite les situations annuelles de chaque individu vis-à-vis de l'activité professionnelle. Nous appelons par abus de langage « date de fin d'études » l'année de sortie du système éducatif ou bien l'année de la fin du service national ou de la période d'apprentissage si ceux-ci ont eu lieu directement après la scolarité<sup>6</sup>.

### 1.1.2 Sélection de l'échantillon

Lors de notre analyse, nous distinguerons six états sur le marché du travail. Cette distinction est surtout forcée par le type de réponses aux questionnaires mais aussi par la volonté de considérer pour les estimations des populations qui restent suffisamment nombreuses dans chaque état. Ainsi, nous agrégeons les dix états considérés dans l'enquête comme suit :

1. Études : Élève, étudiant, stagiaire non rémunéré (1)
2. Formation rémunérée : Stagiaires de la formation professionnelle, contrat d'aide à l'emploi (3)

---

<sup>4</sup>L'Enquête *Jeunes-Carrières* demande parallèlement au calendrier, la date de fin d'études à chaque individu.

<sup>5</sup>A peine 4% de l'échantillon a subi un redressement.

<sup>6</sup>La variable de fin d'études est ainsi construite dans l'enquête.

3. Emploi régulier : Indépendant, CDI complet, CDI partiel (4, 6, 7)
4. Emploi précaire : CDD, intérim, contrat saisonnier, apprentissage (2, 5)
5. Chômage : Chômage (8)
6. Inactivité : Service National, Inactivité (9, 10)

Cette distinction est très proche voire similaire à celles utilisées par Magnac (1997, 2000), Bonnal, Fougère & Sérandon (1994, 1997) et Cases & Lollivier (1994), dans leurs analyses du chômage et des transitions sur le marché du travail en France. Nous considérons deux types d'emplois : les emplois « réguliers » et les emplois précaires selon la terminologie proposée par Atkinson & Micklewright (1991) afin de tenir compte du dualisme du marché du travail (Piore (1978)).

Les déclarations des situations occupées par les jeunes permettent de retracer leurs transitions d'une année sur l'autre depuis leur sortie du système éducatif. Le tableau 5.1 reporte le nombre de transitions qu'ont effectué les 3 729 jeunes de notre échantillon.

j \ k	Etudes	Formation	CDI	CDD	Chômage	Inactivité	Total
Etudes		341	782	680	621	246	2670
Formation	10		320	272	295	93	990
CDI	20	46		156	289	183	694
CDD	21	97	595		385	173	1271
Chômage	17	201	334	385		113	1050
Inactivité	15	72	499	317	248		1151
Total	83	757	2530	1810	1838	808	7826

TABLEAU 5.1: TRANSITIONS REPÉRÉES DE L'ÉTAT  $j$  VERS L'ÉTAT  $k$  POUR LES 3 729 JEUNES

Nous remarquons que très peu de jeunes font un retour aux études après être sortis une première fois du système éducatif (la reprise d'études est très marginale : environ 1% des transitions). C'est pourquoi, toujours par souci d'avoir des groupes à effectifs suffisamment nombreux lors de l'estimation, nous excluons de notre échantillon ces individus reprenant leurs études. Finalement, notre échantillon de travail est constitué de 3 585 jeunes (1 712 hommes et 1 873 femmes) qui ont été repérés dans 20 250 états, reportés dans le tableau 5.2. Il est à noter que le nombre de situations (ou transitions) observées varie d'un individu à l'autre en fonction de leur âge et de leur date de fins d'études. Pour ceux qui sont sortis

le plus récemment du système scolaire, nous observons une seule transition et pour les plus vieux au plus treize transitions.

j \ k	Formation	CDI	CDD	Chômage	Inactivité	Total
Etudes	319	748	643	580	228	2518
Formation	<b>552</b>	315	268	286	91	1512
CDI	44	<b>7316</b>	155	285	182	7982
CDD	88	587	<b>2032</b>	375	168	3250
Chômage	183	328	370	<b>1392</b>	112	2385
Inactivité	69	494	306	243	<b>1491</b>	2603
Total	1255	9788	3774	3161	2272	<b>20250</b>

TABLEAU 5.2: TRANSITIONS REPÉRÉES DE L'ÉTAT  $j$  VERS L'ÉTAT  $k$  POUR LES 3585 JEUNES

### 1.1.3 Les caractéristiques individuelles et familiales

Les modules de l'*Enquête Emploi* et de l'*Enquête Jeunes-Carières* fournissent des renseignements détaillés sur les caractéristiques individuelles et familiales des jeunes. Mais avant tout, l'avantage de ces données est qu'elles décrivent l'évolution dans le temps de certaines variables, susceptibles d'influencer fortement les comportements sur le marché du travail. Par exemple, nous pourrions étudier l'impact de la naissance d'enfants ou d'un changement de situation matrimoniale sur les transitions professionnelles. Plus précisément, les variables explicatives variant dans le temps sont l'âge des jeunes, le nombre d'enfants, la situation matrimoniale et le fait que les parents soient divorcés ou non. Nous connaissons aussi le niveau d'éducation des parents, le nombre de frères et sœurs des jeunes ainsi que leur diplôme. Ces dernières variables sont toutes considérées comme fixes dans le temps car nous ne disposons de ces renseignements que pour l'année 1997.

Pour la plupart des explicatives, cette hypothèse d'invariance dans le temps ne paraît pas incohérente. Elle aurait été incohérente pour la variable de diplôme si notre échantillon contenait des individus qui avaient repris leurs études. La sélection de notre échantillon va donc nous permettre d'utiliser le niveau d'éducation comme possible déterminant des transitions.

Le tableau 5.3 présente quelques statistiques descriptives concernant notre échantillon, en distinguant les hommes et les femmes. En ce qui concerne les caractéristiques familiales, il ressort principalement que les femmes de notre échantillon vivent plus souvent en couple

et ont plus d'enfants que les hommes. Du point de vue des attributs personnels, les deux sexes n'ont pas les mêmes distributions de diplôme : les hommes ont davantage suivi des formations professionnelles et techniques par rapport aux femmes.

	HOMMES	FEMMES
<b>Age moyen en 1997</b>	25.34	25.43
<b>En couple en 1997</b>	41.6%	59.2%
<b>Nbre d'enfants en 1997</b>		
0	81.1%	61.4%
1	13.3%	23.6%
2 et plus	5.6%	15.0%
<b>Parents divorcés en 1997</b>	18.0%	19.9%
<b>Diplômes</b>		
sans diplôme, 1er cycle du secondaire	30.3%	30.5%
enseignement professionnel court	35.9%	27.4%
enseignement professionnel long	11.5%	12.0%
Baccalauréat général	5.1%	10.1%
Baccalauréat + 2 ans	11.1%	12.1%
Diplôme supérieur	6.2%	8.0%
<b>Nombre de frères et sœurs</b>		
0	8.8%	7.5%
1	29.1%	28.2%
2	29.0%	26.8%
3 et plus	33.2%	37.5%
<b>Niveau d'éducation du père</b>		
sans diplôme, enseignement primaire	51.0%	58.1%
bepc, baccalauréat général	10.6%	10.8%
enseignement professionnel court	27.6%	21.1%
enseignement professionnel long	3.2%	2.6%
Diplôme supérieur au bac	7.7%	7.3%
<b>Niveau d'éducation de la mère</b>		
sans diplôme, enseignement primaire	54.0%	57.0%
bepc, baccalauréat général	17.0%	18.5%
enseignement professionnel court	20.56%	16.9%
enseignement professionnel long	1.9%	1.2%
Diplôme supérieur au bac	6.5%	6.3%

TABLEAU 5.3: STATISTIQUES DESCRIPTIVES

## 1.2 Description des transitions

Comme nous l'avons déjà mentionné, les déclarations des statuts occupés par les jeunes sur le marché du travail, depuis leur sortie du système éducatif jusqu'en 1997, permettent

de décrire leurs transitions d'une année sur l'autre. Le tableau 5.4 reporte les probabilités d'être dans les différents états ( $k$ ) une année, conditionnellement à l'état occupé l'année précédente ( $j$ ). Il est très révélateur des difficultés d'insertion des jeunes et notamment des jeunes femmes.

j \ k	Formation	CDI	CDD	Chômage	Inactivité
Etudes	12,7	29,7	25,5	23,0	9,1
Formation	<b>36,5</b>	20,8	17,7	18,9	6,0
CDI	0,6	<b>91,7</b>	1,9	3,6	2,3
CDD	2,7	18,0	<b>62,5</b>	11,5	5,2
Chômage	7,7	13,8	15,5	<b>58,4</b>	4,7
Inactivité	2,7	19,0	11,8	9,3	<b>57,3</b>

TABEAU 5.4: PROBABILITÉS DE TRANSITIONS DE L'ÉTAT  $j$  VERS L'ÉTAT  $k$  (EN %)

### 1.2.1 Le poids de la précarité dans l'insertion professionnelle des jeunes

Dans le tableau 5.4, apparaissent en gras, des indicateurs de récurrence des états ou en d'autres termes les probabilités conditionnelles d'avoir la même situation principale durant deux années consécutives. Le statut le plus récurrent correspond aux contrats à durée indéterminée (92%). Cela signifie qu'une fois que les jeunes ont trouvé un emploi « régulier », ils ont tendance à rester dans cet emploi ou à ne le quitter que pour un emploi de même nature. En revanche, les formations et les stages rémunérés sont beaucoup plus temporaires (taux de récurrence de 37%) dans le parcours des jeunes.

Les autres chiffres du tableau 5.4 décrivent les véritables transitions entre statuts. Ils montrent que l'insertion professionnelle est difficile. L'accès à un emploi régulier est incertain, tellement la précarité est répandue chez les jeunes. Deux tiers des sortants du système éducatif voient leur entrée dans la vie active se solder par un épisode de chômage, un emploi temporaire ou une simple formation rémunérée. Plus précisément, les jeunes confrontés au chômage auront moins de chances d'obtenir un emploi stable que ceux qui ont pu suivre une formation ou qui ont pu décrocher un contrat à durée déterminée. En effet, les chômeurs transitent davantage vers les emplois précaires que directement vers les emplois réguliers (15,5% contre 13,8%).

Néanmoins, l'emploi à durée indéterminée est l'état de destination principal des autres

situations (formation, CDD, inactivité) et les stages rémunérés semblent le meilleur tremplin pour y accéder. Les transitions entre états temporaires (chômage, stages, CDD) sont aussi importantes. 18% des individus en stages sont en emploi précaire ou au chômage l'année suivante, 12% des jeunes en contrat à durée déterminée se retrouvent au chômage un an après et les jeunes chômeurs transitent surtout vers des CDD.

Ces premières observations sont conformes aux résultats des nombreux travaux sur l'insertion professionnelle des jeunes [voir par exemple Magnac (1997) et Meron & Minni (1995)] et en particulier à ceux de Lollivier (2000) pour le chômage et à ceux de Werquin (1997) pour les contrats d'aide à l'emploi. Derrière cette situation générale de l'insertion professionnelle des jeunes se cache des disparités. Le sexe, le niveau de diplôme, le statut matrimonial ou l'éducation des parents sont autant de facteurs qui peuvent influencer l'entrée dans la vie active. Nous ne présenterons ici que les différences d'insertion entre hommes et femmes. L'effet des autres variables sera analysé à l'aide des spécifications économétriques exposées ultérieurement.

### 1.2.2 Une insertion plus délicate pour les femmes

Le tableau 5.5 confirme les différences d'insertion entre hommes et femmes que nous avons mises en évidence à la section 2.1 du chapitre 1. D'ailleurs, un test du chi-deux effectué sur les deux parties du tableau rejette l'hypothèse d'égalité des deux distributions de transitions.

La différence la plus flagrante entre sexes concerne leurs comportements vis-à-vis de l'inactivité. A la fin de leurs études, une part non-négligeable de femmes (11,5%) décident de ne pas participer au marché du travail. Chez elles, l'inactivité est un état absorbant : une fois à l'écart du travail rémunéré, il est rare qu'elles y reviennent. Au contraire, chez les hommes, les périodes d'inactivité sont temporaires et sans doute de courte durée. 65,5% des hommes inactifs retrouvent un emploi un an après. Ces différences tiennent à la nature même de l'inactivité. Pour les hommes, c'est essentiellement le service national qui les oblige à se retirer temporairement du marché du travail. Cela explique pourquoi davantage d'hommes que de femmes en emplois ou formation rémunérées deviennent inactifs. Chez les femmes, l'inactivité représente un choix de vie privilégiant la famille<sup>7</sup>. Mais pour certaines,

<sup>7</sup>Fougère & Kamionka (1992b) trouvaient déjà à l'aide d'une modélisation en temps continu que les

k		HOMMES				
j		Formation	CDI	CDD	Chômage	Inactivité
	Etudes	13,7	32,6	26,4	23,1	4,2
	Formation	34,6	26,0	16,4	16,5	6,5
	CDI	0,5	92,0	2,1	3,1	2,6
	CDD	2,8	19,1	63,3	8,8	6,1
	Chômage	15,9	15,5	17,5	54,0	6,3
	Inactivité	4,6	40,4	25,0	18,4	11,7

k		FEMMES				
j		Formation	CDI	CDD	Chômage	Inactivité
	Etudes	12,1	28,3	25,1	23,0	11,4
	Formation	38,1	16,4	18,9	21,0	5,6
	CDI	0,7	91,5	1,7	4,1	1,9
	CDD	2,6	17,1	61,8	14,1	4,4
	Chômage	8,5	12,5	14,3	61,0	9,8
	Inactivité	1,4	4,5	2,7	3,2	88,3

TABLEAU 5.5: TRANSITIONS DES JEUNES SELON LE SEXE (EN %)

l'inactivité est le reflet de leur échec d'insertion professionnelle. A la suite d'une période de chômage prolongée, certaines femmes par découragement se retirent du marché du travail. Elles sont plus nombreuses à transiter du chômage vers l'inactivité que les hommes (10% contre 6%).

Il faut dire que l'insertion reste plus difficile pour les femmes. A la sortie du système éducatif, elles obtiennent moins d'emplois réguliers. Par ailleurs, quand elles arrivent à obtenir une formation rémunérée, un contrat à durée déterminée ou indéterminée, elles ont une probabilité plus forte de se retrouver au chômage. En particulier, 14% de femmes contre 9% des hommes en emplois précaires une année sont confrontés au chômage l'année suivante. Quel que soit l'état considéré, les femmes ont plus de difficultés à être embauchées sous un contrat à durée indéterminée. Les emplois temporaires, mais surtout les formations rémunérées ne semblent pas d'aussi bons tremplins vers les emplois réguliers pour les femmes que pour les hommes.

Toutefois, ces comparaisons sont à prendre avec précaution car nos deux groupes de référence n'ont pas tout à fait les mêmes caractéristiques individuelles et familiales, voire

femmes transitaient vers l'inactivité plus intensément que les hommes mais que les transitions des hommes hors de l'inactivité étaient plus intenses que celles des femmes. De manière générale, les durées moyennes de séjour des femmes dans les états de chômage et d'inactivité étaient supérieures à celles des hommes.

les mêmes préférences vis-à-vis du marché du travail. D'où la nécessité de recourir à des modélisations économétriques des transitions qui nous permettront en plus d'analyser l'influence de certaines variables tels que le diplôme ou la présence d'enfants sur le processus d'insertion professionnelle.

## **2 Modélisations économétriques des transitions sur le marché du travail**

Dans la littérature économétrique, la manière de modéliser les trajectoires individuelles sur le marché du travail n'est pas unique. Plusieurs catégories de modèles ont été utilisés : modèles de durées, modèles markoviens, modèles à choix discrets. D'où la question : quelle méthodologie adopter ? Dans la section 2.1, après une brève discussion sur les particularités de chaque démarche, nous montrerons que les modèles à utilité aléatoire à la McFadden (1974) sont les plus appropriés aux données dont nous disposons. Nous détaillerons leur spécification et présenterons leur procédure d'estimation dans la section 2.2.

### **2.1 Revue de la littérature et choix du modèle**

La description rigoureuse des parcours professionnels sur le marché du travail a commencé à la fin des années soixante-dix avec les travaux pionniers de Lancaster (1979), Lancaster & Nickell (1980) et Elbers & Ridder (1982), pour se développer ensuite au travers de la littérature, aujourd'hui fort abondante, sur les modèles économétriques de durée [pour une revue de la littérature sur les modèles de durées, voir Heckman & Singer (1984), Kiefer (1988) ou Lancaster (1990)]. Sur données françaises, les premières applications se sont concentrées sur l'étude de la durée et de la fréquence des périodes individuelles de chômage [Bonnal & Fougère (1990), Joutard & Werquin (1992), Ruggiero (1992), Lollivier (2000)]. Ces modèles où l'on observe la durée individuelle de rester dans un seul état sont les modèles de transition les plus simples.

Ils ont depuis connu des extensions qui permettent de prédire simultanément les durées et les états de destination des transitions<sup>8</sup> : il s'agit des modèles de transition multi-états multi-épisodes qui dans leurs spécifications les plus complexes tiennent compte d'un grand

---

<sup>8</sup>Pour de telles extensions des modèles de durées, voir Flinn & Heckman (1982, 1983), Aalen (1987) et Honoré (1993).

nombre d'états et de l'hétérogénéité individuelle inobservable [Gritz (1993), Mealli et al. (1996), Bonnal et al. (1997), Gilbert et al. (2001)]. Ils ont principalement été utilisés pour évaluer l'efficacité des dispositifs publics d'insertion en emploi et des politiques de formation des chômeurs et jeunes défavorisés, en l'absence de données expérimentales.

Cependant, l'estimation de ces modèles qui reposent sur des processus de transition en temps continu, nécessite des renseignements précis sur les trajectoires individuelles, en particulier la description de tous les états occupés successivement et les durées exactes de chaque séquence. Or peu de bases de données répondant à ces critères sont disponibles, notamment en France. Certes, les enquêtes retraçant les itinéraires individuels vis-à-vis du marché du travail sont de plus en plus fréquentes. Mais leurs observations sont souvent partielles car elles sont faites en temps discret. Par exemple, l'*Enquête Emploi* se limite à décrire la situation des individus interrogés à un an d'intervalle. De même, dans l'enquête *Jeunes-Carrières 97*, les historiques familiaux et professionnels ont été complétés de façon rétrospective en un seul entretien et donc il était impensable de demander aux individus les durées précises de chaque épisode de leurs parcours.

Dans la littérature économétrique, deux approches distinctes ont été développées pour résoudre ce problème d'estimation des modèles de transition à partir d'observations faites en temps discret. La première consiste à postuler que les transitions individuelles entre un nombre fini d'états peuvent être représentées par un processus markovien en temps continu. Kalbfleisch & Lawless (1985) présentent un algorithme de type quasi-Newton pour estimer les paramètres d'un tel processus. Ce travail a ensuite été prolongé par celui de Geweke, Marshall & Zarkin (1986) qui, critiquant l'estimation par maximum de vraisemblance exposée par Kalbfleisch & Lawless (1985), proposent une approche bayésienne<sup>9</sup>. Ces méthodes ont été appliquées pour décrire le marché du travail français par Fougère & Kamionka (1992b), Lollivier (1994) et Magnac & Robin (1994). L'avantage de ce type de modèles est qu'ils permettent de calculer les durées moyennes de séjour dans les états considérés, la probabilité d'occupation d'équilibre (ou stationnaire) et les intensités de transition d'un état à l'autre. Or la principale difficulté que l'on peut rencontrer avec cette démarche est que dans certains cas, les chaînes de Markov en temps discret ne peuvent pas être représen-

<sup>9</sup>Pour une présentation de ces techniques appliquées au marché du travail, voir Fougère & Kamionka (1992a) et Florens, Fougère, Kamionka & Mouchart (1994).

tées par un processus markovien en temps continu. Ce problème est connu sous le nom de problème de compatibilité (« embeddability problem ») et a été largement étudié [Singer & Spilerman (1976*a*, 1976*b*), Singer (1982)]. En outre, l'estimation de tels modèles doit se faire sur des groupes de population homogènes. Par exemple, si on veut tenir compte du sexe et de huit groupes d'âge, cela requiert déjà seize estimations séparées. Par conséquent, avec cette approche, seul l'impact d'un nombre restreint de variables peut être étudié et le traitement de l'hétérogénéité inobservée est exclu.

Or les trajectoires d'insertion des jeunes sur le marché du travail semblent être influencées par de nombreux facteurs : le sexe, les diplômes, la famille d'origine, etc [Couppié et al. (1997), Moncel & Rosé (1995), Aucouturier & Gelot (1994), Heller & Join-Lambert (1990)]. C'est pourquoi, nous avons privilégié la deuxième approche qui a pour objet l'estimation des probabilités de transitions entre deux dates distinctes dans le cadre d'une chaîne de Markov en temps discret. La première génération de travaux [Hall (1972), Toikka (1976), Clark & Summers (1979), Akerlof & Main (1980, 1981), Poterba & Summers (1986)] a vite été améliorée grâce au développement théorique des modèles économétriques à choix discrets et en particulier des modèles à utilité aléatoire à la McFadden (1974). Heckman (1978, 1981) propose un cadre général en termes de variables latentes continues pour analyser la relation intertemporelle parmi des variables discrètes qui s'applique parfaitement à l'étude des parcours individuels sur le marché du travail. Il s'agit d'introduire dans les spécifications à choix discrets les variables décrivant les états occupés aux dates antérieures afin d'obtenir une description de la dynamique des trajectoires. Dans la pratique, la modélisation la plus fréquemment retenue pour formaliser les transitions professionnelles est celle d'un logit multinomial avec prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservable [Card & Sullivan (1988), Magnac (1997, 2000), Jones & Riddell (1999), Card & Hyslop (2002)]. Néanmoins, il ne semble pas y avoir de consensus sur la manière de spécifier cette hétérogénéité (effets fixes ou effets aléatoires). Magnac (1997, 2000) traite les effets individuels comme fixes et utilise pour son estimation la méthode du maximum de vraisemblance conditionnel, proposée par Andersen (1973) et Chamberlain (1980, 1984) tandis que Card & Sullivan (1988) et Card & Hyslop (2002) les considèrent comme aléatoires et font respectivement une estimation non-paramétrique et paramétrique<sup>10</sup> de la fonction de vraisemblance.

<sup>10</sup>Card & Hyslop (2002) supposent que les effets individuels sont distribués selon une loi normale.

L'avantage du modèle à effets fixes est que l'estimation des paramètres de transition est robuste quelle que soit la distribution sous-jacente de l'hétérogénéité inobservée. Mais son principal défaut est que si l'on veut l'utiliser pour simuler des trajectoires caractéristiques, il faut estimer tous les effets fixes, soit un paramètre par individu et les résultats obtenus ne seront pas généralisables aux individus hors échantillon<sup>11</sup>. Comme l'un de nos objectifs est de faire des projections de l'impact de la naissance d'un enfant ou des mises en couples sur les parcours individuels, nous avons choisi de modéliser les transitions au moyen d'un logit multinomial à effets aléatoires, connu aussi sous le nom de *logit multinomial mixte* [McFadden & Train (2000)]. Cependant, notre technique d'estimation se démarque de celle de Card & Hyslop (2002) : nous avons recours au maximum de vraisemblance simulé et non à la méthode de quadrature gaussienne.

Peu de travaux en économie du travail ont estimé des logits multinomiaux à effets aléatoires et encore moins par simulations car la littérature économétrique sur ce sujet est très récente et en pleine évolution. En outre, la nouveauté de notre modélisation est qu'elle décrit les transitions entre cinq états du marché du travail ce qui est assez conséquent et qu'elle tient compte des possibles corrélations entre eux.

### 2.2 Spécifications et procédures d'estimation

Le cadre des modèles à utilité aléatoire à la McFadden (1974) fournit une manière simple de décrire les probabilités marginales d'occupation des états sur le marché du travail. Cela conduit à l'estimation d'un modèle logit multinomial. En introduisant les variables décrivant les états occupés à la date précédente, on obtient une description dynamique des trajectoires en temps discret sans recourir à un processus en temps continu. En spécifiant en plus des effets individuels aléatoires, nous pourrions distinguer ce qui vient des goûts et des qualités inobservables des jeunes et qui les ont conduit dans les états qu'ils occupent (hétérogénéité inobservable), de ce qui vient de l'avantage que leur confère l'occupation de certains états pour l'accession à d'autres états. Cette dernière méthode permet ainsi de séparer la dépendance d'état et l'hétérogénéité inobservable corrélée, selon la terminologie de Heckman (1981*a*, 1981*b*). Ces trois spécifications seront successivement estimées. Nous

---

<sup>11</sup>D'ailleurs Magnac (2000) réestime son modèle avec des effets aléatoires pour simuler l'impact à long terme des dispositifs de formation.

allons maintenant rappeler leurs structures générales.

### 2.2.1 Probabilités marginales d'occupation des états : le modèle logit multinomial statique

Avant de s'intéresser plus spécifiquement aux transitions, il nous a paru intéressant de commencer par étudier les déterminants des états occupés par les individus. Les probabilités marginales d'occupation des états peuvent se modéliser comme suit.

A chaque date  $t$ , la variable latente  $y_{it}^*$  décrit l'utilité que l'individu  $i$  obtient en étant dans l'état  $l$  du marché du travail (Formation, Chômage, CDD, CDI, Inactivité). Elle s'écrit en fonction de variables déterminantes  $X_{it}$  (âge, diplôme, sexe, etc) et de termes d'hétérogénéité inobservable entre les individus  $\varepsilon_{ilt}$  :

$$y_{it}^* = \beta_l' X_{it} + \varepsilon_{ilt}. \quad (5.1)$$

Ces intensités sont un mélange entre ce qui relève des préférences des individus envers les états et ce qui relève des contraintes d'accès aux états qu'ils subissent (offres d'emploi par exemple) ou des phénomènes de discrimination pour les femmes.

Le lien entre la variable latente et l'état observé est le suivant : l'état observé,  $y_{it}$ , est supposé être celui qui correspond à l'utilité maximale :

$$y_{it} = l \text{ si } y_{it}^* = \max_k (y_{ikt}^*). \quad (5.2)$$

Sous l'hypothèse que les  $\varepsilon_{ilt}$  suivent des lois à valeurs extrêmes de type I, indépendantes entre états, dates et individus, la probabilité que l'individu  $i$  soit dans l'état  $l$  à la date  $t$ , est donnée par :

$$P(y_{it} = l) = \frac{\exp(\beta_l' X_{it})}{\sum_k \exp(\beta_k' X_{it})}. \quad (5.3)$$

Ce modèle est la définition même d'un logit multinomial [Gouriéroux (1989)] et s'estime par la méthode du maximum de vraisemblance. La vraisemblance de ce modèle a pour expression :

$$\mathcal{L} = \prod_i \prod_t \prod_l [P(y_{it} = l)]^{y_{it}} = \prod_i \prod_t \prod_l \left[ \frac{\exp(\beta_l' X_{it})}{\sum_k \exp(\beta_k' X_{it})} \right]^{y_{it}}, \quad (5.4)$$

avec  $y_{itl} = 1$  si  $y_{it} = l$  et  $y_{itl} = 0$  sinon.

Rappelons que dans ce modèle, seuls les  $\beta_j - \beta_0$  sont identifiables, avec  $\beta_0$  le vecteur de paramètres correspondant à l'état de référence. Dans notre étude des états occupés sur le marché du travail, nous choisissons de mettre en référence l'inactivité. Ainsi, nous estimerons les intensités d'être en situation de chômage (état 1), d'emploi précaire (état 2), d'emploi régulier (état 3) et de stage et contrat aidé (état 4). L'interprétation des coefficients trouvés sera alors la suivante : si les coefficients de certaines variables, relatifs à un état, sont positifs, cela signifie que l'accroissement des valeurs de ces variables augmentent la probabilité d'occuper cet état par rapport à l'inactivité.

Par rapport à l'estimation standard du logit multinomial, nous devons corriger la matrice de variance-covariance et les écarts-types obtenus car l'hypothèse d'indépendance des termes d'erreurs n'est pas complètement vérifiée dans notre cas. En effet, nous utilisons l'ensemble des séquences individuelles pour l'estimation et donc nous sommes en présence de choix répétés. Ainsi les observations sont sans doute indépendantes d'un individu à l'autre mais probablement pas d'une année sur l'autre pour un individu donné. En conséquence, les coefficients estimés sont sans biais mais pas efficaces. Pour obtenir une matrice de variance-covariance robuste, nous utilisons la méthode connue sous le nom de ses auteurs, Huber (1967)-White (1980, 1982).

L'inconvénient de cette structure du modèle est qu'elle explique les intensités d'occuper un état de manière statique et reste peu riche du point de vue de la dynamique.

### 2.2.2 Chaîne de Markov et logit multinomial dynamique

Pour décrire la dynamique de l'insertion sur le marché du travail, il est indispensable de tenir compte de l'itinéraire passé des individus. Par exemple, il est intuitif de penser qu'un individu aura moins de chances de se retrouver à la date  $t$  dans un emploi régulier si son historique professionnel est davantage composé d'épisodes de chômage que d'épisodes d'emploi. Ainsi, ce que nous devons modéliser, ce ne sont plus les probabilités marginales mais les probabilités conditionnelles d'occupation des états, soit  $P(y_{it} = l | y_{i(t-1)}, y_{i(t-2)}, y_{i(t-3)}, \dots, y_{i(t-p)})$ .

La démarche la plus simple et la plus usuelle<sup>12</sup> de décrire les transitions est de supposer que celles-ci peuvent être représentées par une chaîne de Markov d'ordre 1. Par là-même, nous faisons l'hypothèse que la loi de probabilité  $y_{it}$ , à un instant quelconque, conditionnellement à un résumé fini de son histoire  $y_{i(t-1)}, y_{i(t-2)}, y_{i(t-3)}, \dots, y_{i(t-p)}$  ne dépend que de sa réalisation la plus proche dans cet historique  $y_{i(t-1)}$ . En d'autres termes, nous considérons que la probabilité d'occuper un état  $l$  à la date  $t$  est complètement caractérisée par la spécification suivante :

$$P(y_{it} = l) = P(y_{it} = l | y_{i(t-1)} = k). \quad (5.5)$$

Du point de vue de la modélisation économétrique, cette hypothèse de processus markovien d'ordre 1 en temps discret est relativement aisée à mettre en œuvre. Il suffit d'inclure dans la liste des variables explicatives les états occupés l'année précédente [Heckman (1978, 1981 *a*, 1981 *b*)]. Le problème habituel de biais relié aux conditions initiales est ici évité car l'état de départ de tous les individus de notre échantillon est le même ; ils sont nécessairement en études. Or cet état peut être considéré comme exogène et il ne nécessite pas de modélisation particulière<sup>13</sup>. Nous estimons ainsi des probabilités conditionnelles de transition entre la date  $t - 1$  et la date  $t$ , en supposant que la variable d'intensité s'écrit :

$$y_{it}^* = \beta_l' X_{it} + \sum_{k=0}^L \delta_{kl} y_{i(t-1)k} + \varepsilon_{ilt}, \quad (5.6)$$

où les coefficients  $\delta_{kl}$  mesurent l'effet de l'état  $k$  occupé précédemment sur la propension à entrer dans l'état  $j$ .

De nouveau cette spécification sera estimée par la méthode du maximum de vraisemblance avec la correction de Huber-White pour obtenir une matrice de variance-covariance robuste. Néanmoins, tous les  $\delta_{kl}$  ne sont pas identifiables. Nous fixons les coefficients  $\delta_{k0}$  à zéro, c'est-à-dire que l'inactivité est aussi mise en référence pour les états passés<sup>14</sup>.

L'hypothèse explicite de cette structure est que les variables d'états passés sont non-corrélées avec les termes d'erreurs. Or elle est douteuse si les états occupés sont déterminés partiellement par des effets individuels inobservables. En effet, dans ce cas, les variables

<sup>12</sup> voir Card & Sullivan (1988), Magnac (1997), Jones & Riddell (1999), Card & Hyslop (2002).

<sup>13</sup> Voir Gilbert et al. (2001).

<sup>14</sup> Cette normalisation correspond à l'hypothèse implicite que l'entrée en non-participation est aussi facile en provenance de n'importe quel état.

explicatives que sont les états occupés à la période  $t - 1$  s'expliquent par les mêmes termes que les états occupés à la date  $t$ . Les variables de statut de l'année précédente sont alors endogènes et les estimateurs sont biaisés. Il faut alors recourir à des méthodes qui tiennent compte de l'hétérogénéité inobservable : une des solutions est le logit mixte que nous exposerons dans sa version pour choix répétés [Revelt & Train (1998)].

### 2.2.3 Hétérogénéité inobservable et dépendance d'état : le logit mixte

**Structure du modèle :** De façon plus générale que précédemment, nous considérons que les termes d'hétérogénéité inobservable  $\varepsilon_{ilt}$  peuvent se décomposer en deux éléments : un terme reflétant les effets individuels spécifiques à chaque état,  $\alpha_{il}$  et un terme de résidus,

$$\varepsilon_{ilt} = \alpha_{il} + u_{ilt}. \quad (5.7)$$

Les variables latentes  $y_{ilt}^*$  sont désormais fonctions des caractéristiques observables, de l'état occupé l'année précédente, des effets individuels  $\alpha_{il}$  supposés aléatoires et de termes d'hétérogénéité inobservable spécifiques à l'année  $u_{ilt}$  :

$$y_{ilt}^* = \beta_l' X_{it} + \sum_{k=0}^L \delta_{kl} y_{i(t-1)k} + \alpha_{il} + u_{ilt}. \quad (5.8)$$

Sous l'hypothèse que les termes d'erreurs  $u_{ilt}$  suivent des distributions logistiques indépendantes au cours du temps et entre états, la probabilité conditionnelle – conditionnelle à  $X_{it}$ ,  $y_{i(t-1)k}$  et aux effets aléatoires  $\alpha_{il}$  – que l'individu  $i$  occupe l'état  $l$  à la date  $t$  a pour expression :

$$P(y_{it} = l | y_{i(t-1)} = k, X_{it}, \alpha_{il}) = \frac{\exp(\beta_l' X_{it} + \sum_{h=0}^L \delta_{hl} y_{i(t-1)h} + \alpha_{il})}{\sum_k \exp(\beta_k' X_{it} + \sum_{h=0}^L \delta_{hl} y_{i(t-1)h} + \alpha_{ik})}. \quad (5.9)$$

Nous normalisons  $\beta_0$ ,  $\delta_{k0}$  et  $\alpha_{i0}$  à zéro afin que notre modèle soit identifiable. Nous supposons par ailleurs que les effets individuels  $\alpha_{il}$  suivent une distribution normale<sup>15</sup> multivariée d'ordre 4 :  $(\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \alpha_{i3}, \alpha_{i4})' \sim \mathcal{N}(a, \Omega)$  avec  $\Omega$  de forme générale, c'est-à-dire avec

<sup>15</sup>Dans les estimations paramétriques, le choix de la loi normale pour caractériser l'hétérogénéité inobservable est usuel. Voir Card & Hyslop (2002) et Magnac (2000) pour les modèles de transition et Revelt & Train (1998), pour les logits mixtes. D'autres lois auraient pu être spécifiées (uniforme, log-normale, etc). Dans nos estimations, les paramètres estimés ne sont pas sensibles à la loi choisie et sont donc robustes.

la possibilité de corrélations non-nulles entre les différents aléas. Cette hypothèse est importante car un individu qui a une forte préférence pour les contrats à durée indéterminée aura sans doute aussi un goût marqué pour les autres formes d'emplois par rapport à l'inactivité, traduisant le fait qu'il est décidé à participer au marché du travail. On s'attend ainsi à des corrélations positives et assez élevées entre les effets individuels  $\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \alpha_{i3}, \alpha_{i4}$ . Par conséquent, l'avantage du logit mixte par rapport au logit multinomial standard est que les termes d'erreurs des fonctions d'utilité pour les différents états ne sont pas supposés indépendants. En effet, dans le modèle classique, l'indépendance conduit à la propriété *IIA* (« Independence of Irrelevant Alternatives ») très restrictive et rarement vérifiée empiriquement. Ici, nous avons  $\text{cov}(\varepsilon_{ilt}, \varepsilon_{ikt}) = \mathbb{E}[(\alpha_{il} + u_{ilt})(\alpha_{ik} + u_{ikt})] = \sigma_{\alpha_l, \alpha_k}^2$ . Les composantes inobservées des utilités associées aux états  $l$  et  $k$  sont reliées entre elles par la corrélation des termes d'hétérogénéité individuelle et donc la propriété *IIA* ne tient plus. En permettant une plus grande flexibilité dans la structure des corrélations des termes d'erreurs, la spécification avec des effets aléatoires conduit à des estimateurs plus efficaces.

Comme les effets individuels ne sont pas observables, nous devons intégrer la probabilité conditionnelle sur toutes les valeurs possibles de  $\alpha_{il}$  pour obtenir la probabilité inconditionnelle de l'individu  $i$  d'être dans l'état  $l$  à la date  $t$ . Elle s'écrit :

$$\int \int \int \int P(y_{it} = l | y_{i(t-1)} = k, X_{it}, \alpha_{il}) \cdot f(\alpha_i | a, \Omega) d\alpha_{i1} d\alpha_{i2} d\alpha_{i3} d\alpha_{i4}, \quad (5.10)$$

avec  $f(\cdot | a, \Omega)$  la fonction de densité jointe de la loi normale multivariée caractérisant les effets individuels.

Or dans l'estimation par maximum de vraisemblance, nous devons tenir compte des choix répétés des individus. Cela nécessite de raisonner sur les trajectoires, c'est-à-dire sur l'ensemble des états successifs occupés par individu. La probabilité conditionnelle d'observer la succession d'états  $(y_{i1}, \dots, y_{iT_i})$  pour l'individu  $i$  est simplement le produit des probabilités décrites à l'équation (5.9) :

$$S(y_{i1}, \dots, y_{iT_i} | \alpha_{il}) = \prod_t^{T_i} P(y_{it} = l | y_{i(t-1)} = k, X_{it}, \alpha_{il}). \quad (5.11)$$

Il est à noter que la période d'observation  $T_i$  varie entre les individus en fonction de leur âge et de leur date de fin d'études :  $T_i$  est compris entre 2 et 14.

Dans ce cadre, la probabilité inconditionnelle que l'individu  $i$  ait la trajectoire  $(y_{i1}, \dots, y_{iT_i})$  a pour expression :

$$S(y_{i1}, \dots, y_{iT_i}) = \int \int \int \int S(y_{i1}, \dots, y_{iT_i} | \alpha_{i1}) \cdot f(\alpha_i | a, \Omega) d\alpha_{i1} d\alpha_{i2} d\alpha_{i3} d\alpha_{i4}, \quad (5.12)$$

et la vraisemblance individuelle inconditionnelle :

$$\mathcal{L}_i = \int \int \int \int \prod_t \prod_l \left[ \frac{\exp(\beta_l' X_{it} + \sum_{h=0}^L \delta_{hl} y_{i(t-1)h} + \alpha_{il})}{\sum_k \exp(\beta_k' X_{it} + \sum_{h=0}^L \delta_{hl} y_{i(t-1)h} + \alpha_{ik})} \right]^{y_{itl}} f(\alpha_i | a, \Omega) \cdot d\alpha_{i1} d\alpha_{i2} d\alpha_{i3} d\alpha_{i4}, \quad (5.13)$$

avec  $y_{itl} = 1$  si  $y_{it} = l$  et  $y_{itl} = 0$  sinon.

Au final, la log-vraisemblance que nous devons maximiser pour estimer les paramètres  $\beta$  associés aux variables explicatives et les paramètres de la distribution des effets individuels  $a$  et  $\Omega$ , est égale à la somme des log-vraisemblances individuelles, soit  $\ln \mathcal{L} = \sum_i \ln \mathcal{L}_i$ . Or l'estimation exacte des paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance n'est en pratique pas possible car l'intégrale de l'équation (5.13) ne peut pas être calculée analytiquement. En outre, l'intégration numérique par la technique bien connue de quadrature gaussienne n'est pas ici réalisable en raison des temps de calculs associés aux intégrales de dimension supérieures ou égales à trois<sup>16</sup>. En conséquence, nous avons eu recours à une procédure de simulations pour obtenir une approximation de cette intégrale et nos estimateurs sont les solutions de la maximisation de la log-vraisemblance simulée.

**Méthode du maximum de vraisemblance simulé :** L'idée de base des techniques de simulations est de remplacer l'intégrale multi-dimensionnelle dans l'expression des estimateurs théoriques exacts par des simulateurs de probabilités facilement calculables. Lerman & Manski (1981) ont introduit ce concept et présenté une procédure d'approximation relativement simple, basée sur les fréquences mais dont les propriétés asymptotiques étaient malheureusement assez pauvres. D'autres travaux ont ensuite proposé des simulateurs (« smooth simulators ») comblant cette lacune. Ils incluent notamment les articles de McFadden (1989) et Pakes & Pollard (1989) pour la méthode des moments simulés et ceux de Gouriéroux & Monfort (1991, 1993, 1996) et Laroque & Salanié (1993a) sur le pseudo-maximum de vraisemblance simulé. Ici nous utiliserons cette dernière démarche

<sup>16</sup>Pour des exemples d'application de cette technique au modèle logit mixte, voir Ben-Akiva, Bolduc & Bradley (1993), Train, McFadden & Goett (1987) et Card & Hyslop (2002).

car elle possède de nombreux avantages : elle est assez facile à mettre en œuvre car elle se fonde sur un critère d'optimisation très proche du maximum de vraisemblance classique; elle est significativement plus rapide en termes de calculs que celle des moments simulés [Stern (1997)] et sa fonction objectif se comporte mieux; et quand le nombre de simulations est important, les estimateurs obtenus sont efficaces et ont les propriétés statistiques bien connues du maximum de vraisemblance [Hajivassiliou & McFadden (1998)]. D'ailleurs, cette technique d'estimation des logits mixtes a fait l'objet de nombreuses applications récentes, en particulier sur les thèmes des choix individuels des modes de transports et d'énergie [Bhat (1997), Train (1998), Revelt & Train (1998, 2000), Brownstone & Train (1999), Goett, Hudson & Train (2000), Brownstone, Bunch & Train (2000), Bolduc, Fortin, Labrecque & Lanoie (2002), Bhat & Castelar (2002)].

Formellement, la probabilité  $S(y_{i1}, \dots, y_{iT_i})$  de l'équation (5.12) est approximée par la somme de probabilités conditionnelles évaluées pour des valeurs particulières de  $\alpha_{il}$ . Pour chaque individu, on fait  $R$  tirages de  $(\alpha_{i1}^r, \alpha_{i2}^r, \alpha_{i3}^r, \alpha_{i4}^r)'$  à partir de la distribution  $\mathcal{N}(a, \Omega)$  et on calcule la probabilité conditionnelle  $S(y_{i1}, \dots, y_{iT_i} | \alpha_{il}^r)$  pour chaque ensemble de valeurs. La moyenne des  $R$  probabilités obtenues est alors un simulateur sans biais de la probabilité inconditionnelle :

$$\begin{aligned} \tilde{S}(y_{i1}, \dots, y_{iT_i}) &= \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R S(y_{i1}, \dots, y_{iT_i} | \alpha_{il}^r) \\ &= \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \prod_t \prod_l \left[ \frac{\exp(\beta'_l X_{it} + \sum_{h=0}^L \delta_{hl} y_{i(t-1)h} + \alpha_{il}^r)}{\sum_k \exp(\beta'_k X_{it} + \sum_{h=0}^L \delta_{hl} y_{i(t-1)h} + \alpha_{ik}^r)} \right]^{y_{it}} \end{aligned} \quad (5.14)$$

avec  $(\alpha_{i1}^r, \alpha_{i2}^r, \alpha_{i3}^r, \alpha_{i4}^r)'$  le  $r$ -ième tirage à partir de  $f(\cdot | a, \Omega)$  et  $\tilde{S}(y_{i1}, \dots, y_{iT_i})$  la probabilité simulée de la trajectoire de la personne  $i$ .

La fonction de log-vraisemblance simulée est alors construite comme :

$$\ln \tilde{\mathcal{L}} = \sum_i \ln \tilde{S}(y_{i1}, \dots, y_{iT_i}), \quad (5.15)$$

et les paramètres estimés sont ceux qui maximisent cette fonction. Ils sont asymptotiquement sans biais mais risquent d'être biaisés si le nombre de tirages est faible. De même, leur variance diminue quand le nombre de tirages  $R$  augmente<sup>17</sup>.

<sup>17</sup>voir McFadden & Train (2000), Hajivassiliou & Ruud (1994), Lee (1992) pour les détails et les démonstrations des propriétés de ces estimateurs.

Dans la pratique, les tirages dans la distribution normale multivariée de moyenne  $a$  et de matrice de variance-covariance  $\Omega$  sont effectués à l'aide de la décomposition de Cholesky. Elle consiste à spécifier le vecteur  $\alpha_i = (\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \alpha_{i3}, \alpha_{i4})'$  comme une combinaison linéaire de quatre variables indépendantes distribuées selon une loi normale standard univariée :

$$\alpha_i = a + T\eta_i ; \eta_i \sim \mathcal{N}(0, 1), \quad (5.16)$$

où  $T$  est une matrice triangulaire inférieure – dont les éléments sont appelés *facteurs de Cholesky* –, telle que  $TT' = \Omega$ . Ainsi, la log-vraisemblance simulée est réécrite en remplaçant les  $\alpha_i$  par leur expression (équation (5.16)) et ce sont les paramètres  $a$  et  $T$  qui sont directement estimés. Les éléments de la matrice  $\Omega$  sont ensuite calculés en effectuant le produit  $\hat{\Omega} = \hat{T}\hat{T}'$  et les écarts-types de ces éléments sont obtenus par la méthode delta<sup>18</sup>.

Traditionnellement, de simples tirages aléatoires sont utilisés dans les applications. Or, un grand nombre de tirages est habituellement nécessaire pour s'assurer que l'erreur de simulation dans les paramètres estimés reste faible. En effet, même si la probabilité simulée  $\tilde{S}(y_{i1}, \dots, y_{iT_i})$  est un estimateur sans biais de la vraie probabilité  $S(y_{i1}, \dots, y_{iT_i})$ , la log-vraisemblance simulée n'est pas un estimateur sans biais de la véritable log-vraisemblance à cause de la non-linéarité de la fonction logarithme<sup>19</sup>. La log-vraisemblance simulée sous-estime la vraie valeur de la log-vraisemblance. Néanmoins ce biais diminue quand le nombre de tirages  $R$  augmente. Ainsi, la précision des paramètres estimés par la méthode du maximum de vraisemblance simulé dépend de façon cruciale de l'utilisation d'un grand nombre de tirages, ce qui en contrepartie est très coûteux en termes de temps de calculs<sup>20</sup>. C'est pourquoi, nous avons utilisé 1 000 tirages afin de limiter les biais<sup>21</sup>. Néanmoins, quand  $R$

<sup>18</sup>Cette méthode utilise le résultat général suivant : pour  $\Psi = f(p)$ ,  $Var(\Psi) = \left(\frac{\partial \Psi}{\partial p}\right)' Var(p) \left(\frac{\partial \Psi}{\partial p}\right)$  où  $\Psi$  et  $p$  sont des vecteurs. Dans notre cas,  $p$  est un vecteur composé des éléments de  $T$ ,  $\Psi$  est un vecteur composé des éléments de  $\Omega$  et  $f$  est égale à  $TT'$ .

<sup>19</sup>Pour des calculs des biais de simulations, voir Lee (1995).

<sup>20</sup>D'où les contributions très intéressantes de Train (2000) et Bhat (2001) : ils proposent de recourir à des mécanismes « intelligents » de tirages, connus sous le nom de *séquences d'Halton*, au lieu de tirages complètement aléatoires de type Monte Carlo. Ces procédures couvrent l'espace d'intégration de façon uniforme et par conséquent permettent de réduire significativement à la fois l'erreur de simulation et le nombre de tirages requis pour l'estimation du logit mixte et par là-même les temps de calculs. Cette méthode a été utilisée pour estimer le logit mixte sans corrélation entre les aléas, c'est-à-dire pour le cas particulier où  $\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_4^2 \end{pmatrix}$ . Par contre, pour  $\Omega$  de forme générale, nous avons eu recours aux tirages de type Monte Carlo.

<sup>21</sup>La norme dans ce type de travaux est souvent de 250 à 500 tirages.

est fini, la matrice de variance-covariance est en générale sous-estimée [Newey & McFadden (1994), McFadden & Train (2000)]. Nous fonderons donc nos tests de significativité sur la matrice robuste de variance-covariance qui tient compte de l'erreur de simulation et qui a pour expression  $H^{-1}GH^{-1}$  avec  $H$  la vraie matrice hessienne des paramètres et  $G$  le produit croisé des gradients, soit l'approximation par le BHHH de la hessienne<sup>22</sup>.

Nous allons désormais présenter les résultats obtenus avec nos trois spécifications.

### 3 Résultats

Dans toutes nos modélisations, nous avons non seulement retenu comme variables explicatives des probabilités d'occupations des statuts un certain nombre de caractéristiques individuelles (âge, situation matrimoniale, nombre d'enfants, diplôme le plus élevé) et familiales (nombre de frères et sœurs, parents divorcés, niveau d'éducation des parents) mais aussi des variables dichotomiques temporelles captant les effets de conjoncture. Afin de ne pas alourdir la présentation des résultats<sup>23</sup>, les coefficients de ces dernières variables sont reportés dans l'Annexe B. Par ailleurs, nous avons introduit la variable croisée *nombre d'enfants\*sexe* où *sexe* = 1 pour les femmes car les statistiques descriptives du chapitre 1 laissent supposer que la naissance d'enfants influence différemment les parcours professionnels des hommes et des femmes.

Le tableau 5.6 présente les paramètres estimés des déterminants individuels et familiaux et le tableau 5.7 présente les paramètres des états passés et de la distribution de l'hétérogénéité inobservable. Chaque tableau comprend quatre colonnes. La première correspond au logit multinomial statique et la dernière au logit multinomial mixte admettant des corrélations non-nulles entre les différents aléas. Les deuxième et troisième colonnes sont des cas particuliers de cette spécification générale. A la colonne 2 sont reportés les paramètres estimés du logit multinomial dynamique sans hétérogénéité inobservée correspondant à l'hypothèse  $\Omega = 0$ , équivalente à la nullité de tous les facteurs de Cholesky. La colonne 3

<sup>22</sup>D'un point de vue technique, nos trois spécifications ont été programmées sous GAUSS en modifiant le programme d'estimation des logits mixtes disponible sur le site personnel de Kenneth Train ([http : //elsa.berkeley.edu/~train](http://elsa.berkeley.edu/~train)). Les programmes de simulations sont complètement originaux.

<sup>23</sup>On construit une dichotomique par année et on estime un coefficient par variable par année, soit 48 au total, l'année 1997 étant mise en référence.

présente les résultats d'un logit multinomial mixte dans lequel les effets individuels spécifiques à chaque état ( $\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \alpha_{i3}, \alpha_{i4}$ ) sont indépendants entre eux. Cette spécification impose que la matrice  $T$  dans la décomposition de Cholesky est une matrice diagonale dont les éléments sont les écarts-types des distributions indépendantes des aléas<sup>24</sup>.

Nous commencerons par analyser les déterminants individuels, familiaux et conjoncturels des différents comportements vis-à-vis du marché du travail. Puis nous verrons que les préférences et les historiques professionnels des individus sont prépondérants dans les parcours d'insertion des jeunes. Enfin, nous illustrerons nos précédents commentaires en simulant certaines trajectoires caractéristiques. Nous mettrons notamment en évidence le rôle joué par les maternités dans les parcours féminins. Néanmoins, nous ne tiendrons pas compte, dans ces simulations, de la possible simultanéité (cf. chapitre 1) des choix de carrière et des décisions d'avoir des enfants. Les naissances seront considérées ici comme des évènements exogènes<sup>25</sup>

### 3.1 Les déterminants individuels, familiaux et conjoncturels

Les variables explicatives ont dans leur ensemble l'effet (signe) attendu sur les probabilités d'occupation des différents états et leurs pentes varient peu d'une spécification à l'autre. Pour les caractéristiques individuelles, nous pouvons tout d'abord noter que la participation au marché du travail, sous toutes ses formes (chômage, emploi précaire, emploi régulier, formation), est croissante avec l'âge et le niveau de diplôme. Les trajectoires d'insertion professionnelle des jeunes semblent avoir de plus en plus de chances au fil des années d'aboutir à l'obtention d'un emploi régulier. Cependant, quel que soit le diplôme, la probabilité d'être au chômage est identique. Nous ne trouvons pas ici le phénomène souvent observé dans la littérature empirique que plus un individu détient un niveau de diplôme élevé, plus il est protégé contre le chômage. Cette non-significativité peut provenir du fait que l'effet du diplôme est en réalité différent pour les hommes et les femmes. Or, on le contraint ici à être le même<sup>26</sup>. En outre, pour l'accès à un contrat à durée déterminée, il ressort de l'estimation du logit multinomial statique que le caractère professionnel et technique de la formation initiale est prépondérant par rapport à la hiérarchie des diplômes.

---

<sup>24</sup>Voir la note de bas de page 16 pour l'expression de  $\Omega$ .

<sup>25</sup>Nous reviendrons sur ce problème ultérieurement.

<sup>26</sup>Voir régressions séparées ultérieures.

	Logit statique		Logit dynamique		Logit mixte (1)		Logit mixte (2)	
<b>Age</b>								
chômage	0.875	(0.296)	1.478	(0.290)	1.220	(0.298)	1.744	(0.284)
cdd	1.908	(0.298)	2.210	(0.291)	2.295	(0.303)	2.812	(0.294)
cdi	3.600	(0.297)	2.513	(0.283)	3.381	(0.300)	3.681	(0.277)
formation	0.650	(0.347)	2.177	(0.333)	1.726	(0.357)	1.997	(0.320)
<b>Sexe (femme=1)</b>								
chômage	-0.092	(0.125)	-3.162	(0.279)	-3.130	(0.280)	-3.054	(0.267)
cdd	-0.419	(0.122)	-3.288	(0.282)	-3.158	(0.284)	-3.117	(0.265)
cdi	-0.664	(0.117)	-3.247	(0.254)	-3.193	(0.260)	-3.175	(0.229)
formation	-0.144	(0.138)	-2.309	(0.353)	-2.201	(0.362)	-2.231	(0.342)
<b>En couple</b>								
chômage	-0.695	(0.112)	-0.451	(0.095)	-0.456	(0.104)	-0.570	(0.126)
cdd	-0.530	(0.116)	-0.380	(0.095)	-0.455	(0.102)	-0.556	(0.124)
cdi	-0.027	(0.107)	-0.048	(0.089)	-0.009	(0.096)	-0.131	(0.118)
formation	-0.727	(0.132)	-0.475	(0.114)	-0.541	(0.126)	-0.662	(0.153)
<b>Nbre d'enfants</b>								
chômage	0.434	(0.420)	0.382	(0.402)	0.463	(0.384)	0.611	(0.203)
cdd	0.411	(0.415)	0.390	(0.394)	0.399	(0.378)	0.551	(0.198)
cdi	0.394	(0.403)	0.325	(0.379)	0.386	(0.364)	0.511	(0.182)
formation	0.386	(0.443)	0.467	(0.413)	0.533	(0.404)	0.691	(0.288)
<b>Nbre d'enfants*sexe</b>								
chômage	-1.559	(0.422)	-1.112	(0.407)	-1.257	(0.391)	-1.730	(0.217)
cdd	-2.085	(0.421)	-1.385	(0.403)	-1.569	(0.390)	-2.036	(0.216)
cdi	-2.056	(0.405)	-1.519	(0.387)	-1.798	(0.374)	-2.188	(0.196)
formation	-2.003	(0.459)	-1.603	(0.428)	-1.670	(0.426)	-2.093	(0.311)
<b>Enseign.professionnel court</b>								
chômage	0.595	(0.131)	0.265	(0.106)	0.211	(0.116)	0.358	(0.144)
cdd	0.995	(0.132)	0.603	(0.106)	0.694	(0.117)	0.826	(0.144)
cdi	1.285	(0.127)	0.851	(0.100)	1.006	(0.113)	1.100	(0.135)
formation	0.750	(0.152)	0.293	(0.125)	0.368	(0.136)	0.454	(0.156)
<b>Enseign.professionnel long</b>								
chômage	0.515	(0.220)	0.051	(0.176)	-0.023	(0.190)	0.069	(0.218)
cdd	0.980	(0.219)	0.488	(0.173)	0.576	(0.192)	0.647	(0.215)
cdi	1.178	(0.211)	0.776	(0.165)	0.860	(0.182)	0.919	(0.202)
formation	0.926	(0.246)	0.290	(0.203)	0.374	(0.223)	0.428	(0.234)
<b>Bac général</b>								
chômage	0.177	(0.210)	0.003	(0.165)	-0.081	(0.176)	0.029	(0.206)
cdd	0.870	(0.212)	0.578	(0.164)	0.674	(0.178)	0.756	(0.199)
cdi	1.039	(0.205)	0.993	(0.157)	1.091	(0.171)	1.167	(0.189)
formation	0.547	(0.244)	0.170	(0.201)	0.227	(0.217)	0.289	(0.220)
<b>Au moins Bac+2</b>								
chômage	0.374	(0.332)	0.002	(0.271)	0.018	(0.289)	0.004	(0.336)
cdd	0.581	(0.347)	0.250	(0.277)	0.145	(0.294)	0.168	(0.336)
cdi	0.896	(0.321)	1.005	(0.258)	1.047	(0.276)	1.028	(0.315)
formation	1.065	(0.321)	0.231	(0.323)	0.330	(0.342)	0.328	(0.350)
<b>Nbre de frères et sœurs</b>								
chômage	0.008	(0.024)	0.024	(0.019)	0.034	(0.021)	0.012	(0.025)
cdd	-0.064	(0.026)	-0.038	(0.021)	-0.053	(0.023)	-0.071	(0.027)
cdi	-0.090	(0.025)	-0.052	(0.019)	-0.071	(0.022)	-0.084	(0.023)
formation	-0.029	(0.025)	-0.009	(0.022)	-0.013	(0.025)	-0.024	(0.029)
<b>Parents divorcés</b>								
chômage	0.199	(0.146)	0.143	(0.115)	0.196	(0.123)	0.196	(0.145)
cdd	0.167	(0.150)	0.064	(0.116)	0.073	(0.127)	0.072	(0.144)
cdi	-0.002	(0.141)	-0.060	(0.110)	-0.067	(0.119)	-0.054	(0.136)
formation	0.181	(0.167)	0.108	(0.133)	0.144	(0.144)	0.144	(0.163)

Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

TABLEAU 5.6: DÉTERMINANTS INDIVIDUELS ET FAMILIAUX DES PROBABILITÉS D'OCCUPATION DES STATUTS

	Logit statique	Logit dynamique	Logit mixte (1)	Logit mixte (2)
<b>En études en (t - 1)</b>				
chômage		1.722 (0.220)	1.615 (0.221)	1.497 (0.336)
cdd		1.567 (0.218)	1.485 (0.219)	1.385 (0.329)
cdi		1.323 (0.212)	1.247 (0.213)	1.154 (0.323)
formation		2.612 (0.257)	2.513 (0.264)	2.408 (0.369)
<b>Au chômage en (t - 1)</b>				
chômage		1.498 (0.280)	0.785 (0.263)	0.059 (0.274)
cdd		0.245 (0.276)	0.343 (0.270)	-0.456 (0.272)
cdi		-0.255 (0.275)	-0.216 (0.267)	-0.973 (0.274)
formation		0.863 (0.327)	0.949 (0.326)	0.138 (0.328)
<b>En CDD en (t - 1)</b>				
chômage		-0.342 (0.267)	-0.442 (0.254)	-1.312 (0.275)
cdd		1.401 (0.248)	0.824 (0.224)	0.052 (0.266)
cdi		-0.295 (0.249)	-0.213 (0.239)	-1.076 (0.260)
formation		-0.046 (0.309)	-0.004 (0.303)	-0.846 (0.351)
<b>En CDI en (t - 1)</b>				
chômage		-0.655 (0.269)	-0.749 (0.253)	-1.371 (0.264)
cdd		-1.266 (0.268)	-1.361 (0.249)	-1.969 (0.269)
cdi		1.966 (0.268)	1.559 (0.219)	1.081 (0.238)
formation		-1.229 (0.374)	-1.165 (0.365)	-1.650 (0.385)
<b>En formation en (t - 1)</b>				
chômage		0.587 (0.268)	0.492 (0.264)	0.113 (0.299)
cdd		0.426 (0.261)	0.389 (0.2555)	0.042 (0.299)
cdi		0.480 (0.255)	0.577 (0.256)	0.302 (0.281)
formation		2.837 (0.277)	2.391 (0.277)	2.064 (0.338)
<b>En études en (t - 1)*sexe</b>				
chômage		2.209 (0.307)	2.183 (0.314)	1.865 (0.380)
cdd		2.226 (0.306)	2.032 (0.318)	1.745 (0.375)
cdi		2.001 (0.281)	1.832 (0.298)	1.613 (0.354)
formation		1.194 (0.380)	1.124 (0.393)	0.949 (0.448)
<b>Au chômage en (t - 1)*sexe</b>				
chômage		4.373 (0.359)	4.552 (0.345)	4.600 (0.363)
cdd		4.155 (0.369)	4.015 (0.375)	4.113 (0.356)
cdi		3.974 (0.349)	3.903 (0.355)	4.033 (0.341)
formation		3.758 (0.446)	3.675 (0.458)	3.869 (0.436)
<b>En CDD en (t - 1)*sexe</b>				
chômage		4.419 (0.349)	4.517 (0.348)	4.557 (0.345)
cdd		4.028 (0.344)	3.966 (0.336)	4.032 (0.327)
cdi		3.843 (0.327)	3.727 (0.335)	3.852 (0.300)
formation		3.093 (0.440)	2.972 (0.447)	3.164 (0.468)
<b>En CDI en (t - 1)*sexe</b>				
chômage		4.321 (0.347)	4.383 (0.345)	4.340 (0.335)
cdd		4.011 (0.362)	3.869 (0.361)	3.876 (0.364)
cdi		4.140 (0.313)	4.087 (0.312)	4.114 (0.275)
formation		3.871 (0.497)	3.761 (0.501)	3.840 (0.511)
<b>En formation en (t - 1)</b>				
chômage		3.792 (0.365)	3.824 (0.373)	3.660 (0.394)
cdd		3.717 (0.363)	3.734 (0.369)	3.586 (0.395)
cdi		2.993 (0.341)	2.832 (0.357)	2.810 (0.371)
formation		2.753 (0.416)	2.583 (0.425)	2.566 (0.446)
<b>Constante-moyenne des aléas</b>				
chômage (a <sub>1</sub> )	-0.311 (0.656)	-2.057 (0.627)	-1.408 (0.649)	-1.376 (0.679)
cdd (a <sub>2</sub> )	-3.047 (0.663)	-4.225 (0.631)	-4.488 (0.666)	-4.415 (0.706)
cdi (a <sub>3</sub> )	-6.187 (0.666)	-4.779 (0.607)	-6.644 (0.675)	-6.164 (0.675)
formation (a <sub>4</sub> )	-1.421 (0.768)	-5.719 (0.733)	-5.144 (0.781)	-4.637 (0.783)
<b>Facteurs de cholesky (T)</b>				
t <sub>11</sub>			0.975 (0.074)	1.695 (0.105)
t <sub>21</sub>				1.267 (0.130)
t <sub>22</sub>			1.014 (0.074)	1.178 (0.071)
t <sub>31</sub>				1.048 (0.135)
t <sub>32</sub>				0.484 (0.103)
t <sub>33</sub>			1.020 (0.077)	0.930 (0.079)
t <sub>41</sub>				1.030 (0.137)
t <sub>42</sub>				0.349 (0.117)
t <sub>43</sub>				-0.205 (0.127)
t <sub>44</sub>			1.084 (0.088)	1.075 (0.108)
log-vraisemblance	-24 656.36	-17 219.58	-16 970.99	-16 891.88

Les écarts-types sont reportés entre parenthèses.

TABEAU 5.7: INFLUENCE DE LA DÉPENDANCE D'ÉTAT ET DE L'HÉTÉROGÉNÉITÉ SUR LES PROBABILITÉS D'OCCUPATION DES STATUTS

Mais ce résultat sur les probabilités marginales ne tient plus pour les probabilités conditionnelles, c'est-à-dire pour les autres spécifications incluant les états passés. Par rapport aux individus sans diplômes, les diplômés ont plus de chances d'occuper un emploi, mais il n'y aurait pas de réelles différences de transitions entre les niveaux d'études.

En ce qui concerne les différences hommes/femmes, les signes négatifs de la variable *sexe* indiquent que les femmes sont plus inactives que les hommes, phénomène déjà observé au tableau 5.5. Mais il apparaît surtout qu'elles ont une probabilité beaucoup plus faible d'occuper un emploi notamment régulier, toutes choses étant égales par ailleurs. Comme l'on pouvait s'y attendre, l'impact du nombre d'enfants sur les trajectoires d'insertion diffère entre sexes. La présence d'enfants n'aurait aucune influence sur la situation professionnelle des hommes<sup>27</sup> mais elle jouerait négativement sur l'entrée dans la vie active (quel que soit le mode d'entrée) des jeunes femmes. La naissance d'un enfant conduirait certaines femmes à renoncer à leur activité professionnelle et entraînerait une substitution importante entre les contrats à durée indéterminée et l'inactivité. Ces résultats sont conformes à ceux de Blöss et al. (1994), décrits au premier chapitre. La précocité de la maternité et la mise en couple très jeune accroît le risque d'avoir un itinéraire marqué par l'inactivité. Certaines femmes ont sans doute choisi simultanément à la fois leur trajectoire professionnelle non prioritaire et leur trajectoire familiale privilégiée, peut-être même avant leur insertion à propement parlé<sup>28</sup>. D'ailleurs l'effet négatif de la variable *en couple* est sans doute imputable aux parcours féminins<sup>29</sup>.

Les variables familiales auraient peu d'impact sur les trajectoires professionnelles suivies. Le niveau de diplôme des deux parents n'est jamais significatif et c'est pourquoi, dans les régressions présentées, ces variables ont été exclues dans un souci de parcimonie vis-à-vis du nombre de paramètres à estimer. On peut penser que le niveau d'éducation des parents influence la durée des études des enfants via une reproduction intergénérationnelle du capital scolaire [Magnac (1997)] mais qu'il n'a pas d'effet significatif direct sur les états occupés sur le marché du travail – à diplôme constant. Le divorce des parents n'aurait pas non plus d'incidence sur le parcours professionnel. En revanche, les jeunes issus d'une

<sup>27</sup>Le nombre d'enfants est significatif pour la spécification la plus générale (colonne 4). Mais lorsque l'on estime ce modèle sur les hommes seulement, cette variable n'est plus statistiquement significative.

<sup>28</sup>Mais rappelons que les naissances sont ici traitées comme exogènes.

<sup>29</sup>Cette hypothèse sera vérifiée ultérieurement en effectuant des régressions séparées pour les populations masculine et féminine.

famille nombreuse ont une probabilité plus faible d'occuper un emploi (CDD ou CDI). Cela plaiderait donc en faveur d'une certaine reproduction sociale des comportements vis à vis du marché du travail, puisque dans les familles nombreuses, l'un des parents a plus de chances d'être inactif.

Enfin, l'insertion des jeunes sur le marché du travail semble avoir une forte composante conjoncturelle. Leur probabilité d'être au chômage fluctue d'une année sur l'autre au rythme des essoufflements et rebonds de la croissance économique. Nos variables dichotomiques temporelles captent bien la dynamique conjoncturelle du chômage. Pour cet état, les coefficients des années 1985 à 1996, statistiquement significatifs et négatifs, s'expliquent par le fait que le chômage a atteint son point culminant (12,3% en moyenne et 28,1% pour les moins de 25 ans) en 1997, année de référence, comme le montre le graphique B.1 de l'Annexe B. Les retournements de conjoncture en 1990 et 1995 sont légèrement perceptibles avec nos paramètres : pour ces deux années, les coefficients associés au chômage diminuent mais pas de façon significative.

### 3.2 Dépendance d'état et hétérogénéité inobservable

A partir des quatre colonnes du tableau 5.7, nous pouvons vérifier que la dépendance d'état et les préférences individuelles sont des déterminants majeurs des probabilités d'occupation des statuts. La comparaison des modèles logit statique et dynamique (colonnes 1 et 2) nous fournit la preuve que l'état occupé l'année précédente influence la situation actuelle des individus. Les coefficients des variables d'états passés sont quasiment tous fortement significatifs. L'addition de ces termes conduit à l'augmentation de la log-vraisemblance et un test de rapport de vraisemblance rejette facilement le modèle statique en faveur de la spécification dynamique<sup>30</sup>. De même, nous pouvons tester la légitimité de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée à l'aide de tests de rapports de vraisemblance puisque le logit dynamique et le logit mixte de type (1) sont des cas particuliers du modèle général exposé à la quatrième colonne.

A la colonne 3 du tableau 5.7, les écarts-types des termes d'hétérogénéité sont élevés et significatifs et nous rejetons formellement l'hypothèse  $\Omega = 0$  : la statistique du test effectué

<sup>30</sup>La statistique de test vaut 14 874 pour une valeur critique  $\chi^2_{0,01}(40) = 62,88$ .

à partir des colonnes 2 et 3 vaut 497,18 pour une valeur critique  $\chi^2_{.05}(4)$  de 9,49. D'ailleurs, les résultats empiriques montrent qu'omettre l'hétérogénéité inobservée tend à biaiser à la hausse les coefficients des états passés. Ce biais est dû à la fausse dépendance d'état [« spurious state dependence », Heckman (1981a)]. Les populations dans chaque situation du marché du travail, à chaque période, sont sélectionnées sur la base de caractéristiques inobservées qui influencent de façon cruciale leurs trajectoires professionnelles futures. Par exemple, les individus qui ne sont pas embauchés en contrat à durée indéterminée à la période précédente ont des caractéristiques qui sont défavorables à leur présence dans cet état. Au contraire, les individus occupant ces emplois ont des caractéristiques qui favorisent leur maintien dans cet état. C'est pourquoi, si on ne tient pas compte de l'hétérogénéité individuelle, on sur-estime la dépendance d'état.

Le tableau 5.8 révèle l'importance des corrélations existantes entre les effets individuels de chaque état. Il reporte la matrice de variance-covariance estimée  $\hat{\Omega}$ , les t de Student associés à cette matrice et les corrélations entre les aléas.

<b>Matrice de variance-covariance :</b>				
$\hat{\Omega} = \hat{T}\hat{T}'$				
	$\alpha_{i1}$	$\alpha_{i2}$	$\alpha_{i3}$	$\alpha_{i4}$
$\alpha_{i1}$	2.872	2.147	1.777	1.746
$\alpha_{i2}$	2.147	2.992	1.898	1.717
$\alpha_{i3}$	1.777	1.898	2.198	1.059
$\alpha_{i4}$	1.746	1.717	1.059	2.380
<b>t de Student des covariances</b>				
	8.087	6.789	5.787	5.731
	6.789	7.939	6.031	5.416
	5.787	6.031	6.266	3.668
	5.731	5.416	3.668	5.843
<b>Matrice de corrélation</b>				
	1.000	0.732	0.707	0.668
	0.732	1.000	0.740	0.643
	0.707	0.740	1.000	0.463
	0.668	0.643	0.463	1.000

TABLEAU 5.8: MATRICE DE VARIANCE-COVARIANCE ET DE CORRÉLATIONS DES EFFETS INDIVIDUELS

Nous remarquons que tous les éléments de  $\hat{\Omega}$ , y compris les éléments extradiagonaux sont statistiquement différents de zéro. Cela signifie que les termes d'hétérogénéité indivi-

duels ( $\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \alpha_{i3}, \alpha_{i4}$ ) ne sont pas indépendants entre eux et que la propriété *IIA* n'est pas vérifiée. D'ailleurs cette hypothèse d'indépendance, équivalente à  $\Omega$  matrice diagonale, est fortement rejetée par le test du rapport de vraisemblance effectué à partir de nos deux spécifications du logit mixte (colonnes 3 et 4)<sup>31</sup>.

Comme l'on pouvait s'y attendre, les préférences individuelles pour les quatre états du marché du travail sont fortement et positivement corrélées. Les individus qui décident de participer à l'activité rémunérée auraient ainsi des caractéristiques inobservables ou des goûts communs qui se distinguent de ceux des inactifs. Par exemple, les individus ayant une préférence pour un contrat à durée déterminé auront aussi un goût prononcé pour les emplois réguliers. La corrélation la plus faible est repérée entre les aléas relatifs aux contrats à durée indéterminée et aux contrats aidés, suggérant que les individus accédant à ces deux formes d'emplois ont moins de caractéristiques inobservables communes que ce soit en termes de préférences ou en termes de contraintes institutionnelles (nature des offres d'emploi, stéréotypes des employeurs, etc). Or la comparaison de la troisième et quatrième colonne du tableau 5.7 montre que si l'on ne tient pas compte de ces corrélations, les coefficients associés aux états passés sont biaisés à la hausse et que la dépendance d'état est de nouveau sur-estimée. C'est pourquoi, nous réfutons la validité des résultats de nos premières spécifications et concentrerons désormais nos commentaires sur le modèle à effets aléatoires corrélés.

L'introduction de l'état occupé l'année précédente comme variable explicative des probabilités d'occupation des statuts permet de savoir si le passage par certains états confère aux individus un avantage pour réussir leur insertion professionnelle. Selon que la dépendance d'état se révèle forte ou non, les politiques efficaces d'aide à l'insertion ne seront pas tout à fait les mêmes. En effet, quand l'hétérogénéité individuelle domine, ce sont les caractéristiques individuelles prédéterminées (faible diplôme, situation matrimoniale, nombre d'enfants comme nous l'avons vu précédemment) qui expliquent principalement la difficulté à s'insérer. Ainsi, les pouvoirs publics peuvent construire une politique d'insertion ciblant ces groupes en difficulté. En revanche, si la dépendance d'état domine, c'est le passé proche de l'individu sur le marché du travail qui fera que l'individu éprouvera des

<sup>31</sup>La statistique du test de rapport de vraisemblance correspondant à l'hypothèse de nullité des corrélations entre les différents aléas est égale à 158,22. Le nombre de degrés de liberté étant au plus égal à 6, nous rejetons cette hypothèse à un seuil largement inférieur à 1% ( $\chi^2_{0.01}(6) = 16,81$ ).

difficultés à s'insérer. La solution politique efficace est alors d'offrir des passerelles entre les différents états favorables.

La significativité et l'ampleur de la dépendance d'état peut être analysée en testant si les coefficients d'une ligne ou d'une colonne donnée du tableau 5.9 sont égaux. Ce tableau reporte les coefficients de transition. Pour les femmes, ils sont construits en additionnant les effets de la variable *sexe*, de la variable d'état en (*t-1*) et de leur variable croisée *sexe\*état en (t-1)*. Si les coefficients d'une ligne sont égaux, l'état d'origine correspondant n'influence pas les taux d'accès aux différents états. Si les coefficients d'une colonne sont égaux, la destination correspondante est aussi facilement accessible à partir de tous les états.

t (t-1)	HOMMES			
	Chômage	CDD	CDI	Formation
Etudes	1.497 (0.336)	1.385 (0.329)	1.154 (0.323)	2.408 (0.369)
Chômage	0.059 (0.274)	-0.456 (0.272)	-0.973 (0.274)	0.138 (0.328)
CDD	-1.312 (0.275)	0.052 (0.266)	-1.076 (0.260)	-0.846 (0.351)
CDI	-1.371 (0.264)	-1.969 (0.269)	1.081 (0.238)	-1.650 (0.385)
Formation	0.113 (0.299)	0.042 (0.299)	0.302 (0.281)	2.064 (0.338)
t (t-1)	FEMMES			
	Chômage	CDD	CDI	Formation
Etudes	0.308 (0.239)	0.012 (0.238)	-0.408 (0.232)	1.126 (0.281)
Chômage	1.605 (0.294)	0.539 (0.295)	-0.116 (0.291)	1.777 (0.340)
CDD	0.191 (0.282)	0.966 (0.282)	-0.399 (0.273)	0.087 (0.349)
CDI	-0.085 (0.291)	-1.211 (0.305)	2.020 (0.277)	-0.041 (0.371)
Formation	0.719 (0.298)	0.511 (0.299)	-0.063 (0.298)	2.399 (0.332)

TABLEAU 5.9: L'EFFET DE L'ÉTAT PASSÉ SUR LES PROBABILITÉS D'OCCUPATION DES STATUTS

Des tests de Wald effectués sur chaque ligne et chaque colonne rejettent l'hypothèse d'absence de dépendance d'état, quelle que soit la situation d'origine ou de destination. Par exemple, occuper un emploi régulier diminue la probabilité d'accéder à un autre état la période suivante. Cela indique que ces types de contrat ont une durée plus longue même

quand on tient compte de l'hétérogénéité inobservable : les licenciements ou les démissions volontaires ne rendent pas les emplois réguliers moins stables ou moins attractifs que les emplois temporaires. De même, les contrats à durée déterminée et les stages rémunérés apparaissent comme des états où les transitions vers les autres situations sont toujours moins probables que le maintien dans ces états<sup>32</sup>. Il se pourrait qu'une expérience spécifique à ces formes d'emplois précaires soit nécessaire pour les continuer ou les répéter. Les taux de transition vers l'emploi régulier, le chômage ou la formation, en provenance des contrats à durée déterminée, sont d'ailleurs statistiquement identiques.

Pour les chômeurs, l'accès à un programme de formation professionnelle semble aussi probable que de rester au chômage. Mais en revanche, ils ont de grandes difficultés à accéder à un emploi temporaire et de plus grandes difficultés encore à transiter vers un emploi régulier. Les jeunes semblent donc trouver dans les stages rémunérés un refuge contre le chômage. C'est pourquoi, ces stages sont une issue aux études très fréquente. Cela confirme les obstacles et la précarité rencontrés par de nombreux jeunes au début de leur vie active. En fait, la structure d'entrée dans les programmes de formation est très semblable (pas de différence significative) à celle du chômage bien qu'elle soit plus accessible à partir des études ou d'une formation précédente.

En outre, pour les hommes, les stages rémunérés semblent avoir un effet bénéfique sur l'insertion en contrat à durée indéterminée par rapport au chômage et aux emplois temporaires. Si on teste la similarité entre l'insertion en provenance des stages et du chômage ou entre stages et CDD, les différences sont statistiquement significatives à un seuil de 1%<sup>33</sup>. Les contrats aidés seraient ainsi de meilleurs tremplins vers l'emploi stable que le chômage ou les contrats à durée déterminée pour les hommes. Cependant en cas d'échec de l'insertion, ils ont plus de chances de conduire au chômage que les emplois temporaires<sup>34</sup>. En conséquence, l'avantage que confère la participation à un programme de formation par rapport à un contrat à durée déterminée peut être à double tranchant. Mais il paraît incontestable que le passage par un contrat aidé permet aux jeunes hommes au chômage de mieux s'insérer : ces stages facilitent leur accès à un emploi régulier sans diminuer

<sup>32</sup>Pour les hommes en provenance d'un contrat à durée déterminée, la probabilité de rester dans cet état n'est pas statistiquement différente de celle de transiter vers l'inactivité.

<sup>33</sup>Les statistiques des tests de Wald sont respectivement égales à 18.64 et 27.67 pour une valeur critique de  $\chi^2_{0.01}(1) = 6.63$ .

<sup>34</sup>L'hypothèse  $\delta_{\text{stage-chômage}} = \delta_{\text{cdd-chômage}}$  est rejetée à un seuil de 1%.

leurs chances d'accéder à un emploi temporaire ni augmenter leurs chances de rester au chômage<sup>35</sup>.

En revanche, pour les femmes, le passage par un programme de formation ne facilite pas leur insertion en contrat à durée indéterminée. Leurs chances d'accéder à un emploi régulier sont identiques, qu'elles soient précédemment en situation de chômage, en emplois précaires, en formation et même en inactivité<sup>36</sup>. Ainsi, la participation au marché du travail sous une forme précaire (chômage, contrats aidés et emplois temporaires) ne serait pas un atout en comparaison à l'inactivité pour réussir son insertion. Summers & Clark (1990) et Jones & Riddell (1999) ont déjà mis en évidence des résultats très proches. Summers & Clark (1990) concluaient que pour les jeunes, les taux d'accès à l'emploi en provenance du chômage et de l'inactivité ne pouvaient pas être distingués et Jones & Riddell (1999) ont montré que certaines catégories d'inactifs avaient les mêmes chances de trouver un emploi que les chômeurs<sup>37</sup>. Par ailleurs, il faut garder en tête que dans notre modélisation, les effets des états passés sont nets de l'hétérogénéité individuelle inobservée. Or dans les faits, ce qui différencie principalement une chômeuse d'une femme inactive est à relier à leurs préférences respectives pour le travail, préférences qui sont captées par les termes d'hétérogénéité.

La faible fréquence d'accès à l'emploi stable à partir des emplois précaires et leur non-significativité par rapport à l'inactivité est aussi le reflet des effets de découragement et de sorties du marché du travail des femmes qui n'ont pas pu accéder à un contrat à durée indéterminée. En revanche, quand elles arrivent à décrocher ce type de contrat, elles y restent plus longtemps que les hommes.

---

<sup>35</sup>Les facilités d'accès en provenance d'une formation ou d'un CDD ne sont pas statistiquement différentes. De même, les coefficients de transition de la formation vers le chômage et du maintien en chômage sont identiques.

<sup>36</sup>Les statistiques correspondant aux tests de la similarité entre l'insertion en provenance des stages et du chômage ou entre stages et CDD ou stages et études sont respectivement égales à 0.03, 1.26 et 1.77 pour une valeur critique de  $\chi^2_{0.01}(1) = 6.63$ . En outre, les coefficients de la colonne CDI ne sont pas significatifs par rapport à l'état de référence, l'inactivité, hormis celui de la transition CDI vers CDI.

<sup>37</sup>En revanche, Gonul (1992) rejette cette égalité dans les facilités d'insertion pour les femmes. Néanmoins, son étude était basée sur la vitesse de transition d'un état à l'autre ce qui n'est pas pris en compte ici. En outre, parmi sa catégorie d'inactives, on retrouve des étudiantes à temps plein et des retraitées qui n'ont bien évidemment pas les mêmes comportements que les inactives qui seraient en âge de travailler. Sur le sujet, voir aussi Flinn & Heckman (1982, 1983a) et Tano (1991) qui obtiennent des résultats contrastés selon les classes d'âge.

Comme Magnac (1997, 2000), nous réfutons donc que les contrats aidés sont des tremplins vers l'emploi stable quand on tient compte de l'hétérogénéité inobservée, mais uniquement dans le cas des femmes. Parmi les hommes qui ont des difficultés d'insertion, ceux qui suivent une formation rémunérée ont plus de chances d'obtenir un emploi stable que les chômeurs alors qu'une chômeuse a autant de chances d'y arriver qu'une femme bénéficiant d'un tel programme. Mais cela ne signifie pas que les dispositifs publics favorisent l'insertion des jeunes hommes au détriment de celle des jeunes femmes. En effet, en comparant les deux lignes *en formation en (t-1)* du tableau 5.9, il apparaît que les probabilités conditionnelles de rester en stages rémunérés et de transiter vers un autre état sont identiques pour les deux sexes<sup>38</sup>. En particulier, les taux d'accès des hommes et des femmes à un emploi régulier en provenance d'un contrat aidé sont statistiquement égaux. Ainsi, un homme suivant une formation a autant de chances qu'une femme suivant une formation ou qu'une chômeuse d'obtenir un emploi stable, mais tous ont un avantage vis-à-vis des hommes au chômage.

En effet, le passage par une situation de chômage ou par un emploi temporaire semble être plus handicapant pour les hommes que pour les femmes en termes d'insertion. Par exemple, une chômeuse a une probabilité plus élevée qu'un homme au chômage d'obtenir un contrat à durée déterminée ou d'accéder à un emploi régulier<sup>39</sup>. De même, parmi les jeunes en emplois temporaires, les femmes ont une plus grande facilité à transiter vers un CDI. Les épisodes de précarité (chômage, CDD) des hommes agiraient donc comme de mauvais signaux pour leurs futurs employeurs potentiels. Au contraire, la précarité des femmes ne semble pas être perçue comme un signal de faible performance dans l'emploi. Ce résultat pourrait être le reflet d'une certaine forme de discrimination statistique. En raison de leurs préjugés ou de leurs observations antérieures du marché du travail, les employeurs considèrent sans doute la précarité comme une situation plus habituelle (ou plus « normale ») pour les femmes et donc ils tiendraient moins compte de cette information lors de leurs recrutements puisque ces épisodes de précarité seraient moins révélateurs de leur niveau de compétences que dans le cas des hommes. Bonnal et al. (1997) ont déjà observé ces phénomènes de signaux mais pour des groupes différents : ils trouvaient que

<sup>38</sup>Les statistiques des tests de Wald des coefficients pris deux à deux sont respectivement de 3.16, 2.25, 1.41, 1.13.

<sup>39</sup>Les statistiques correspondantes aux tests d'égalité de ces deux coefficients entre sexes sont respectivement de 11.79 et 8.62.

pour les plus éduqués, le passage par des programmes de formation diminuait l'intensité de transition d'un épisode de chômage vers l'emploi régulier car cette transition peu fréquente pour ce groupe était interprétée comme un signal de mauvaise performance.

Néanmoins, même si la dépendance d'état pour accéder à un contrat à durée indéterminée est plus bénéfique aux femmes, il n'en reste pas moins qu'elles ont plus de mal à s'insérer. A la fin de leurs études, elles sont moins nombreuses à débiter directement leurs carrières par un emploi régulier. Par ailleurs, si elles arrivent à obtenir un emploi temporaire, une formation ou un contrat à durée indéterminée, elles ont une probabilité plus élevée de se retrouver au chômage l'année suivante comparativement aux hommes dans les mêmes situations. Or, une fois au chômage, les femmes y restent significativement plus longtemps que les hommes. Par ailleurs, comme nous l'avons évoqué précédemment, il est beaucoup plus difficile pour les chômeurs – et ce pour les deux sexes – d'accéder à un emploi régulier qu'aux autres formes d'emploi.

En résumé, contrairement aux hommes, les jeunes femmes utilisent sans doute les stages rémunérés comme un refuge contre le chômage plutôt que pour leurs qualités insérantes. Il est vrai que pour les jeunes femmes, l'insertion sur le marché du travail est singulièrement difficile. Mais cela peut aussi être lié au type de stages rémunérés qu'on leur offre, compte tenu de leur formation initiale : il s'agit plus fréquemment de « contrats d'emploi solidarité » dans la fonction publique que de stages de qualification en entreprise privée. Cependant, du point de vue des employeurs, la précarité féminine aurait une moindre connotation négative que chez les hommes. Si la précarité féminine est mieux acceptée lors des recrutements, c'est probablement que les jeunes femmes ont plus de mal à en sortir et qu'elle est presque devenue la règle lors de leur entrée dans la vie active. Mais en contrepartie, il est aussi plus facile pour les femmes d'y être de nouveau confrontées après un épisode d'emploi régulier. Les parcours d'insertion des femmes seraient donc plus instables. Ils le sont d'autant plus que lors de ces années-là, un changement de situation matrimoniale ou la naissance d'un enfant peut venir affecter leurs comportements professionnels comme nous allons le voir maintenant.

### 3.3 Simulations de trajectoires caractéristiques

Afin d'illustrer et de compléter notre interprétation faite sur les paramètres, nous avons simulé des trajectoires d'individus particuliers. La méthode consiste à calculer la matrice des probabilités de transition et les probabilités marginales d'occupation des statuts en utilisant les coefficients obtenus lors de l'estimation du modèle à effets aléatoires corrélés. Les variations de ces probabilités en fonction de l'âge et du sexe servent à retracer la dynamique de l'insertion sur le marché du travail.

Pour calculer en pratique les probabilités de transition, il suffirait si les effets individuels étaient connus, de spécifier les caractéristiques de l'individu, de fixer son état passé et d'appliquer la formule de la probabilité conditionnelle, décrite à l'équation (5.9), en remplaçant les paramètres  $\beta$  et  $\delta_{hl}$  par leurs estimateurs. Dans notre cas, les effets individuels inconnus peuvent être simulés car nous avons estimé les paramètres de leur distribution :  $\hat{\alpha}_{ij} = \hat{a}_j + \hat{T}\eta_{ij}$  où  $\eta_{ij} \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . Ainsi, pour chaque individu « caractéristique », nous faisons 1 000 tirages dans quatre lois normales indépendantes standard univariées afin d'obtenir  $(\eta_{i1}^r, \eta_{i2}^r, \eta_{i3}^r, \eta_{i4}^r)$ , nous déterminons  $\hat{\alpha}_{ij}^r$  selon la décomposition de Cholesky précédente et calculons l'expression de l'équation (5.9) pour chaque tirage  $r$  ( $r = 1, \dots, 1000$ ). Les probabilités de transitions sont alors les moyennes des 1000 probabilités obtenues.

La probabilité marginale d'occuper l'état  $j$  à la date  $t$  – non-conditionnelle à l'état d'origine – s'écrit :

$$P(y_{it} = l) = \sum_{k=0}^L P(y_{it} = l | y_{i(t-1)} = k) \cdot P(y_{i(t-1)} = k). \quad (5.17)$$

Or à la date  $t = 0$ , nous considérons que tous nos individus « caractéristiques » sont en études comme c'est le cas dans notre échantillon. Nous pouvons donc calculer leur probabilité de se retrouver en Chômage, CDD, CDI, Formation et Inactivité à la date  $t = 1$  et nous appliquons ensuite l'équation de récurrence ci-dessus pour les années suivantes.

Pour nos simulations, nous avons réestimé des logits mixtes à forme générale en séparant les populations masculine et féminine. En effet, l'intérêt de notre spécification croisant les variables d'état passé et de sexe (colonne 4 des tableaux 5.7 et 5.9), était de pouvoir tester formellement les différences de dépendance d'état entre hommes et femmes. Mais son principal inconvénient est qu'elle suppose implicitement que l'effet des diplômes, de

l'âge, de la situation matrimoniale ou de la conjoncture sont identiques pour les deux groupes, ce qui ne va pas de soi<sup>40</sup>. Les résultats de ces estimations séparées sont reportés à l'annexe B.

Comme nous le laissons entendre lors de notre commentaire sur les déterminants individuels, le fait de vivre en couple diminue la participation des femmes au marché du travail et notamment sous des formes précaires (stages rémunérés, emplois temporaires, chômage). En revanche, l'effet est inverse pour les hommes : les hommes vivant en couple ont une probabilité plus élevée d'occuper un emploi que les célibataires et plus particulièrement un emploi régulier. Ces phénomènes sont sans doute à relier aux processus de négociation au sein des ménages lors de la prise de décision d'offre de travail. L'âge joue positivement pour les deux sexes sur la participation au marché du travail et a surtout un fort impact sur les taux d'accès à un contrat à durée indéterminée. Mais le résultat le plus marquant est que le niveau de diplôme n'aurait pas d'incidence sur les situations occupées par les hommes alors qu'il serait un facteur prépondérant chez les femmes. Pour ces dernières, nous pouvons noter que la probabilité d'occuper un emploi régulier augmente avec le niveau de scolarité. Une explication possible à la non-significativité des variables de diplômes chez les hommes est que le niveau d'éducation serait discriminant pour obtenir de bons salaires ou de meilleures conditions de travail mais pas pour l'accès à un emploi en tant que tel. Sur le marché du travail, il existe de nombreux emplois non-qualifiés, peu payés mais offrant des contrats à durée indéterminée qui ont du mal à être pourvus faute de main d'œuvre suffisamment disponible. L'importance du diplôme chez les femmes reflète probablement deux phénomènes. D'une part, les femmes sans diplômes ont moins de propositions d'embauche et donc ont une insertion plus difficile. Mais d'autre part, certaines femmes peu diplômées choisissent, bien avant de se confronter au marché du travail, de privilégier leur vie familiale au détriment de leur carrière (cf. chapitre1).

Compte tenu que les diplômes et le nombre d'enfants ont peu d'influence sur les trajectoires des hommes, nous avons utilisé nos simulations pour représenter trois situations particulières : 1) la plus grande difficulté d'insertion des femmes sans-diplômes par rapport à leurs homologues masculins (section 3.3.1) ; 2) le rôle prépondérant du niveau d'éducation

<sup>40</sup>Toutes les variables n'ont pas été initialement croisées avec la variable de sexe car le nombre de paramètres à estimer serait devenu ingérable.

en début de vie active pour les jeunes femmes (section 3.3.2) ; 3) l'instabilité des parcours professionnels des femmes vis-à-vis des mises en couple et de la naissance d'enfants (section 3.3.3).

### 3.3.1 Comparaison hommes/femmes des difficultés d'insertion des non-diplômés

Nous nous sommes tout d'abord intéressés à la variation des probabilités conditionnelles de transition vers l'emploi régulier, chez les non-diplômés, en fonction de leur âge et de leur sexe, toutes choses étant égales par ailleurs. Plus précisément, nous avons simulé les probabilités d'un célibataire sans enfants, sans frères et sœurs et dont les parents ne sont pas divorcés. Nous avons choisi comme année de référence l'année 1991 car en termes de chômage des jeunes c'est la situation la plus proche d'aujourd'hui (cf. graphique B.1 de l'Annexe B) et nous avons considéré que l'environnement conjoncturel était stable. Les résultats de nos calculs sont résumés par le graphique 5.1.

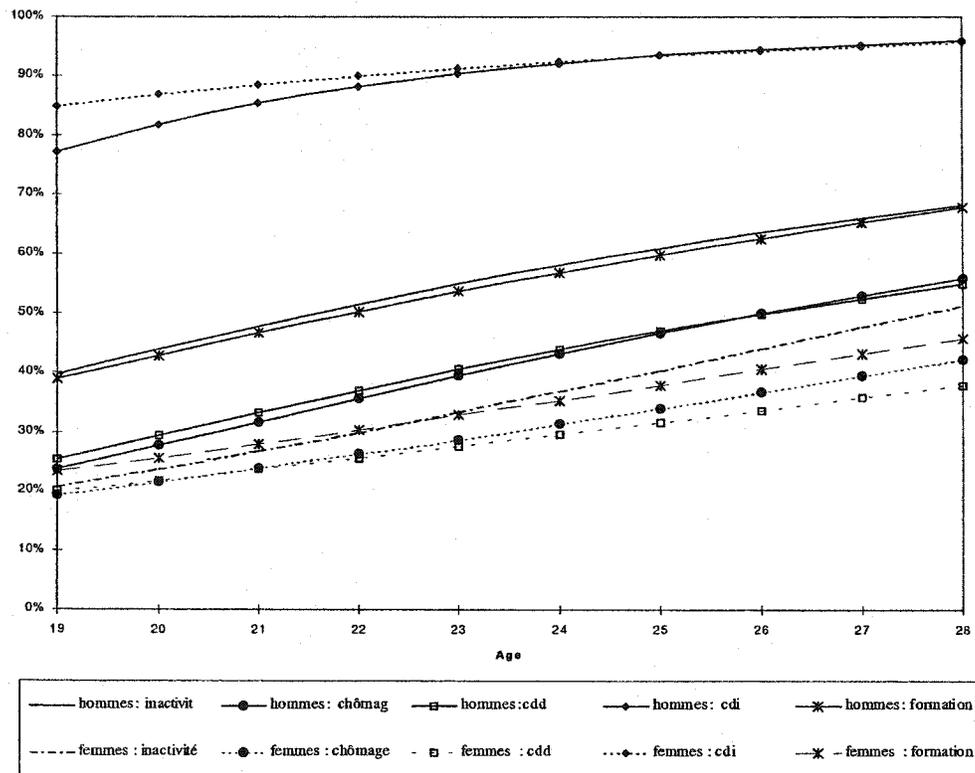


FIGURE 5.1: PROBABILITÉS CONDITIONNELLES D'ACCÉDER À UN EMPLOI RÉGULIER POUR LES SANS DIPLÔMÉS

Ce graphique illustre parfaitement notre analyse précédente sur la dépendance d'état. Il montre que les chances d'accéder à un contrat à durée indéterminée augmente avec l'âge quel que soit l'état d'origine et qu'une fois un tel contrat obtenu, les jeunes ont presque neuf chances sur dix d'y rester l'année suivante. Pour la tranche d'âge 19-23 ans, le taux de maintien dans l'emploi régulier est légèrement plus élevé pour les femmes. Cette différence s'explique par l'obligation pour les jeunes hommes d'effectuer leur service national s'ils ne l'ont pas fait directement à leur sortie du système scolaire<sup>41</sup>. D'ailleurs, les hommes inactifs constituent le groupe qui s'insère le plus facilement dans un emploi régulier.

Il est aussi flagrant que les femmes sans diplôme ont de plus grandes difficultés à s'insérer que leurs homologues masculins. Les courbes représentatives de leurs taux d'accès à un contrat à durée indéterminée sont systématiquement inférieures à celles des hommes et l'écart se creuse avec l'âge. Par exemple, une femme en emplois temporaires à 28 ans a trente-huit chances sur cent d'obtenir un emploi régulier contre cinquante-cinq chances sur cent pour un homme. Nous confirmons que chez les jeunes hommes, l'inactivité et les stages rémunérés ont de bien meilleures qualités insérantes que le chômage ou les contrats à durée déterminée. La différence dans les taux d'accès est de l'ordre de 15 points. En revanche, chez les femmes sans diplômes, nous pouvons noter la similarité de l'insertion en provenance de l'inactivité, de la formation, du chômage et des emplois temporaires. Cependant, des différences apparaissent avec l'âge : à 28 ans l'inactivité est le meilleur tremplin vers l'emploi régulier avec un taux de 51% contre seulement un taux de 38% en provenance des emplois temporaires. Plus les femmes sont confrontées longtemps à la précarité, plus elles ont de mal à s'en sortir. Face à ces difficultés d'insertion, le niveau d'éducation semble être un atout majeur.

### 3.3.2 L'importance du niveau d'éducation dans les parcours féminins

Pour mettre en évidence, les disparités d'insertion des femmes en fonction de leur diplômes, nous avons simulé exactement les mêmes probabilités de transition que précédemment en laissant flexible cette variable. La figure 5.2 représente les probabilités conditionnelles d'accéder à un emploi régulier pour différents niveaux d'éducation.

---

<sup>41</sup>Beaucoup de jeunes hommes effectuent leur service en finissant leurs études : la probabilité conditionnelle de transiter des études vers l'inactivité est de l'ordre de 25% pour les sans-diplômes.

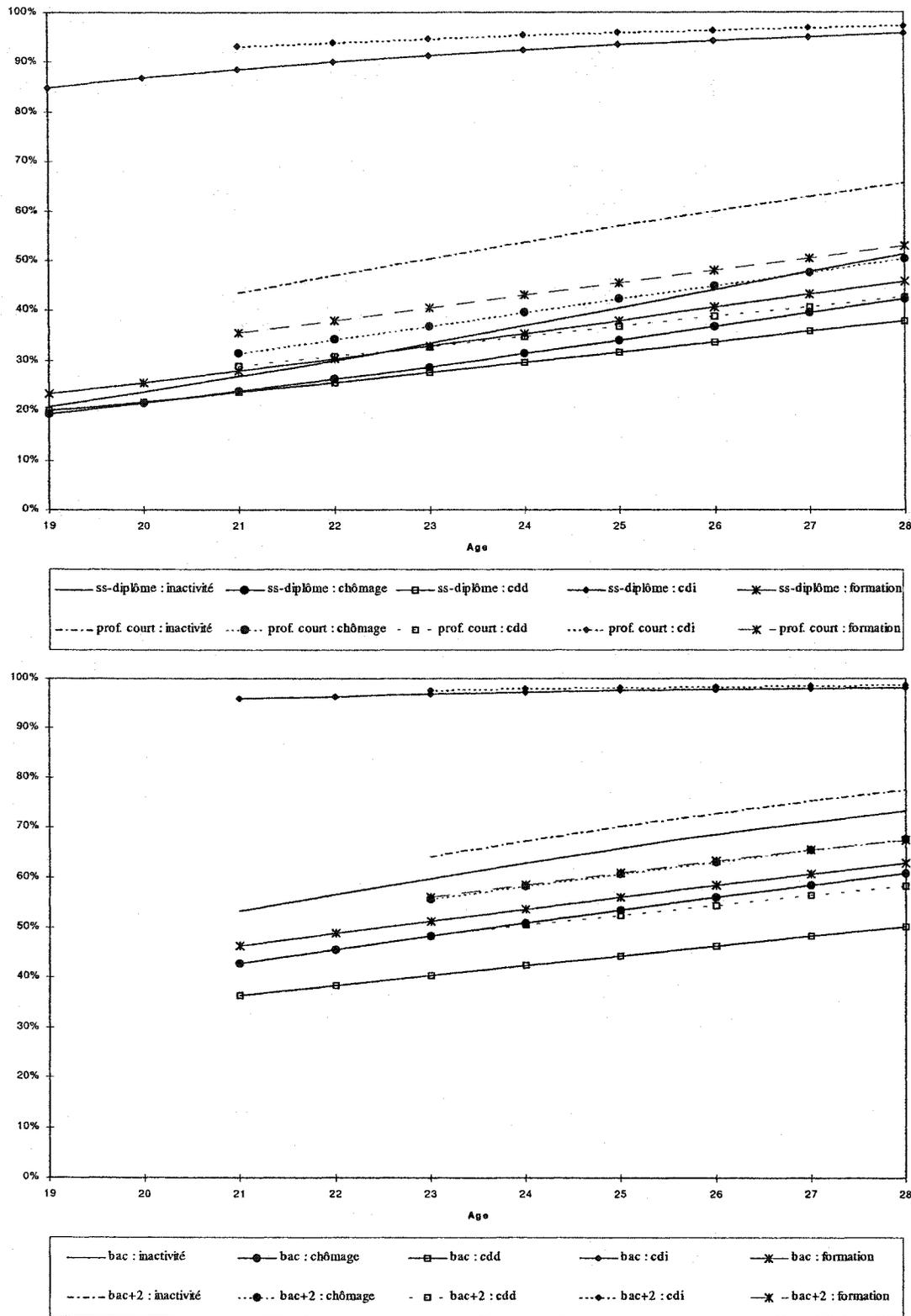


FIGURE 5.2: PROBABILITÉS CONDITIONNELLES D'ACCÉDER À UN EMPLOI RÉGULIER POUR LES FEMMES EN FONCTION DE LEUR DIPLÔME

La partie haute du graphique 5.2 compare la situation d'une femme sans diplôme avec celle d'une femme ayant un diplôme professionnel court (CAP, BEP ou équivalent) et la partie basse compare la situation d'une femme ayant un baccalauréat avec celle d'une femme ayant un diplôme supérieur. Nous avons considéré que les jeunes femmes sans diplômes arrêtaient leur scolarité à 18 ans, que les détentrices d'un baccalauréat ou d'un diplôme de l'enseignement professionnel court sortaient du système scolaire à 20 ans et que les plus diplômées en sortaient à 22 ans.

Il apparaît immédiatement que, plus une femme est diplômée, plus elle a de chances d'obtenir un contrat à durée indéterminée. Les probabilités de transition vers un emploi régulier depuis un autre état (inactivité, stage rémunéré, chômage, emploi temporaire) oscillent au cours du temps entre 20% et 50% pour les non-diplômées, entre 29% et 65% pour les détentrices d'un diplôme de l'enseignement professionnel court, entre 35% et 74% pour les jeunes femmes ayant un baccalauréat et entre 49% et 80% pour les plus diplômées.

Néanmoins, le graphique montre que certaines dépendances d'état peuvent venir contrebalancer l'effet bénéfique du diplôme. En particulier, le fait d'occuper un emploi temporaire après quelques années de vie active semble être un mauvais signal en vue d'une insertion durable. Par exemple, pour la tranche d'âge 23-28 ans, les femmes sans-diplômes, inactives ou en stages rémunérés ont une probabilité plus élevée d'obtenir un contrat à durée indéterminée l'année suivante que les femmes ayant un diplôme professionnel et se retrouvant en emploi temporaire. Nous pouvons noter le même phénomène entre les détentrices d'un baccalauréat et d'un diplôme supérieur avec des écarts plus prononcés. A 28 ans, une jeune femme avec un baccalauréat a soixante-treize chances sur cent d'accéder à un emploi stable si elle est inactive, soixante-trois chances sur cent si elle suit une formation, soixante-une chances sur cent si elle est au chômage alors qu'une femme ayant deux années d'études supplémentaires mais étant embauchée sous un contrat à durée déterminée n'a que cinquante-huit chances sur cent d'y arriver. Rappelons que la dépendance d'état, c'est-à-dire l'influence du passé proche de l'individu sur sa situation actuelle, est ici nette de toute hétérogénéité inobservée (nette de l'effet des préférences). Ces phénomènes ne peuvent donc pas être des effets de recherche d'emploi, c'est-à-dire refléter le fait que les plus diplômés auraient des salaires de réserve plus élevés. Ils doivent bien être interprétés

en termes de demande. En particulier, ils suggèrent que les employeurs utiliseraient, lors de leur recrutement, à la fois le niveau de diplômes et l'historique professionnel des femmes comme signaux de leur productivité potentielle en emploi et qu'ils accorderaient un poids important (négatif) aux emplois temporaires.

Par conséquent, plus une femme a un niveau élevé d'éducation, plus elle a de chances d'obtenir rapidement un emploi régulier ou un emploi temporaire. Mais si le passage par des emplois précaires se prolonge pour les jeunes diplômées, ces dernières perdent l'avantage que leur confèrait leur supplément d'éducation par rapport à certaines femmes moins diplômées (les femmes inactives et celles suivant une formation, voire celles au chômage). Toutefois, parmi les femmes qui répètent les contrats à durée déterminée, le fait d'avoir un diplôme accroît de façon importante la probabilité de s'insérer en emploi stable.

Nous pouvons enfin noter que pour les plus éduquées (au moins bac+2), la probabilité de transiter vers un emploi régulier en provenance des stages rémunérés et du chômage sont rigoureusement identiques, alors que pour les diplômes inférieurs, le passage par les dispositifs publics augmentait légèrement les chances d'insertion. Nous retrouvons donc, mais dans une moindre mesure, le résultat de Bonnal et al. (1997) sur l'influence négative des stages rémunérés pour les plus diplômés.

### 3.3.3 L'instabilité des trajectoires féminines avec la naissance d'enfants

Nous venons de mettre en évidence que les femmes sans qualifications avaient plus de mal à s'insérer que leurs homologues masculins et que les autres femmes plus diplômées. Ces conclusions se basaient sur la simulation de profils de célibataires sans enfants. Or, ces différences peuvent être accentuées par le fait que toutes les femmes n'ont pas le même rapport à la maternité. Comme nous l'évoquions dans le chapitre 1, certaines femmes, souvent les moins qualifiées, risquent de délaisser le marché du travail pour se consacrer exclusivement à leur vie familiale après la naissance d'un enfant.

Pour illustrer l'influence de la situation matrimoniale et des enfants sur les débuts de carrière, nous avons simulé la trajectoire de femmes sans diplôme, célibataire à la fin de leurs études, qui décident de vivre en couple à 21 ans et qui ont un enfant à 23 ans<sup>42</sup>.

<sup>42</sup> Les autres caractéristiques ne sont pas modifiées par rapport aux simulations précédentes (pas de frères

Nous sommes conscients que dans notre modélisation, les événements familiaux sont considérés comme exogènes alors qu'il serait préférable de les traiter comme endogènes. Il paraît effectivement plus réaliste de considérer que les femmes choisissent simultanément leurs parcours professionnels et familiaux. Du point de vue de l'estimation, cela reviendrait à redéfinir chaque état de transition comme un couple formé de la situation professionnelle et du nombre d'enfants. Une des difficultés pratiques est que cela aurait augmenté considérablement le nombre d'états et le nombre de transitions à étudier et cela pourrait poser des problèmes d'identification des paramètres. Ce problème d'identification risquait d'autant plus de se poser avec nos données que peu de jeunes avaient des enfants.

Le graphique 5.3 nous montre comment les probabilités conditionnelles de transition vers l'emploi régulier sont modifiées par ces deux événements familiaux.

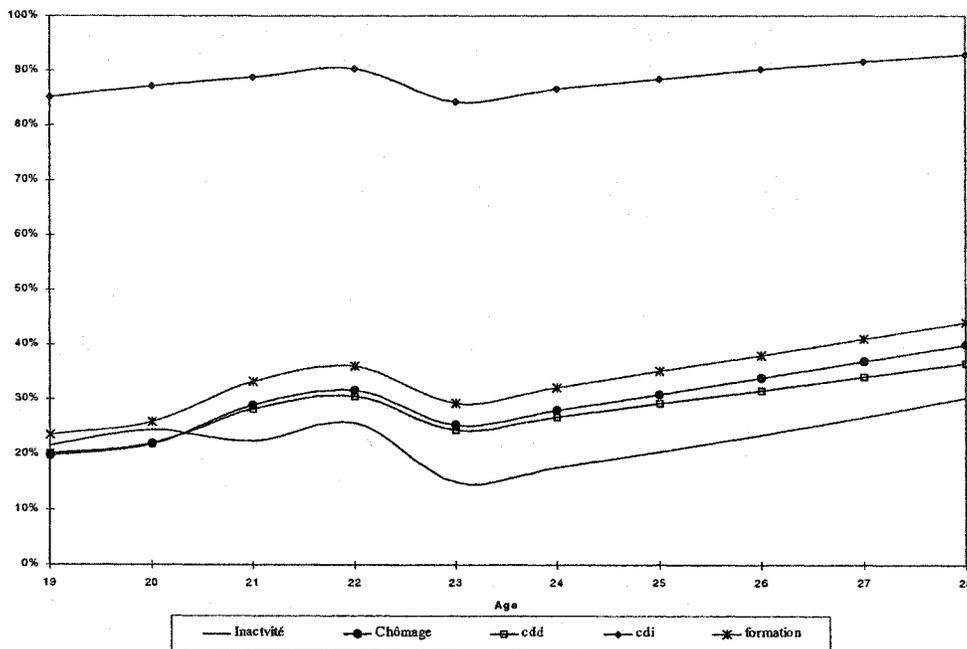


FIGURE 5.3: PROBABILITÉS CONDITIONNELLES D'ACCÉDER À UN EMPLOI RÉGULIER POUR LES NON-DIPLÔMÉES, SE METTANT EN COUPLE À 21 ANS ET AYANT UN ENFANT À 23 ANS

Il est clair que c'est le taux d'insertion en provenance de l'inactivité qui est le plus sensible à la mise en couple et à la naissance d'un enfant. Au lieu d'être continûment croissant et sœurs, parents non divorcés et 1991 comme année de référence).

comme dans le cas des célibataires (cf. graphique 5.1), il diminue à chaque événement. Par rapport à leurs homologues célibataires, les femmes inactives se mettant en couple à 21 ans ont une probabilité d'accéder à un emploi régulier inférieure de 5 points. A la naissance de leur enfant, leur taux de transition vers un CDI subit de nouveau une baisse de 10%, faisant passer l'écart par rapport aux célibataires à 18%. Pour les jeunes mères, l'inactivité devient l'état d'origine le moins favorable à l'insertion alors que c'était le meilleur tremplin pour les célibataires. L'explication de ce phénomène est qu'une part non négligeable de femmes ayant abandonné le marché du travail à la suite de la naissance de leurs enfants n'essaient pas de reprendre une activité rémunérée.

La mise en couple réduit légèrement la progression des probabilités de transition vers l'emploi régulier en provenance d'un stage rémunéré, du chômage et d'un contrat à durée déterminée et elle semble avoir peu d'influence sur le comportement des femmes déjà en contrat à durée indéterminée. En revanche, la naissance d'un enfant réduit fortement les accès à l'emploi régulier quel que soit l'état d'origine car les jeunes mères sans diplôme ont de fortes chances d'interrompre leur carrière comme le montre le graphique 5.4. Ce dernier présente les probabilités marginales d'occupations des statuts. Dans la partie gauche de ce graphique, sont reportées les probabilités marginales associées à la trajectoire d'une femme sans diplôme restant célibataire et dans la partie droite, sont reportées celles associées à la trajectoire d'une femme vivant en couple à partir de 21 ans et ayant un enfant à 23 ans.

Il ressort clairement que parmi les femmes sans qualifications, celles vivant en couple et ayant des enfants ont une forte probabilité d'être inactive comparativement aux célibataires (14% contre 1% pour les célibataires à l'âge 26 ans). Les événements familiaux semblent fragiliser l'insertion des femmes : ils freinent considérablement leur accès à un contrat à durée indéterminée. Nous pouvons aussi noter que l'influence des enfants sur les trajectoires professionnelles féminines est perceptible durant les deux ou trois années suivant leur naissance. Durant ces années-là, les chances d'être inactive augmentent et les facilités d'insertion sont nettement ralenties.

Événements familiaux (mise en couple, naissance d'un enfant) et forte instabilité des trajectoires d'insertion des femmes non qualifiées vont ainsi de paire, soit par choix, soit

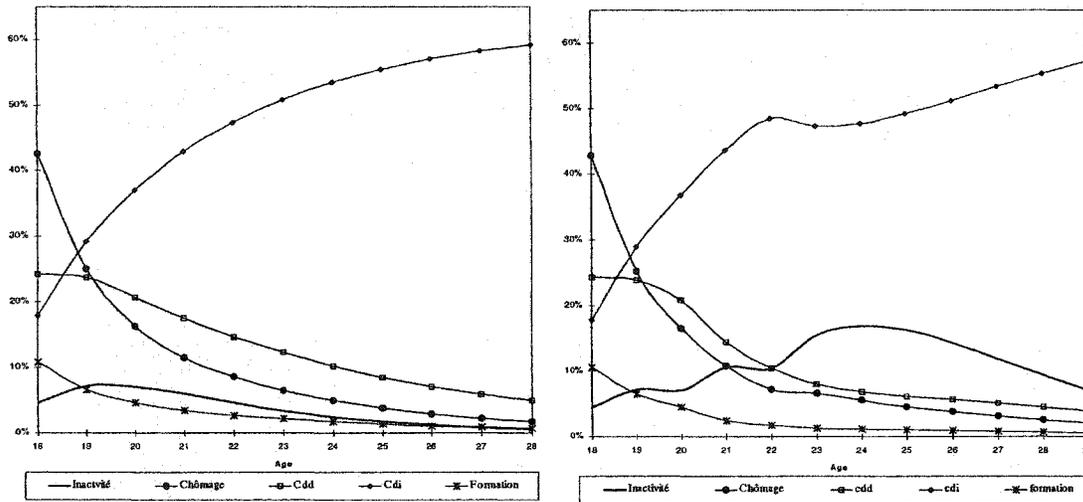


FIGURE 5.4: PROBABILITÉS MARGINALES D'OCCUPATIONS DES ÉTATS POUR LES NON-DIPLÔMÉES, VIVANT EN COUPLE À PARTIR DE 21 ANS ET AYANT UN ENFANT À 23 ANS

par contrainte<sup>43</sup>. Certaines femmes choisissent de privilégier leur vie familiale au détriment de leur carrière, même peut-être au moment des études, bien avant l'insertion proprement dite. Pour d'autres femmes, la conciliation entre vie professionnelle et vie familiale semble difficile et notamment durant la période de bas âge des enfants. Il est sans doute plus rentable financièrement pour un certain nombre de ces femmes sans diplôme de renoncer à leur emploi, souvent peu rémunérateurs pour garder leur enfants que de faire appel à des services de garde. Pour les femmes plus diplômées, la naissance d'un enfant augmente aussi les risques de se retirer du marché du travail mais dans des proportions beaucoup moins significatives.

En résumé, les difficultés d'insertion des femmes sans diplôme s'expliqueraient principalement par deux phénomènes : leur manque de qualification et leur instabilité professionnelle face à une mise en couple ou à une maternité. Parmi les femmes, deux profils se distinguent. D'une part, les femmes très qualifiées accèdent plus rapidement à un emploi régulier ce qui leur offrirait la possibilité de mettre en place une organisation familiale leur permettant de sous-traiter une partie de leurs tâches domestiques lors de la naissance d'un enfant et ainsi de ne pas interrompre leur carrière. D'autre part, les femmes sans diplôme débutent souvent leur vie active par des épisodes de chômage ou d'emplois précaires et on

<sup>43</sup>Notre modèle ne permet pas de déterminer l'origine de ce phénomène.

peut supposer que lorsqu'elles obtiennent un contrat à durée indéterminée leur salaire est proche du salaire minimum. Compte tenu de leurs rémunérations et sans doute du faible intérêt pour le travail qu'elles exerçaient, beaucoup d'entre elles arbitrent en défaveur du travail à la naissance d'un enfant. Leur retrait du marché rémunéré serait alors le reflet de l'échec de leur insertion et de la difficulté à concilier vie familiale et vie professionnelle à partir d'emplois précaires ou peu qualifiés. Or l'inactivité est un état absorbant pour les mères de famille non-diplômées (la probabilité de rester dans cet état est de l'ordre de 70%) : elles ont encore plus de difficultés à se réinsérer sur le marché du travail après leurs interruptions comme le montre très bien la courbe des taux d'accès à un emploi régulier en provenance de l'inactivité du graphique 5.3.

Ce chapitre propose une étude de l'insertion professionnelle des jeunes, dont la problématique peut être résumée par les deux questions suivantes :

1. les trajectoires en début de carrière diffèrent-elles entre sexes ? Les femmes ont-elles plus de difficultés à s'insérer sur le marché du travail que leurs homologues masculins ?
2. les mesures publiques d'insertion destinés aux jeunes, sous forme de stages rémunérés ou de contrats aidés, favorisent-elles leur accès à des emplois stables ?

Pour répondre à ces questions, nous avons utilisé des méthodes quantitatives adaptées aux données d'enquêtes longitudinales portant sur des trajectoires entre états discrets sur le marché du travail. En particulier, nous avons estimé, par maximum de vraisemblance simulé, un logit multinomial dynamique qui tient compte des effets corrélés d'hétérogénéité individuelle, ce qui n'est pas encore très répandu dans la littérature en économie du travail. L'avantage de cette modélisation est qu'elle permet d'identifier les caractéristiques individuelles défavorables à l'insertion professionnelle et de savoir si les effets de dépendance d'état jouent un rôle important ou en d'autres termes si le passé proche d'un individu peut lui faire éprouver des difficultés supplémentaires. La distinction entre hétérogénéité individuelle et dépendance d'état est un cadre d'investigation utile pour préconiser des politiques économiques efficaces. En effet, si l'hétérogénéité prédomine, ce sont des caractéristiques individuelles particulières (diplôme, sexe, etc) qui expliquent principalement la difficulté de s'insérer. La stratégie efficace pour les pouvoirs publics est alors de cibler leurs mesures (discrimination positive) sur les groupes en difficulté. En revanche, si c'est la dépendance

d'état qui domine, la politique appropriée serait plutôt de chercher à modifier le fonctionnement du marché du travail par, la création, par exemple, d'institutions qui favorisent le passage du système scolaire à la vie active via des aides à la recherche d'emploi ou des stages en entreprises.

Nos estimations et nos simulations de trajectoires « caractéristiques » à partir des données françaises de l'*Enquête Jeunes-Carières 1997* montrent que les jeunes femmes ont de plus grandes difficultés à s'insérer sur le marché du travail que leurs homologues masculins. Nous retrouvons ainsi le résultat, bien connu dans la littérature empirique, que les jeunes femmes sont plus souvent confrontées durant leurs premières années de vie active au chômage et aux formes précaires d'emploi (stages rémunérés et contrats aidés, contrats à durée déterminée) que les jeunes hommes. Néanmoins la nouveauté de notre étude est qu'elle met en évidence que les facteurs handicapant l'insertion des jeunes diffèrent entre les deux sexes.

Chez les hommes, il semble que c'est la dépendance d'état qui est prédominante. Notamment le passage par un emploi temporaire risque d'être interprété comme un signal de faible performance et ainsi risque de limiter les chances de l'individu d'accéder à un contrat à durée indéterminée ultérieurement. Dans ce contexte de forte dépendance d'état, il apparaît que les stages rémunérés et les contrats aidés ont un effet bénéfique sur l'insertion en emploi stable. Les employeurs pratiqueraient ainsi une forme de discrimination statistique.

Chez les femmes, ce serait davantage les caractéristiques individuelles qui expliqueraient les disparités de trajectoires professionnelles. En particulier, le manque de qualifications, le fait d'avoir des enfants et dans une moindre mesure le fait de vivre en couple sont autant de facteurs qui diminuent fortement leur probabilité d'obtenir un emploi stable et de manière plus générale leur participation au marché du travail. En revanche, l'état occupé l'année précédente n'a pas d'influence significative sur le taux d'accès à un contrat à durée indéterminée. Ainsi, la stratégie publique qui semble la plus adaptée à la situation des femmes serait de développer pour les jeunes femmes sans diplôme des programmes spécifiques qui favoriseraient leur insertion. Il s'agirait alors d'une forme de discrimination positive pour ce groupe. En particulier, l'objectif de ces dispositifs devrait être de réduire le temps d'insér-

tion des femmes non-qualifiées afin qu'elles n'aient pas comme unique alternative, celle de se retirer du marché du travail lors de la naissance d'un enfant. D'ailleurs, ces programmes de formation offrant des passerelles vers l'emploi stable ne pourront sans doute être totalement efficaces que s'ils sont couplés avec des politiques favorisant la conciliation entre vie professionnelle et vie familiale (réorganisation du temps de travail, politiques sur les gardes d'enfants, etc) ou avec l'instauration d'un système plus souple de congés parentaux qui ménage davantage de possibilités de réinsertion sur le marché du travail.

---

## Conclusion générale

---

Depuis la fin des années quatre-vingt-dix, les questions de la parité et de l'égalité professionnelle entre les sexes sont revenues au cœur du débat politique français alors que la montée du chômage et l'émergence de phénomènes plus visibles de précarité les avaient quelque peu fait passer au second plan. Il nous a paru temps de faire un bilan précis de la situation comparée des hommes et des femmes sur le marché du travail. Cette thèse a été l'occasion d'essayer de comprendre, à la lumière des arguments de la théorie économique, les origines et la persistance de certaines disparités professionnelles entre sexes.

En dépit des transformations considérables qui ont modifié la condition des femmes depuis un quart de siècle, de leur présence croissante dans de nombreux métiers qui leur étaient fermés dans le passé, de leurs succès scolaires et universitaires supérieurs à ceux de leurs rivaux masculins, des différences flagrantes persistent, à leur détriment, sur le marché du travail. Ces inégalités prennent les formes les plus diverses : embauche plus difficile, salaires inférieurs, accès plus rare aux postes de responsabilité, conditions de travail plus pénibles, emplois plus précaires... Même si la situation n'est pas toujours meilleure à l'étranger, le maintien de cette ségrégation sexuelle, qui survit à tous les bouleversements de la société, peut paraître un peu anachronique.

Pourtant les pouvoirs publics ont tenté de favoriser l'égalité professionnelle, notamment par la « loi Roudy » de 1983 qui met à la disposition des syndicats des instruments juridiques permettant de combattre les discriminations. Ce texte oblige en particulier les entreprises de plus de 50 salariés à produire annuellement un rapport sur la situation

hommes/femmes au sein de leurs établissements. Il invite aussi les syndicats à négocier des « plans d'égalité » et prévoit, dans certains cas, d'y aider par des incitations financières. Or, ces instruments prévus par la loi Roudy n'ont été que faiblement utilisés par les partenaires sociaux – à peine une cinquantaine de plans d'égalité ont été mis sur pied dans les entreprises en plus de 15 ans – et moins de la moitié des entreprises concernées se plient à leur obligation de rapport annuel. Faut-il repenser la loi Roudy qui n'empêche ni les disparités salariales ni les différences de carrières entre sexes ? Est-il temps de la rendre contraignante en imposant un système de sanctions ? Quelles seraient les mesures les plus efficaces pour réduire les inégalités actuelles ?

C'est la recherche de réponses à ce genre de questions qui a motivé cette thèse. Pour ce faire, nous avons mené une analyse à la fois théorique et à la fois empirique des différences de salaire et de carrière entre hommes et femmes.

Dans le premier chapitre, nous avons mis en évidence, chiffres à l'appui, la place actuelle qu'occupent les femmes sur le marché du travail et les particularités de leurs trajectoires professionnelles. De manière générale, elles connaissent une insertion professionnelle plus difficile (temps partiel contraint, formes particulières d'emploi, épisodes de chômage plus fréquents et plus longs, faibles rémunérations) à leur sortie du système scolaire que leurs homologues masculins. Ensuite, les divergences de carrière entre sexes s'accroissent à cause de plusieurs phénomènes. D'une part, l'accès plus limité des femmes aux formations en entreprise et leur plus faible taux de promotion se traduisent par une moindre progression dans la hiérarchie et par un accroissement des écarts de salaire au fil des carrières. D'autre part, les différences se creusent entre hommes et femmes à l'arrivée du premier enfant. Les difficultés rencontrées par les femmes dans le monde du travail vont au-delà de la sphère professionnelle proprement dite ; elles tiennent aussi à une répartition des rôles et des tâches dans la famille qui leur font interrompre plus fréquemment leur activité rémunérée et les écartent de nombreux métiers et postes de responsabilité. D'où l'apparition d'importants écarts salariaux.

Notre deuxième chapitre recense l'apport de la théorie économique dans la compréhension des causes de ces inégalités (essentiellement répartition différenciée des emplois par sexe et écarts salariaux au profit des hommes). Nous montrons que l'opposition stricte, issue

du courant néoclassique entre les modèles justifiant ces disparités par des écarts de productivité (préférences, qualifications, expérience, stabilité dans l'emploi, etc), d'une part, et les modèles de discrimination fondée sur les préjugés des employeurs ou des salariés, d'autre part, doit être dépassée. Les théories les plus convaincantes sur l'existence et la pérennité des écarts salariaux et de la ségrégation occupationnelle abandonnent de nombreuses hypothèses du cadre néoclassique pour tenir compte des imperfections de l'information, des coûts d'ajustements, des anticipations des agents et surtout des possibles interactions entre discrimination, préférences et différences de productivité. Adopter des pratiques discriminatoires peut être une réponse rationnelle des entreprises aux préférences féminines ou à certaines situations d'incertitude mais à l'inverse, les femmes peuvent anticiper et adapter leurs comportements vis-à-vis du marché du travail aux *a priori* des entreprises. Notamment, les modèles récents montrent que la discrimination peut décourager les femmes à investir en capital humain, jouer sur la mobilité, ou fournir des incitations économiques pour mettre en retrait leur carrière par rapport à celle de leur conjoint.

De manière plus générale, il n'est pas déraisonnable de penser que la discrimination a aussi des répercussions sur d'autres variables telles que l'ancienneté ou le syndicalisme. En conséquence, les différences dans les caractéristiques productives peuvent refléter des effets indirects de la discrimination (pure ou statistique). Or, l'estimation des effets indirects de la discrimination est un domaine extrêmement important qui a malheureusement été négligé jusqu'à présent par les études empiriques et constitue une piste de recherche intéressante. Il s'agirait de compléter les rares travaux de validation empirique des modèles de discrimination de « deuxième génération » et de se concentrer sur la mesure économétrique des effets indirects de la discrimination afin de connaître la proportion précise de l'écart salarial à attribuer à chaque composante (préférences *versus* discrimination).

Notre troisième chapitre propose justement un modèle théorique, testé empiriquement, qui formalise les interdépendances entre une discrimination statistique pratiquée par les employeurs, à cause de leur information imparfaite, et la qualité des appariements des salariés, un déterminant important de leur productivité. Nous mettons alors explicitement en évidence les effets directs d'une telle discrimination sur la rentabilité différenciée hommes/femmes de la mobilité et de l'ancienneté dans l'emploi et ses effets indirects sur la progression salariale des deux groupes en début de carrière. Notre modèle prédit que

les signaux de productivité sont moins valorisés, en termes de salaires, chez les femmes. En outre, même s'il ne devrait pas exister d'écart de rémunération entre sexes lors de l'entrée sur le marché du travail, il devrait en apparaître un après quelques années de vie active. En revanche, nos conclusions théoriques sur les différences entre sexes des rendements de la mobilité et de l'ancienneté sont ambiguës – même si un nombre restreint de cas de figure sont possibles. Notre étude empirique à partir des données de l'*Enquête Jeunes-Carrières 1997* permet de lever ces ambiguïtés et de tester les autres prédictions univoques. Les résultats obtenus sont cohérents avec l'ensemble des conclusions de notre modèle. Nous trouvons principalement que lors de leur premier emploi, les hommes et les femmes gagnent en moyenne des salaires identiques, mais qu'un écart significatif et à l'avantage des hommes (environ 9%) apparaît après quelques années de carrière. La rentabilité de la mobilité est plus faible chez les femmes que chez les hommes alors que l'inverse est vrai pour l'ancienneté.

La validation empirique de ce modèle mériterait cependant d'être confirmée sur des données plus générales, et en particulier à partir d'enquêtes fournissant des renseignements plus précis sur les raisons qui ont motivé les individus à changer d'emploi et sur les conséquences de telles mobilités non seulement en termes de salaires mais aussi en termes de conditions de travail, de flexibilité des horaires, etc. En effet, notre modèle, qui reprend exactement le cadre de Oettinger (1996) est fortement stylisé et impose implicitement des hypothèses simplificatrices. En particulier, il est supposé que le seul but des salariés est de maximiser leurs revenus et que leur mobilité éventuelle n'est dictée que par ce motif. Une extension de ce modèle pourrait ainsi consister à ce que les décisions des salariés tiennent compte explicitement<sup>44</sup> des conditions de travail proposées et non du seul aspect financier des emplois. Dans la réalité, il semble effectivement que, pour les femmes, l'adaptation des horaires de leur activité rémunérée à leurs charges domestiques et parentales est un élément crucial de leur comportement professionnel.

Notre quatrième chapitre présente, lui, un modèle où les employeurs pratiquent une discrimination statistique en raison, non seulement de leurs imperfections d'information asymétriques entre sexes, mais aussi du moindre attachement supposé des femmes au mar-

<sup>44</sup>Notre modèle actuel tient compte implicitement des conditions de travail. Si les individus améliorent leurs conditions de travail, la qualité de leur appariement est meilleure et donc leurs rémunérations sont plus élevées.

ché du travail. Nous nous sommes alors intéressée aux répercussions de cette forme de discrimination sur les investissements comparés hommes/femmes dans la formation en entreprise et sur ses effets indirects en termes de salaires. Le cadre dynamique de ce modèle permet d'obtenir des conclusions sur les différences de croissance salariale entre sexes. Ses principales prédictions sont les suivantes. A caractéristiques productives équivalents (formation en entreprise, capital humain général), les hommes devraient, en général, recevoir de meilleures rémunérations, ce qui est équivalent au fait que les femmes seraient recrutées ou promues selon des critères plus sévères. Par ailleurs, le rendement de la formation professionnelle devrait être plus faible chez les femmes, donc ces dernières devraient avoir moins d'incitations à s'y investir. Leur moindre accumulation de capital humain spécifique par rapport à leurs homologues masculins devrait se traduire par une plus faible productivité sur l'ensemble de leur carrière et par une croissance salariale plus modérée.

Par conséquent, ce modèle montre que les différences d'investissement en formation peuvent à être à l'origine des phénomènes caractérisant la situation actuelle des femmes sur le marché du travail : leur surqualification par rapport aux emplois qu'elles occupent, leur moindre progression dans la hiérarchie et un écart de salaire entre sexes qui s'accroît au fur et à mesure du déroulement des carrières. Toutefois, nous n'avons pas pu, sur données françaises, effectuer une validation économétrique rigoureuse faute d'informations précises sur la formation en entreprise.

Le volet empirique de ce modèle est une de nos priorités dans nos projets de recherche futurs. En particulier, il devrait être testé à partir de données du marché du travail canadien<sup>45</sup>. Il s'agira alors de porter une attention particulière aux questions suivantes : est-ce que l'on observe bien sur le marché canadien un différentiel de salaire en faveur des hommes qui s'accroît avec le déroulement des carrières ? Est-ce que les femmes suivent moins de programmes de formation professionnelle que les hommes ? Parmi ceux qui suivent des programmes, y a-t-il une différence entre sexes dans l'intensité et la nature de la formation (formelle *versus* informelle) ? Est-ce que le rendement de l'acquisition de compétences (formation générale et spécifique à l'entreprise) en termes de salaires est plus faible pour les femmes que pour les hommes ? Quelles sont aussi les conséquences de la formation

<sup>45</sup> Une application devrait être réalisée à partir des données de l'*Enquête sur le milieu du travail et les employés 1999-2000* et sans doute complétée par un travail empirique à partir des données longitudinales du *Labour Market Activity Survey*.

professionnelle en termes d'augmentation de salaire, de responsabilités supplémentaires, d'accès à un emploi plus élevé, de conditions de travail, etc? Et est-ce que la formation professionnelle joue alors le même rôle pour les hommes et les femmes dans l'avancement de leur carrière?

Une autre piste de recherche à envisager serait de compléter notre réflexion sur le lien entre formation en entreprise et attachement au marché du travail. Il serait, par exemple, intéressant de voir si les programmes de formation permettent aux femmes d'obtenir des emplois qui facilitent la conciliation entre vie professionnelle et vie familiale, c'est-à-dire des emplois avec des heures plus compatibles avec leurs contraintes domestiques et parentales? Est-ce que le fait que l'entreprise offre des programmes d'aide aux employés et en particulier un système de garderie, accroît les chances de formation des femmes? Existe-il des différences en termes de formation et de salaires pour les femmes qui ont recours à ces programmes d'aides?

D'un point de vue méthodologique, on pourrait envisager de répondre à ces questions en estimant des équations de salaire hommes/femmes qui tiennent compte de l'endogénéité des variables de formation et des hétérogénéités individuelles inobservables (qui capteraient notamment la composante informelle de la formation) ou en évaluant les programmes de formation à l'aide de modèles de transitions qui décriraient leurs différentes conséquences (promotion interne, augmentation des responsabilités, mobilité externe, progression salariale, etc). Pour ce faire, le recours à des données longitudinales ayant des renseignements sur les périodes d'occupations des emplois, sur les professions et les salaires est indispensable.

Dans notre cinquième chapitre, nous nous sommes concentrée sur les débuts de carrière et sur les difficultés d'insertion des jeunes, sans bien évidemment perdre de vue la situation comparée hommes/femmes. Nous avons modélisé les transitions entre les différents états du marché du travail (mesures d'insertion, chômage, emploi stable, emploi à durée déterminée et inactivité) dans un cadre discret. Nous avons alors montré que la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservable était primordiale pour mesurer adéquatement l'impact de la dépendance d'état sur la situation actuelle de l'individu. Mais il ressort surtout de notre étude que les facteurs handicapant l'insertion des jeunes diffèrent entre

sexes : pour les hommes, la dépendance d'état, c'est-à-dire l'impact de leur historique professionnel est prédominant alors que parmi les femmes, les difficultés d'insertion seraient plus à relier à un manque de qualification ou à des événements familiaux qu'à leur passé professionnel. Ainsi, les employeurs pratiqueraient une forme de discrimination statistique lors de l'embauche : le poids accordé à l'historique professionnel et notamment aux passages par la précarité serait moins important chez les femmes, comme s'ils reconnaissaient implicitement que la précarité féminine est une situation plus habituelle et donc moins révélatrice de leur niveau de compétences que dans le cas des hommes.

Nous nous sommes aussi demandée si le passage par des programmes d'insertion gouvernementaux (contrats aidés, stages de formations professionnelles rémunérés) favorisait l'accès à un emploi stable et si ces mesures pourraient être utilisées pour réduire les inégalités professionnelles entre sexes. Notre conclusion est qu'elles peuvent être un tremplin vers les contrats à durée indéterminée et qu'elles ont un rôle à jouer dans la réduction des différences de carrière hommes/femmes. Mais elles devraient sans doute être couplées avec des mesures plus spécifiques aux femmes, destinées à favoriser la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. En effet, nos simulations de trajectoires caractéristiques ont montré que la naissance d'enfants pourrait avoir un impact majeur sur les parcours professionnels féminins. Toutefois, ces résultats doivent être pris avec quelques réserves car ces événements sont traités comme exogènes. Or, de nombreuses femmes décident vraisemblablement, de leurs parcours professionnels et familiaux de façon simultanée.

Pour améliorer la robustesse statistique de nos évaluations, il faudrait envisager d'endogénéiser les variables d'enfants. Du point de vue de l'estimation, cela reviendrait à redéfinir chaque état de transition comme un couple formé de la situation professionnelle de l'individu et de son nombre d'enfants. Néanmoins, cela augmenterait considérablement le nombre d'états et de transitions à étudier. Cela n'a pas été fait dans cette thèse pour cette raison, et également car, dans nos données, peu de jeunes avaient des enfants et donc cela risquait de poser des problèmes d'identification. Ainsi, une piste de recherche intéressante serait de reproduire le même genre de modélisations économétriques des trajectoires professionnelles, mais sur des populations plus âgées en tenant compte de l'endogénéité des enfants.

A la lueur des analyses de cette thèse, nous pouvons conclure que les inégalités professionnelles entre sexes, surprenantes au vu du contexte social et juridique favorable, s'expliquent principalement par des handicaps culturels et des discriminations indirectes. Face à certaines représentations sociales et culturelles très ancrées, il semble nécessaire de favoriser l'égalité hommes/femmes à travers un ensemble de politiques publiques dont le champ d'action irait bien au delà du marché du travail, afin de toucher toute la population et d'agir sur l'environnement global. Par exemple, il ne serait, nous semble-t-il, ni légitime ni efficace de demander aux entreprises de prendre en charge les carences de la société en matière de formation, de garde d'enfants ou de répartition des tâches dans la famille. La responsabilité doit être partagée entre couple, Etat et entreprise.

L'idée serait d'agir sur certaines conditions qui rendent possibles les discriminations, en particulier la difficulté de concilier vie professionnelle et vie familiale ou le développement du temps partiel. En revanche, lutter contre la discrimination statistique en interdisant aux employeurs d'utiliser les signaux de productivité, et notamment le moindre attachement observé des femmes au marché du travail, lors de la détermination de leurs profils salariaux, pourrait se révéler improductif. Si on force les entreprises à payer les femmes selon les mêmes taux que les hommes, alors que leur productivité réelle, incluant les coûts d'ajustement en cas d'interruption de carrière n'est pas la même, l'employeur pourrait cesser de les embaucher. Ainsi, des salaires légèrement inférieurs pour les femmes pourraient bénéficier aux jeunes femmes en terme d'embauche, à charge ensuite pour elles de faire leurs preuves dans l'entreprise. Mais encore faut-il qu'elles puissent le faire!

Cependant, en attendant une certaine évolution des mœurs, quelques mesures spécifiquement destinées aux femmes dans la perspective d'un rattrapage des inégalités pourraient garder de leur utilité<sup>46</sup>. Par exemple, il pourrait être important de développer l'accès des femmes à la formation en entreprise. La voie ouverte par la mise en place en 1987 des contrats de mixité devrait être poursuivie. Ces contrats de mixité sont des aides à la formation accordées, de façon individuelle par salarié, aux entreprises qui mettent en place des actions de formation destinées à faire accéder des femmes à des postes auxquels elles n'auraient pas eu accès spontanément. Une politique appropriée pourrait aussi consister

<sup>46</sup>D'ailleurs, l'entrée en vigueur du traité d'Amsterdam qui pose le principe de l'égalité entre hommes et femmes pour l'Union Européenne, autorise les Etats membres à prendre des mesures de rattrapage en faveur des femmes.

à faire de la discrimination positive sur des emplois symboliques (au gouvernement, à la télévision, etc.) afin de changer certaines mentalités. Toujours en matière d'emploi, il faudrait améliorer le statut de ceux qui ont choisi le temps partiel, notamment en veillant au strict respect de l'égalité de traitement entre les salariés à temps plein et à temps partiel. En revanche, développer de façon volontariste ce mode de travail, comme cela a été le cas en France dans les années quatre-vingts et quatre-vingt-dix<sup>47</sup>, est sans doute une erreur. Ces politiques favorisent le moindre attachement des femmes au marché du travail et conduisent probablement au renforcement de certains stéréotypes.

Comme nous l'évoquions précédemment, ces mesures relatives au marché du travail devraient être complétées par des politiques d'éducation et des politiques en direction de la famille. En effet, l'inégal partage des tâches domestiques et parentales et la spécialisation sexuée des études semblent peser sur les carrières des femmes. Ainsi, on pourrait essayer d'élargir les choix professionnels des femmes par une évolution de l'orientation scolaire. Il faudrait aussi privilégier la meilleure conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Une solution, applicable à court terme, serait d'augmenter quantitativement et qualitativement (souplesse dans le fonctionnement, horaires plus flexibles, etc) les différents systèmes de gardes d'enfants, voire peut-être diminuer leurs tarifs pour les femmes dont les ressources sont faibles, afin d'inciter, par exemple, les femmes bénéficiaires du RMI à reprendre une activité. On pourrait aussi envisager de favoriser un retour plus rapide sur le marché du travail des femmes qui ont interrompu leurs carrières à la suite de la naissance d'un enfant, en diminuant la durée de l'allocation parentale et en partageant ce temps de congé rémunéré entre les deux parents afin que les pères s'investissent davantage dans l'éducation des enfants. La mesure concernant l'allocation parentale d'éducation dès le deuxième enfant est peut-être à revoir car elle incite les femmes en situation économique difficile à se couper du marché du travail.

Les femmes peuvent espérer une évolution professionnelle comparable à celle des hommes si les employeurs dépassent leurs représentations stéréotypées du modèle féminin d'activité et si les hommes s'adonnent davantage aux tâches domestiques. Néanmoins, il faudrait aussi que les mentalités changent sur la considération sociale des pères au foyer. En ce sens, le Conseil d'État a reconnu le 29 juillet 2002 le droit pour tout homme fonctionnaire

---

<sup>47</sup>La création d'emplois à temps partiel était alors subventionnée par les pouvoirs publics.

à un an d'ancienneté dans sa carrière par enfant, bonification réservée jusque-là aux mères.

L'égalité professionnelle ne doit pas se faire à sens unique.

# Annexes

---

Etude de la rentabilité hommes/femmes de la mobilité : Modèle du  
chapitre 3

---

## 1 Détermination des divers seuils de $k$

L'objectif final est d'obtenir des prédictions sur les signes des écarts de rendement de la mobilité, de l'ancienneté et de l'expérience professionnelle entre sexes. Pour ce faire, nous formulons les conditions telles que les hommes immobiles et mobiles aient des salaires moyens plus élevés que les femmes avec le même comportement et telles qu'ils bénéficient des progresions salariales plus importantes.

### Conditions pour les salaires moyens des immobiles et des mobiles :

D'après l'équation (3.10), pour que le salaire moyen des hommes ne changeant pas d'emploi soit supérieur à celui de leurs homologues féminins, il faut et il suffit que :

$$\frac{1}{\sqrt{1 + \rho_h^2}} \geq \frac{\delta^2}{\sqrt{\delta^2 + \rho_f^2}}$$

Or en définissant  $\alpha = \frac{\sigma_{ef}^2}{\sigma_h^2}$  et  $\beta = \frac{\sigma_{ef}^2}{\sigma_f^2}$ , les coefficients  $\rho_f^2$ ,  $\rho_h^2$  et  $\delta^2$  se réécrivent :

$$\rho_f^2 = \frac{1}{1+\alpha} ; \rho_h^2 = \frac{1}{1+k\alpha} ; \delta^2 = \frac{1}{1+\beta}.$$

En utilisant ces expressions, la condition précédente est équivalente à :

$$A = \alpha [1 + 3\beta + \beta\alpha + \beta^2] k - \alpha + 3\beta + \beta\alpha + \beta^2 \geq 0$$

$$\Leftrightarrow$$

$$k \geq k_A = \frac{\alpha - (3\beta + \beta\alpha + \beta^2)}{\alpha[1 + (3\beta + \beta\alpha + \beta^2)]}$$

Ainsi, les hommes, qui restent dans le même emploi, recevront des salaires, en moyenne, plus élevés que les femmes immobiles si  $k_A \leq k \leq 1$ . Nous pouvons montrer que  $k_A$  est toujours inférieur à 1, mais il peut être négatif pour certaines valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$ <sup>1</sup>.

Selon la même logique, la condition requise pour que le salaire moyen des hommes mobiles soit supérieur à celui des femmes mobiles est la suivante :

$$\frac{\rho_h^2}{\sqrt{1 + \rho_h^2}} \geq \frac{\rho_f^2}{\sqrt{\delta^2 + \rho_f^2}}$$

$$\Leftrightarrow$$

$$B = (1 + \beta)\alpha^2 k^2 + 3\alpha(1 + \beta)k + [2(1 + \beta) - (1 + \alpha)(2 + \alpha + \beta)] \leq 0.$$

Pour  $k = 0$ ,  $B = 2(1 + \beta) - (1 + \alpha)(2 + \alpha + \beta) \leq 0$ <sup>2</sup> et pour  $k = 1$ ,  $B = (1 + \alpha)^2 \beta \geq 0$ <sup>3</sup>. Par conséquent, les hommes mobiles recevront, en moyenne, des rémunérations plus élevées que les femmes mobiles si et seulement si :

$$0 \leq k \leq k_B$$

$$\text{avec } k_B = \frac{-3(1 + \beta) + \sqrt{9(1 + \beta)^2 + 4(1 + \alpha)(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta) - 8(1 + \beta)^2}}{2\alpha(1 + \beta)}$$

Le corollaire est que les hommes auront un rendement mesuré de l'expérience professionnelle plus important que les femmes si et seulement si  $0 < k \leq k_B$ .

<sup>1</sup>Voir section 2 de cette annexe

<sup>2</sup>0 est entre les racines du polynôme  $B$ .

<sup>3</sup>1 est à l'extérieur des racines.

**Conditions pour les progressions salariales :**

Pour que les hommes immobiles reçoivent des gains salariaux moyens plus élevés que les femmes, il faut et il suffit que :

$$\frac{(1 - \rho_h^2)}{\sqrt{1 + \rho_h^2}} \geq \frac{\delta^2(1 - \rho_f^2)}{\sqrt{\delta^2 + \rho_f^2}}$$

$$\iff$$

$$C = [(1 + \alpha)(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta) - \alpha^2] k^2 - 3\alpha k - 2 \geq 0$$

Or, pour  $k = 0$ ,  $C = -2$  et pour  $k = 1$ ,  $C = (1 - \alpha)\beta[3 + \alpha + \beta] \geq 0$ . Donc, la racine positive,  $k_C$ , du polynôme  $C$  appartient bien à l'intervalle  $[0, 1]$  et elle a pour expression :

$$k_C = \frac{3\alpha + \sqrt{9\alpha^2 + 8[(1 + \alpha)(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta) - \alpha^2]}}{2[(1 + \alpha)(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta) - \alpha^2]}$$

Par conséquent, les gains salariaux des hommes immobiles seront plus élevés, en moyenne, que ceux des femmes, si et seulement si  $k_C \leq k \leq 1$ . Par ailleurs, pour que la progression de salaires entre les deux périodes soit plus importante pour les hommes mobiles que pour les femmes mobiles, la condition nécessaire et suffisante est :

$$\frac{2\rho_h^2}{\sqrt{1 + \rho_h^2}} \geq \frac{\rho_f^2(1 + \delta^2)}{\sqrt{\delta^2 + \rho_f^2}}$$

$$\iff$$

$$D = \alpha^2(2 + \beta)^2 k^2 + 3\alpha(2 + \beta)^2 k + [2(2 + \beta)^2 - 4(1 + \alpha)(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta)] \leq 0$$

Or pour  $k$  appartenant à l'intervalle  $[0, 1]$ ,  $D$  est négatif<sup>4</sup>. Par conséquent, la condition précédente est toujours vérifiée. Nous obtenons donc une conclusion sans équivoque : parmi les mobiles, les gains salariaux moyens sont toujours plus élevés pour les hommes que pour les femmes. La croissance salariale est plus importante pour les hommes changeant d'emploi que pour les femmes optant pour le même comportement.

<sup>4</sup>pour  $k = 0$ ,  $D = (2 + \beta)^2 - 2(1 + \alpha)(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta)$  est négatif car  $(2 + \beta) \leq (2 + \alpha + \beta)$ ;  $(2 + \beta) \leq 2 + 2\beta$  et  $1 \leq 1 + \alpha$ . En outre, pour  $k = 1$ ,  $D = (1 + \alpha)\beta(\alpha\beta - 2\beta - 4)$  est aussi négatif.

## Seuil pour les rendements de l'ancienneté

Nous cherchons finalement la condition telle que les hommes aient un rendement de l'ancienneté plus élevé que celui des femmes. Pour avoir ce résultat, il faut que :

$$\frac{1 - \rho_h^2}{\sqrt{1 + \rho_h^2}} \geq \frac{\delta^2 - \rho_f^2}{\sqrt{\delta^2 + \rho_f^2}}$$

$$\Leftrightarrow$$

$$E = \alpha^2[(1 + \alpha)(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta) - (\alpha - \beta)^2]k^2 - 3\alpha(\alpha - \beta)^2k - 2(\alpha - \beta)^2 \geq 0.$$

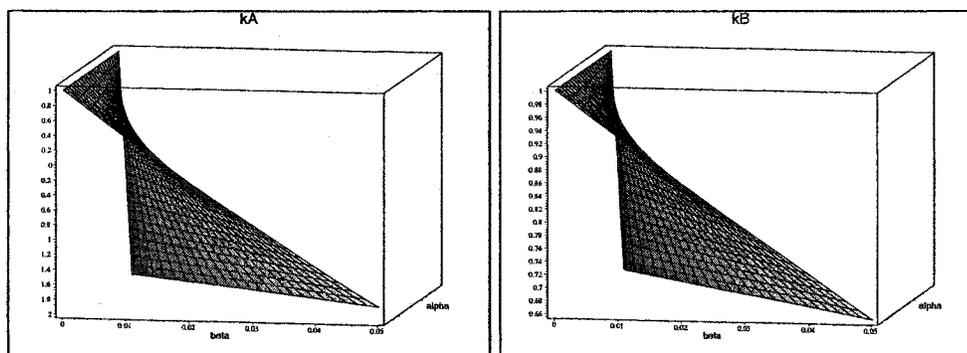
Pour  $k = 0$ ,  $E = -2(\alpha - \beta)^2 \leq 0$  et pour  $k = 1$ ,  $E = (1 - \alpha)[\alpha^2(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta) - (\alpha - \beta)^2(2 + \alpha)] \geq 0$ . Donc  $k_E$  est bien compris dans l'intervalle  $[0,1]$ . En outre, la condition  $E \geq 0$  se réécrit :

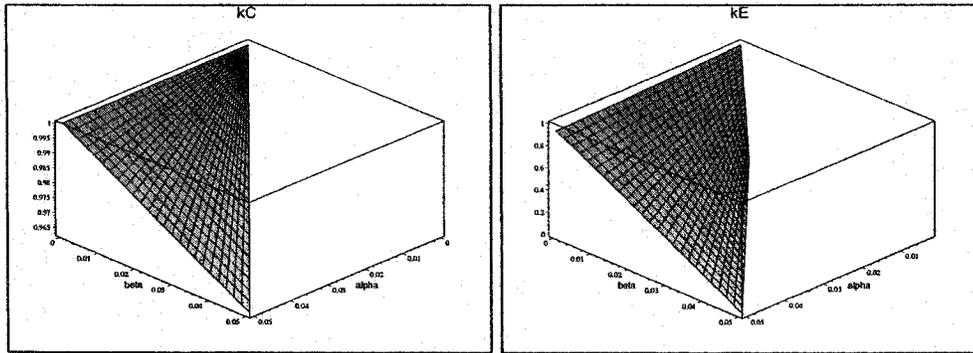
$$k_E \leq k \leq 1$$

$$\text{avec } k_E = \frac{(\alpha - \beta)[3\alpha - 3\beta + \sqrt{9(\alpha - \beta)^2 + 8[(1 + \alpha)(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta) - (\alpha - \beta)^2]}}{2\alpha[(1 + \alpha)(1 + \beta)(2 + \alpha + \beta) - (\alpha - \beta)^2]}$$

2 Simulations des valeurs des différents seuils  $k$ 

Pour  $\alpha$  variant dans l'intervalle  $[0; 0.05]$  et  $\beta$  dans l'intervalle  $[0; \alpha]$ , les seuils  $k_A, k_B, k_C, k_E$  ont les représentations graphiques suivantes :





---

 Résultats complémentaires des estimations du chapitre 5
 

---

## 1 Les déterminants conjoncturels

Dans l'estimation de nos quatre spécifications économétriques, nous avons ajouté comme régresseurs en plus des caractéristiques individuelles et familiales des variables dichotomiques temporelles afin de capter les effets de conjoncture. Les coefficients obtenus sont présentés dans le tableau 1. Ils sont en accord avec l'évolution du chômage français sur la période 1985-1997 et décrite par le graphique ci-dessous, issu des données de l'Insee.

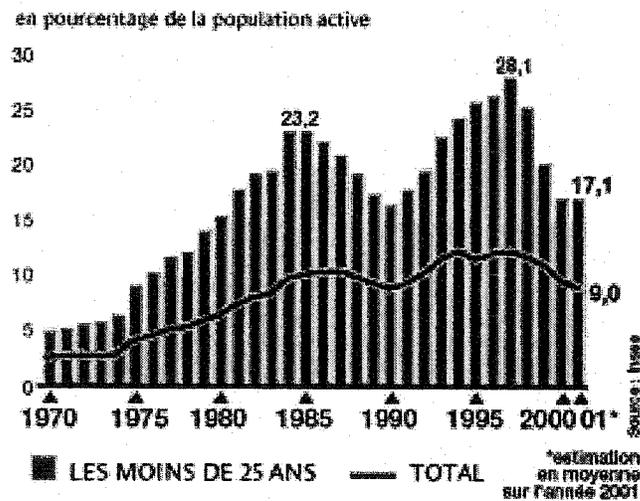


FIGURE B.1: EVOLUTION DU TAUX DE CHÔMAGE EN FRANCE

	Logit statique		Logit dynamique		Logit mixte (1)		Logit mixte (2)	
<b>Année 1985</b>								
chômage	-1.882	(0.516)	-2.042	(0.503)	-2.675	(0.528)	-2.601	(0.756)
cdd	-0.243	(0.518)	-0.432	(0.505)	-0.215	(0.540)	-0.264	(0.705)
cdi	1.438	(0.402)	0.721	(0.391)	1.271	(0.430)	1.133	(0.592)
formation	-0.205	(0.519)	-0.284	(0.516)	-0.230	(0.573)	-0.395	(0.669)
<b>Année 1986</b>								
chômage	-1.823	(0.342)	-1.767	(0.331)	-2.174	(0.366)	-2.250	(0.467)
cdd	-0.047	(0.324)	-0.081	(0.312)	0.096	(0.340)	-0.058	(0.460)
cdi	0.625	(0.321)	0.078	(0.325)	0.461	(0.350)	0.281	(0.434)
formation	-0.332	(0.367)	-0.133	(0.368)	-0.243	(0.401)	-0.427	(0.487)
<b>Année 1987</b>								
chômage	-1.733	(0.272)	-1.385	(0.269)	-1.788	(0.291)	-1.826	(0.376)
cdd	0.029	(0.260)	0.252	(0.265)	0.390	(0.280)	0.285	(0.362)
cdi	0.555	(0.259)	0.595	(0.256)	0.910	(0.275)	0.746	(0.349)
formation	0.050	(0.281)	0.411	(0.293)	0.463	(0.314)	0.289	(0.382)
<b>Année 1988</b>								
chômage	-1.714	(0.235)	-1.380	(0.243)	-1.725	(0.257)	-1.822	(0.305)
cdd	0.060	(0.221)	0.264	(0.235)	0.370	(0.252)	0.217	(0.283)
cdi	0.372	(0.223)	0.373	(0.232)	0.598	(0.249)	0.401	(0.270)
formation	0.0176	(0.252)	0.357	(0.267)	0.404	(0.288)	0.203	(0.317)
<b>Année 1989</b>								
chômage	-1.371	(0.205)	-1.076	(0.213)	-1.367	(0.228)	-1.475	(0.267)
cdd	0.200	(0.199)	0.330	(0.205)	0.420	(0.220)	0.270	(0.263)
cdi	0.549	(0.196)	0.639	(0.206)	0.833	(0.221)	0.662	(0.246)
formation	-0.243	(0.238)	0.021	(0.245)	-0.038	(0.263)	-0.218	(0.309)
<b>Année 1990</b>								
chômage	-1.320	(0.187)	-1.233	(0.196)	-1.499	(0.210)	-1.568	(0.242)
cdd	0.242	(0.182)	0.221	(0.191)	0.319	(0.205)	0.210	(0.234)
cdi	0.599	(0.175)	0.544	(0.184)	0.783	(0.199)	0.643	(0.224)
formation	-0.299	(0.222)	-0.123	(0.233)	-0.219	(0.252)	-0.376	(0.280)
<b>Année 1991</b>								
chômage	-1.025	(0.163)	-0.891	(0.178)	-1.158	(0.190)	-1.228	(0.224)
cdd	0.202	(0.163)	0.174	(0.178)	0.259	(0.191)	0.152	(0.221)
cdi	0.617	(0.154)	0.544	(0.171)	0.774	(0.184)	0.641	(0.210)
formation	-0.211	(0.200)	0.044	(0.216)	-0.071	(0.234)	-0.227	(0.265)
<b>Année 1992</b>								
chômage	-0.982	(0.146)	-0.930	(0.169)	-1.156	(0.180)	-1.182	(0.207)
cdd	0.226	(0.163)	0.226	(0.167)	0.310	(0.179)	0.245	(0.205)
cdi	0.585	(0.137)	0.482	(0.159)	0.684	(0.171)	0.591	(0.197)
formation	0.080	(0.178)	0.323	(0.197)	0.297	(0.213)	0.194	(0.247)
<b>Année 1993</b>								
chômage	-0.748	(0.127)	-0.548	(0.155)	-0.742	(0.163)	-0.752	(0.208)
cdd	0.314	(0.128)	0.431	(0.156)	0.507	(0.166)	0.464	(0.199)
cdi	0.577	(0.118)	0.573	(0.148)	0.726	(0.156)	0.658	(0.199)
formation	0.344	(0.159)	0.676	(0.186)	0.676	(0.203)	0.600	(0.232)
<b>Année 1994</b>								
chômage	-0.544	(0.109)	-0.467	(0.144)	-0.613	(0.152)	-0.627	(0.190)
cdd	0.293	(0.112)	0.323	(0.145)	0.403	(0.154)	0.358	(0.192)
cdi	0.390	(0.102)	0.285	(0.139)	0.388	(0.147)	0.337	(0.184)
formation	0.112	(0.149)	0.193	(0.180)	0.156	(0.198)	0.089	(0.225)
<b>Année 1995</b>								
chômage	-0.546	(0.091)	-0.655	(0.137)	-0.764	(0.143)	-0.785	(0.178)
cdd	0.200	(0.094)	0.114	(0.138)	0.168	(0.147)	0.125	(0.181)
cdi	0.231	(0.082)	0.160	(0.130)	0.230	(0.136)	0.185	(0.176)
formation	0.047	(0.133)	0.077	(0.170)	0.036	(0.187)	-0.023	(0.213)
<b>Année 1996</b>								
chômage	-0.425	(0.064)	-0.546	(0.123)	-0.623	(0.127)	-0.626	(0.188)
cdd	0.123	(0.068)	0.015	(0.123)	0.047	(0.129)	0.030	(0.195)
cdi	0.162	(0.056)	0.149	(0.116)	0.209	(0.121)	0.187	(0.186)
formation	0.095	(0.102)	0.067	(0.152)	0.050	(0.166)	0.017	(0.226)

TABLEAU B.1: DÉTERMINANTS TEMPORELS DES PROBABILITÉS D'OCCUPATION DES STATUTS

## 2 Résultats des estimations séparées hommes/femmes

	Femmes		Hommes			Femmes		Hommes	
<b>Age</b>					<b>Etudes en (t-1)</b>				
chômage	0.695	(0.380)	3.139	(0.484)	chômage	3.131	(0.269)	1.730	(0.396)
cdd	1.786	(0.399)	4.049	(0.485)	cdd	2.803	(0.260)	1.648	(0.387)
cdi	2.612	(0.397)	5.005	(0.449)	cdi	2.310	(0.261)	1.367	(0.378)
formation	1.148	(0.437)	3.024	(0.522)	formation	3.042	(0.315)	2.661	(0.426)
<b>En couple</b>					<b>Chômage en (t-1)</b>				
chômage	-1.018	(0.152)	0.421	(0.275)	chômage	4.995	(0.333)	-0.575	(0.334)
cdd	-1.018	(0.152)	0.808	(0.274)	cdd	3.885	(0.384)	-0.939	(0.325)
cdi	-0.769	(0.148)	1.112	(0.254)	cdi	3.147	(0.308)	-1.442	(0.324)
formation	-1.242	(0.188)	0.777	(0.346)	formation	4.208	(0.352)	-0.212	(0.394)
<b>Nbre d'enfants</b>					<b>CDD en (t-1)</b>				
chômage	-0.710	(0.114)	-0.298	(0.279)	chômage	3.453	(0.301)	-1.830	(0.327)
cdd	-1.050	(0.122)	-0.448	(0.264)	cdd	4.293	(0.299)	-0.472	(0.326)
cdi	-1.291	(0.112)	-0.410	(0.253)	cdi	2.705	(0.266)	-1.457	(0.315)
formation	-1.022	(0.168)	-0.336	(0.394)	formation	2.485	(0.380)	-1.322	(0.404)
<b>Enseign.prof. court</b>					<b>CDI en (t-1)</b>				
chômage	0.929	(0.192)	-0.370	(0.242)	chômage	3.146	(0.288)	-1.829	(0.308)
cdd	1.387	(0.201)	0.170	(0.231)	cdd	2.004	(0.317)	-2.366	(0.314)
cdi	1.561	(0.203)	0.574	(0.204)	cdi	5.182	(0.276)	0.701	(0.277)
formation	1.131	(0.219)	-0.394	(0.250)	formation	2.268	(0.398)	-1.987	(0.431)
<b>Enseign.prof. long</b>					<b>Formation en (t-1)</b>				
chômage	1.105	(0.307)	-1.309	(0.351)	chômage	3.769	(0.324)	0.121	(0.341)
cdd	1.654	(0.312)	-0.526	(0.334)	cdd	3.590	(0.322)	0.021	(0.347)
cdi	1.982	(0.311)	-0.290	(0.300)	cdi	2.898	(0.329)	0.309	(0.323)
formation	1.376	(0.336)	-0.729	(0.367)	formation	4.606	(0.365)	2.035	(0.381)
<b>Bac général</b>					<b>Moyenne des aléas</b>				
chômage	0.556	(0.263)	-0.713	(0.370)	chômage	-2.357	(0.905)	-3.731	(1.077)
cdd	1.539	(0.265)	-0.290	(0.345)	cdd	-5.436	(0.943)	-6.492	(1.091)
cdi	2.021	(0.271)	0.046	(0.321)	cdi	-7.033	(0.947)	-8.402	(1.029)
formation	0.760	(0.293)	-0.253	(0.371)	formation	-5.173	(1.030)	-6.278	(1.199)
<b>Au moins Bac+2</b>					<b>Fact. de cholesty</b>				
chômage	0.661	(0.428)	-0.845	(0.621)	t <sub>11</sub>	1.305	(0.190)	2.140	(0.151)
cdd	1.181	(0.426)	-1.155	(0.632)	t <sub>21</sub>	1.036	(0.224)	1.632	(0.183)
cdi	2.059	(0.418)	-0.212	(0.588)	t <sub>22</sub>	1.088	(0.099)	1.303	(0.112)
formation	1.124	(0.448)	-0.743	(0.713)	t <sub>31</sub>	1.083	(0.251)	1.245	(0.173)
<b>Frères et sœurs</b>					t <sub>32</sub>	0.658	(0.143)	0.378	(0.155)
chômage	-0.045	(0.029)	0.120	(0.050)	t <sub>33</sub>	0.852	(0.121)	0.965	(0.113)
cdd	-0.109	(0.033)	0.002	(0.049)	t <sub>41</sub>	0.811	(0.240)	1.214	(0.208)
cdi	-0.107	(0.030)	-0.039	(0.041)	t <sub>42</sub>	0.281	(0.150)	0.553	(0.208)
formation	-0.047	(0.036)	0.006	(0.053)	t <sub>43</sub>	0.018	(0.174)	-0.361	(0.217)
<b>Parents divorcés</b>					t <sub>44</sub>	1.034	(0.135)	1.157	(0.189)
chômage	-0.058	(0.184)	0.495	(0.252)					
cdd	0.022	(0.184)	0.111	(0.256)					
cdi	0.020	(0.189)	-0.162	(0.226)					
formation	0.041	(0.214)	0.196	(0.280)					
log-vraisemblance	-9 184.58		- 7538.38						

TABLEAU B.2: DÉTERMINANTS INDIVIDUELS ET FAMILIAUX DES PROBABILITÉS D'OCCUPATION DES STATUTS

	Femmes		Hommes	
<b>Année 1985</b>				
chômage	-3.848	(0.982)		
cdd	-0.743	(0.829)		
cdi	0.384	(0.702)		
formation	-0.610	(0.744)		
<b>Année 1986</b>				
chômage	-2.688	(0.563)	-0.433	(0.981)
cdd	-0.631	(0.566)	1.713	(1.047)
cdi	-0.874	(0.575)	2.704	(0.964)
formation	-0.833	(0.599)	1.095	(1.004)
<b>Année 1987</b>				
chômage	-2.193	(0.472)	-1.111	(0.800)
cdd	-0.121	(0.460)	0.966	(0.790)
cdi	-0.048	(0.465)	1.877	(0.758)
formation	0.032	(0.488)	0.835	(0.770)
<b>Année 1988</b>				
chômage	-1.540	(0.410)	-2.418	(0.509)
cdd	0.231	(0.394)	0.058	(0.445)
cdi	0.432	(0.399)	0.312	(0.403)
formation	0.319	(0.437)	-0.008	(0.501)
<b>Année 1989</b>				
chômage	-1.068	(0.368)	-2.201	(0.435)
cdd	0.468	(0.375)	-0.074	(0.399)
cdi	0.867	(0.370)	0.378	(0.359)
formation	-0.037	(0.428)	-0.444	(0.511)
<b>Année 1990</b>				
chômage	-1.095	(0.333)	-2.316	(0.398)
cdd	0.411	(0.336)	-0.054	(0.357)
cdi	0.896	(0.331)	0.344	(0.335)
formation	-0.011	(0.390)	-0.813	(0.439)
<b>Année 1991</b>				
chômage	-1.110	(0.298)	-1.511	(0.368)
cdd	0.184	(0.303)	0.020	(0.344)
cdi	0.463	(0.297)	0.737	(0.320)
formation	-0.163	(0.355)	-0.358	(0.427)
<b>Année 1992</b>				
chômage	-1.099	(0.272)	-1.413	(0.344)
cdd	0.131	(0.281)	0.305	(0.327)
cdi	0.438	(0.278)	0.708	(0.304)
formation	0.220	(0.331)	0.135	(0.399)
<b>Année 1993</b>				
chômage	-0.798	(0.275)	-0.718	(0.339)
cdd	0.315	(0.277)	0.622	(0.331)
cdi	0.569	(0.268)	0.755	(0.326)
formation	0.661	(0.311)	0.496	(0.380)
<b>Année 1994</b>				
chômage	-0.559	(0.252)	-0.784	(0.310)
cdd	0.282	(0.262)	0.408	(0.304)
cdi	0.138	(0.252)	0.502	(0.293)
formation	0.081	(0.305)	0.082	(0.360)
<b>Année 1995</b>				
chômage	-0.715	(0.234)	-0.945	(0.286)
cdd	0.119	(0.244)	0.082	(0.284)
cdi	0.065	(0.239)	0.246	(0.276)
formation	-0.110	(0.288)	0.067	(0.339)
<b>Année 1996</b>				
chômage	-0.604	(0.240)	-0.656	(0.319)
cdd	0.025	(0.256)	0.053	(0.322)
cdi	0.007	(0.242)	0.379	(0.313)
formation	-0.117	(0.302)	0.225	(0.368)

TABLEAU B.3: DÉTERMINANTS TEMPORELS DES PROBABILITÉS D'OCCUPATION DES STATUTS

---

## Bibliographie

---

- Aalen, O. (1987), 'Mixing Distribution on a Markov Chain', *Scandinavian Journal of Statistics* **14**, 281–289.
- Abbott, M. & Beach, C. (1994), 'Wage Changes and Job Changes of Canadian Women : Evidence from the 1986-87 Labour Market Activity Survey', *Journal of Human Resources* **29**(2), 429–460.
- Abowd, J. & Killingsworth, M. (1983), 'Sex, Discrimination, Atrophy and the Male-Female Wage Differential', *Industrial Relations* **22**(3), 387–402.
- Abraham, K. & Farber, H. (1987), 'Job Duration, Seniority, and Earnings', *American Economic Review* **77**(3), 278–297.
- Afsa, C. (1998), 'L'allocation parentale d'éducation : entre politique familiale et politique pour l'emploi', *Insee Première* **569**(Février), 4 pages.
- Aigner, D. & Cain, G. (1977), 'Statistical Theories of Discrimination in Labor Market', *Industrial and Labor Relations Review* **30**(2), 175–187.
- Akerlof, G. (1976), 'The Economics of Caste and of the Rat Race and Other Woeful Tales', *Quarterly Journal of Economics* **90**(4), 599–617.
- Akerlof, G. (1985), 'Discriminatory, Status-Based Wages Among Tradition-Oriented Stochastically Trading Coconut Producers', *Journal of Political Economy* **93**(2), 265–276.
- Akerlof, G. & Main, B. (1980), 'Unemployment Spells and Unemployment Experience', *American Economic Review* **70**(5), 885–893.

- Akerlof, G. & Main, B. (1981), 'An Experience-Weighted Measure of Employment and Unemployment Durations', *American Economic Review* 71(5), 1003-1011.
- Albrecht, J., Edin, P.-A., Sundström, M. & Vroman, S. (1999), 'Career Interruptions and Subsequent Earnings : A Reexamination Using Swedish Data', *Journal of Human Resources* 34(2), 294-311.
- Alchian, A. & Kessel, R. (1962), Competition, Monopoly, and the Pursuit of Pecuniary Gain, in H. Lewis, ed., 'Aspects of Labor Economics', Princeton University Press.
- Aldrich, M. & Buchele, R. (1986), *The Economics of Comparable Worth*, Cambridge, Mass. : Ballinger.
- Alexis, M. (1973), 'A Theory of Labor Market Discrimination with Interdependent Utilities', *American Economic Review* 63(2), 296-302. Papers and Proceedings of Eighty-fifth Annual Meeting of the American Economic Association.
- Altonji, J. & Blank, R. (1999), Race and Gender in the Labor Market, in O. Ashenfelter & D. Card, eds, 'Handbook of Labor Economics', Vol. 3C, Elsevier Science, North-Holland, pp. 3143-3259.
- Altonji, J. & Paxson, C. (1988), 'Labor Supply Preferences, Hours Constraints, and Hours-Wage Trade-Offs', *Journal of Labor Economics* 6(2), 254-276.
- Altonji, J. & Paxson, C. (1992), 'Labor Supply, Hours Constraints, and Job Mobility', *Journal of Human Resources* 27(2), 256-278.
- Altonji, J. & Pierret, C. (1997), 'Employer Learning and Statistical Discrimination', *NBER Working Paper Series* 6279.
- Altonji, J. & Spletzer, J. (1991), 'Worker Characteristics, Job Characteristics, and the Receipt of On-the-Job Training', *Industrial and Labor Relations Review* 45(1), 58-79.
- Andersen, E. (1973), *Conditional Inference and Models for Measuring*, Copenhagen : Metalhygienjensk Vorlag.
- Anker, R. (1997), 'Theories of Occupational Segregation by Sex : An Overview', *International Labour Review* 136(3), 315-339.
- Anxo, D., Flood, L. & Kocoglu, Y. (2002), 'Offre de travail et répartition des activités domestiques et parentales au sein du couple : une comparaison entre la France et la Suède', *Économie et Statistique* 352-353, 127-150.

- Arnott, R. & Stiglitz, J. (1985), 'Labor Turnover, Wage Structure and Moral Hazard : the Inefficiency of Competitive Markets', *Journal of Labor Economics* **3**(4), 434-462.
- Arrow, K. (1972a), Models of Job Discrimination, in A. Pascal, ed., 'Racial Discrimination in Economic Life', Lexington Books : DC Heath, chapter 4, pp. 83-102.
- Arrow, K. (1972b), Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market, in A. Pascal, ed., 'Racial Discrimination in Economic Life', Lexington Books : DC Heath, chapter 6, pp. 187-203.
- Arrow, K. (1973), The Theory of Discrimination, in O. Ashenfelter & A. Rees, eds, 'Discrimination in Labor Markets', Princeton University Press, pp. 3-33.
- Arrow, K. (1998), 'What Has Economics to Say about Racial Discrimination?', *Journal of Economic Perspectives* **12**(2), 91-100.
- Atkinson, A. & Micklewright, J. (1991), 'Unemployment Compensation and Labor Market Transitions : A Critical Review', *Journal of Economic Literature* **29**(4), 1679-1727.
- Aucouturier, A.-L. & Gelot, D. (1994), 'Les dispositifs pour l'emploi et les jeunes sortant de scolarité : une utilisation massive, des trajectoires diversifiées', *Économie et Statistique* **277-278**(7/8), 75-93.
- Audas, R., Barmby, T. & Treble, J. (1997), 'Gender and Promotion in an Internal Labour Market', *mimeo* **September**.
- Baker, M. & Fortin, N. (1999), 'Occupational Gender Composition and Wages in Canada : 1987-1988', *NBER Working Paper Series* **7371**.
- Baker, M. & Fortin, N. (2000), 'Gender Composition and Wages : Why is Canada Different from the United States?', *Analytical Studies Branch Research Paper, Statistics Canada* **140**(August).
- Baker, M., Benjamin, D., Desautniers, A. & Grant, M. (1995), 'The Distribution of the Male/Female Earnings Differential : 1970-1990', *Canadian Journal of Economics* **28**(3), 479-500.
- Balan, D. & Join-Lambert, E. (1993), 'Les jeunes en mars 1992 : un marché du travail peu favorable', *Insee Première* **240**(Mars), 4 pages.
- Baldwin, M., Butler, R. & Johnson, W. (2001), 'A Hierarchical Theory of Occupational Segregation and Wage Discrimination', *Economic Inquiry* **39**(1), 94-110.

- Barron, J., Berger, M. & Black, D. (1997), 'How Well Do We Measure Training?', *Journal of Labor Economics* **15**(3), 507-528.
- Barron, J., Black, D. & Loewenstein, M. (1989), 'Job Matching and On-the-Job Training', *Journal of Labor Economics* **7**(1), 1-19.
- Barron, J., Black, D. & Loewenstein, M. (1993), 'Gender Differences in Training, Capital, and Wages', *Journal of Human Resources* **28**(2), 343-364.
- Bartel, A. (1980), 'Earnings Growth on the Job and Between Jobs', *Economic Inquiry* **18**(1), 123-137.
- Bartel, A. & Borjas, G. (1981), Wage Growth and Job Turnover, in S. Rosen, ed., 'Studies in Labor Markets', Chicago : University of Chicago Press, chapter 2, pp. 65-90.
- Barth, E. & Dale-Olsen, H. (1999), 'Monopsonistic Discrimination and the Gender Wage Gap', *NBER Working Paper Series* **7197**(Juin).
- Battagliola, F. (2000), *Histoire du travail des femmes*, La Découverte, Collection Repères.
- Battagliola, F., Brown, E. & Jaspard, M. (1997), 'Être parent jeune : quels liens avec les itinéraires professionnels?', *Économie et Statistique* **304-305**(4/5), 191-207.
- Bayard, K., Hellerstein, J., Neumark, D. & Troske, K. (1999), 'New Evidence on Sex Segregation and Sex Differences in Wages from Matched Employee-Employer Data', *NBER Working Paper Series* **7003**(Mars).
- Bayet, A. (1996a), 'Carrières continues, carrières incomplètes et salaires', *Économie et Statistique* **299**(9), 21-36.
- Bayet, A. (1996b), 'L'éventail des salaires et ses déterminants', *Données sociales, la société française* pp. 190-200.
- Bayet, A. & Demailly, D. (1996), 'La hiérarchie des salaires', *Insee Première* **487**(Septembre), 4 pages.
- Becker, E. & Lindsay, C. (1994), 'Sex Differences in Tenure Profiles : Effects of Shared Firm-Specific Investment', *Journal of Labor Economics* **2**(1), 98-118.
- Becker, G. (1957), *The Economics of Discrimination*, Second Edition, The University of Chicago Press Economics.
- Becker, G. (1962), 'Investment in Human Capital : A Theoretical Analysis', *Journal of Political Economy* **70**(5), 9-49. Part 2 : Investment in Human Beings.

- Becker, G. (1974), A Theory of Marriage, in T. Schultz, ed., 'Economics of Family', Chicago Press.
- Becker, G. (1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Becker, G. (1985), 'Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labor', *Journal of Labor Economics* **3**(1), S33-S58.
- Beller, A. (1982), 'Occupational Segregation by Sex : Determinants and Changes', *Journal of Human Resources* **17**(3), 371-392.
- Ben-Akiva, M., Bolduc, D. & Bradley, M. (1993), 'Estimation of Travel Choice Models with Randomly Distributed Values of Time', *Transportation Research Record* **1413**, 88-97.
- Ben-Porath, Y. (1967), 'The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings', *Journal of Political Economy* **75**(4), 352-365.
- Benveniste, C. & Lollivier, S. (1988), 'Les écarts de salaire entre les hommes et les femmes continuent à se réduire', *Économie et Statistique* **210**(mai), 3-9.
- Béret, P. & Dupray, A. (1998), 'La formation professionnelle continue : de l'accumulation de compétences à la validation de la performance', *Formation-Emploi* **63**(Septembre), 61-80.
- Bergmann, B. (1971), 'The Effect on White Incomes of Discrimination in Employment', *Journal of Political Economy* **79**(2), 294-313.
- Bergmann, B. (1974), 'Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race and Sex', *Eastern Economic Journal* **1**(2-3), 103-110.
- Bergmann, B. (1986), *The Economic Emergence of Women*, New York : Basic Books.
- Bergmann, B. & Darity, W. (1981), 'Social Relations, Productivity and Employer Discrimination', *Monthly Labor Review* **104**(4), 47-49.
- Berk, J. (1999), 'Statistical Discrimination in a Competitive Labor Market', *NBER Working Paper Series* **6871**(Janvier).
- Bhat, C. (1997), 'Accommodating Flexible Substitution Patterns in Multi-dimensional Choice Modeling : Formulation and Application to Travel and Departure Time Choice', *Transportation Research Part B : Methodological* **32**(7), 455-466.

- Bhat, C. (2001), 'Quasi-random Maximum Simulated Likelihood Estimation of the Mixed Multinomial Logit Model', *Transportation Research Part B : Methodological* **35**(7), 677-693.
- Bhat, C. & Castelar, S. (2002), 'A Unified Mixed Logit Framework for Modeling Revealed and Stated Preferences : Formulation and Application to Congestion Pricing Analysis in the San Francisco Bay Area', *Transportation Research B* **36**(7), 593-616.
- Bielby, W. & Baron, J. (1984), A Woman's Place Is With Other Women : Sex Segregation Within Organizations, in B. Reskin, ed., 'Sex Segregation in the Workplace', Washington D.C : National Academy Press, pp. 27-55.
- Bielby, W. & Baron, J. (1986), 'Men and Women at Work : Sex Segregation and Statistical Discrimination', *American Journal of Sociology* **91**(4), 759-799.
- Black, D. (1995), 'Discrimination in a Equilibrium Search Model', *Journal of Labor Economics* **13**(2), 309-334.
- Blanchet, D. (1992), 'Interpréter les évolutions récentes temporelles de l'activité féminine et de la fécondité', *Population* **47**(2), 389-408.
- Blanchet, D. & Penneç, S. (1996), 'Hausse de l'activité féminine : quels liens avec l'évolution de la fécondité?', *Économie et Statistique* **300**(Octobre), 95-104.
- Blau, F. (1984), Occupational Segregation and Labor Market Discrimination, in B. Reskin, ed., 'Sex Segregation in the Workplace', Washington D.C : National Academy Press, pp. 117-143.
- Blau, F. (1998), 'Trends in the Well-Being of American Women, 1970-1995', *Journal of Economic Literature* **36**(1), 112-165.
- Blau, F. & Beller, A. (1988), 'Trends in Earnings Differentials by Gender, 1971-1981', *Industrial and Labor Relations Review* **41**(4), 513-529.
- Blau, F. & Ferber, M. (1987), 'Discrimination : Empirical Evidence from United States', *American Economic Review* **77**(2), 316-320. Papers and Proceedings of the Ninety-Ninth Annual Meeting of the American Economic Association.
- Blau, F. & Ferber, M. (1992), *The Economics of Women, Men and Work*, Englewood Cliffs : Prentice Hall.
- Blau, F. & Jusenius, C. (1976), 'Economists Approaches to Sex Segregation in the Labor Market : An Appraisal', *Journal of Women in Culture and Society* **1**(3), 181-199.

- Blau, F. & Kahn, L. (1981), 'Race and Sex Differences in Quits by Young Workers', *Industrial and Labor Relations Review* **34**(4), 563-577.
- Blau, F. & Kahn, L. (1996), 'Wage Structure and Gender Earnings Differentials : An International Comparison', *Economica* **63**(250), S29-S62. Supplement : Economic Policy and Income Distribution.
- Blau, F. & Kahn, L. (1997), 'Swimming Upstream : Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s', *Journal of Labor Economics* **15**(1), 1-42.
- Blau, F. & Kahn, L. (2000), 'Gender Differences in Pay', *Journal of Economic Perspectives* **14**(4), 75-99.
- Blau, F., Ferber, M. & Winkler, A. (1998a), *The Economics of Women, Men and Work*, Upper Saddle River, NJ : Prentice Hall.
- Blau, F., Simpson, P. & Anderson, D. (1998b), 'Continuing Progress? Trends in Occupational Segregation in the United States Over the 1970s and 1980s', *Feminist Economics* **4**(3), 29-71.
- Blinder, A. (1973), 'Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates', *Journal of Human Resources* **8**(4), 436-455.
- Bloch, L. & Estrade, M.-A. (1998), 'Les formes particulières d'emploi en France : un marche-pied vers les emplois stables?', *France, Portrait social* pp. 123-139.
- Blöss, T., Frickey, A. & Novi, M. (1994), 'Modes d'entrées dans la vie adulte et trajectoires sociales des femmes mariées', *Population* **3**(mai-juin), 637-656.
- Bolduc, D., Fortin, B., Labrecque, F. & Lanoie, P. (2002), 'Worker's Compensation, Moral Hazard, and the Composition of Workplace Injuries', *Journal of Human Resources* **37**(3), 623-652.
- Bonnal, L. & Fougère, D. (1990), 'Les déterminants individuels des durées du chômage', *Économie et Prévision* **96**(5), 45-82.
- Bonnal, L., Fougère, D. & Sérandon, A. (1994), 'L'impact des dispositifs d'emploi sur le devenir des jeunes chômeurs : une évaluation économétrique sur données longitudinales', *Économie et Prévision* **115**(4), 1-28.
- Bonnal, L., Fougère, D. & Sérandon, A. (1997), 'Evaluating the Impact of French Policies on Individual Labour Markets Histories', *Review of Economic Studies* **64**(4), 683-713.

- Booth, A., Francesconi, M. & Frank, J. (1998), 'Glass Ceilings or Sticky Floors?', *Center for Economic Policy Research Discussion Paper 1965*(September).
- Booton, L. & Lane, J. (1985), 'Hospital Market Structure and the Return to Nursing Education', *Journal of Human Resources* **20**(2), 184-196.
- Borghans, L. & Groot, L. (1999), 'Educational Presorting as a Cause of Occupational Segregation', *Labour Economics* **6**(3), 375-395.
- Borjas, G. & Bronars, S. (1989), 'Consumer Discrimination and Self-Employment', *Journal of Political Economy* **97**(3), 581-605.
- Borjas, G. & Goldberg, M. (1978), 'Biased Screening and Discrimination in the Labor Market', *American Economic Review* **68**(5), 918-922.
- Borjas, G. & Rosen, S. (1980), Income Prospects and Job Mobility of Younger Men, in R. Ehrenberg, ed., 'Research in Labor Economics', Vol. 3, Greenwich, Conn. : JAI Press, pp. 159-181.
- Bourit, F., Hernu, P. & Perrot, M. (1983), 'Les salaires en 1982', *Économie et Statistique*.
- Bourreau-Dubois, C., Guillot, O. & Jankeliowitch-Laval, E. (2001), 'Le travail à temps partiel féminin et ses déterminants', *Économie et Statistique* **349-350**(9/10), 41-61.
- Bowlus, A. & Eckstein, Z. (1998), 'Discrimination and Skill Differences in a Equilibrium Search Model', *CEPR Discussion Paper Series 1859*(April).
- Boyer, D. (2000), L'emploi et la politique familiale, in R. Silvera, ed., 'Les femmes et le travail : Nouvelles inégalités, nouveaux enjeux', Montreuil : VO Éditions, pp. 165-182.
- Breusch, T. & Pagan, A. (1979), 'A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation', *Econometrica* **47**(5), 1287-1294.
- Brinch, C. (1999), 'Statistical Discrimination and the Returns to Human Capital and Credentials', *Working Papers -Department of Economics - University of Oslo* **36**.
- Brownstone, D. & Train, K. (1999), 'Forecasting New Product Penetration with Flexible Substitution Patterns', *Journal of Econometrics* **89**(1-2), 109-129.
- Brownstone, D., Bunch, D. & Train, K. (2000), 'Joint Mixed Logit Models of Stated and Revealed Preferences for Alternative-Fuel Vehicles', *Transportation Research Part B : Methodological* **34**(5), 315-338.

- Bulow, J. & Summers, L. (1986), 'A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination and Keynesian Unemployment', *Journal of Labor Economics* 4(3), 376-414.
- Burdett, K. (1978), 'A Theory of Employee Job Search and Quit Rates', *American Economic Review* 68(1), 212-220.
- Cabral, R., Ferber, M. & Green, C. (1981), 'Men and Women in Fiduciary Institutions : A Study of Sex Differences in Career Development', *Review of Economics and Statistics* 63(4), 573-580.
- Cain, G. (1986), The Economic Analysis of Labor Market Discrimination : A Survey, in O. Ashenfelter & R. Layard, eds, 'Handbook of Labor Economics', Vol. 1, Elsevier Publishing Company, pp. 693-785.
- Cannings, K. (1988), 'Managerial Promotion : The Effects of Socialization, Specialization, and Gender', *Industrial and Labor Relations Review* 42(1), 77-88.
- Cannings, K. & Montmarquette, C. (1991), 'The Attitudes of Subordinates to the Gender of Superiors in a Managerial Hierarchy', *Journal of Economic Psychology* 12(4), 707-724.
- Card, D. & Hyslop, D. (2002), 'Estimating the Dynamic Treatment Effect of an Earnings Subsidy for Welfare-Leavers', *Center for Labor Economics - University of California Berkeley Working Paper* 47(March).
- Card, D. & Sullivan, D. (1988), 'Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements In and Out of Employment', *Econometrica* 56(3), 497-530.
- Carroll, S. & Rolph, J. (1973), 'A Stochastic Model of Discrimination in the Labor Market', *Econometrica* 41(1), 97-108.
- Cases, C. & Lollivier, S. (1994), 'Estimation d'un modèle de sortie de chômage à destinations multiples', *Economie et Prévision* 2-3(113-114), 177-188.
- Chamberlain, G. (1980), 'Analysis of Covariance with Qualitative Data', *Review of Economic Studies* 47(1), 225-238. Econometrics Issue.
- Chamberlain, G. (1984), Panel Data, in Z. Griliches & M. Intriligator, eds, 'Handbook of Econometrics', Vol. 2, Elsevier, North-Holland, pp. 1247-1318.
- Charles, K. (2000), 'A Simple Model of Subtle Discrimination', *Ford School of Public Policy - Working Papers Series - University of Michigan* 14.

- Chen, Z. & Kuo, L. (2001), 'A Note on the Estimation of the Multinomial Logit Model with Random Effects', *The American Statistician* **55**(2), 89–95.
- Chiappori, P.-A., Fortin, B. & Lacroix, G. (2002), 'Marriage Market, Divorce Legislation and Household Labor Supply', *Journal of Political Economy* **110**(1), 37–72.
- Chiplin, B. (1976), 'Non Convexity of Indifference Surfaces in the Case of Labor Market Discrimination', *American Economic Review* **66**(5), 921–924.
- Clark, K. & Summers, L. (1979), 'Labor Market Dynamics and Unemployment : a Reconsideration', *Brookings Papers on Economic Activity* **1**(79), 13–60.
- Coate, S. & Loury, G. (1993), 'Will Affirmative-Action Policies Eliminate Negative Stereotypes?', *American Economic Review* **83**(5), 1220–1240.
- Coate, S. & Tennyson, S. (1992), 'Labor Market Discrimination, Imperfect Information and Self Employment', *Oxford Economic Papers* **44**(2), 272–288.
- Cobb-Clark, D. (2001), Getting Ahead : The Determinants of and Payoffs to Internal Promotion for Young U.S Men and Women, in S. Polachek, ed., 'Research in Labor Economics : Worker Well-being in a Changing Labor Market', Vol. 20, JAI, Elsevier Science, pp. 339–372.
- Cobb-Clark, D. & Dunlop, Y. (1999), 'The Role of Gender in Job Promotions', *Monthly Labor Review* **122**(12), 32–38.
- Coeffic, N. (1986), 'Les jeunes à la sortie de l'école. Poids du chômage et risques de déclassement', *Économie et Statistique* **193-194**(Novembre-Décembre), 63–75.
- Colin, C. (1997), 'La valorisation de l'éducation et de l'expérience professionnelle à travers les salaires : quelles différences entre hommes et femmes?', *Les Cahiers du MAGE* **2/97**.
- Colin, C. (1999), Salaires et carrières : une comparaison hommes / femmes, in Conseil d'Analyse Economique, ed., 'Égalité entre femmes et hommes : aspects économiques', Vol. Annexe B, La documentation française, pp. 161–168.
- Corcoran, M. (1979), Work Experience, Labor Force Withdrawals, and Women's Earnings, in C. Lloyd, E. Andrews & C. Gilroy, eds, 'Women in the Labor Market', New York : Columbia University Press, pp. 216–245.
- Corcoran, M. & Duncan, G. (1979), 'Work History, Labor Force Attachment, and Earnings Differences Between the Sexes', *Journal of Human Resources* **14**(1), 3–20.

- Corcoran, M., Duncan, G. & Ponza, M. (1983), 'A Longitudinal Analysis of White Women's Wages', *Journal of Human Resources* **18**(4), 497-520.
- Corcoran, M., Duncan, G. & Ponza, M. (1984), Work Experience, Job Segregation, and Wages, in B. Reskin, ed., 'Sex Segregation in the Workplace : Trends, Explanations, Remedies', Washington D.C : National Academy Press, pp. 171-191.
- Cornell, B. & Welch, I. (1996), 'Culture, Information, and Screening Discrimination', *Journal of Political Economy* **104**(3), 542-571.
- Cotter, D., Defiore, J., Hermsen, J., Kowalewski, B. & Vanneman, R. (1995), 'Occupational Gender Segregation and the Earnings Gap : Changes in the 1980s', *Social Science Research* **24**(4), 439-454.
- Cotton, J. (1988), 'On the Decomposition of Wage Differentials', *Review of Economics and Statistics* **70**(2), 236-243.
- Couppié, T. & Fournier, C. (1994), 'Emploi des femmes : une réalité de plus en plus éclatée', *Cereq-Bref* **104**(Décembre), 4 pages.
- Couppié, T., Epiphane, D. & Fournier, C. (1997), 'Insertion professionnelle et début de carrière : les inégalités entre hommes et femmes résistent-elles au diplôme?', *Céreq Bref* **135**(Octobre), 4 pages.
- Cox, D. (1984), 'Panel Estimates of the Effects of Career Interruptions on the Earnings of Women', *Economic Inquiry* **22**(3), 386-403.
- Daniel, C. & Sofer, C. (1998), 'Bargaining, Compensating Wage Differentials and Dualism of the Labor Market. Theory and Evidence for France.', *Journal of Labor Economics* **16**(3), 546-575.
- Daymont, T. & Andrisani, P. (1984), 'Job Preferences, College Majors and the Gender Gap in Earnings', *Journal of Human Resources* **19**(3), 408-428.
- DeLeire, T. & Levy, H. (2001), 'Gender, Occupation Choice and the Risk of Death at Work', *NBER Working Papers* **8574**.
- Desplanques, G. & de Saboulin, M. (1986), 'Activité féminine : carrières continues et discontinues', *Économie et Statistique* **193-194**(novembre-décembre), 51-62.
- Desplanques, G., Raton, I. & Thaves, S. (1991), 'L'activité féminine. Résultats de l'enquête Familles de 1990', *Insee Résultats* **118**.

- Destré, G., Lévy-Garboua, L. & Sollogoub, M. (2000), 'Formation informelle et rendements de l'ancienneté', *Communication aux XVIIèmes Journées de Microéconomie Appliquée (Québec)*.
- DiNardo, J., Fortin, N. & Lemieux, T. (1996), 'Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992 : A Semi-parametric Approach', *Econometrica* **64**(5), 1001-1044.
- DiPrete, T. & Soule, W. (1988), 'Gender and Promotion in Segmented Job Ladder Systems', *American Sociological Review* **53**(1), 26-40.
- Djider, Z. (2002), 'Femmes et hommes : les inégalités qui subsistent', *Insee Première* **834**(Mars), 4 pages.
- Duncan, G. & Hoffman, S. (1979), 'On-the-Job Training and Earnings Differences by Race and Sex', *Review of Economics and Statistics* **61**(4), 593-603.
- Eberts, R. & Stone, J. (1985), 'Male-Female Differences in Promotions : EEO in Public Education', *Journal of Human Resources* **20**(4), 504-521.
- Edgeworth, F. (1922), 'Equal Pay to Men and Women for Equal Works', *The Economic Journal* **32**(128), 431-457.
- Elbaum, M. (1988), 'Stages, emplois et salaires d'embauche : l'insertion des jeunes à quel prix?', *Économie et Statistique* **211**(Juin), 5-19.
- Elbers, C. & Ridder, G. (1982), 'True and Spurious Duration Dependence : The Identifiability of the Proportional Hazard Model', *Review of Economic Studies* **49**(3), 403-409.
- England, P. (1982), 'The Failure of Human Capital Theory to Explain Occupational Sex Segregation', *Journal of Human Resources* **17**(3), 358-370.
- England, P. (1984), 'Wage Appreciation and Depreciation : A Test of Neoclassical Economic Explanations of Occupational Sex Segregation', *Social Forces* **62**(3), 726-749.
- England, P. (1985), 'Occupational Segregation : Rejoinder to Polachek', *Journal of Human Resources* **20**(3), 441-443.
- England, P. (1992), *Comparable Worth : Theories and Evidence*, New York : Aldine De Gruyter.
- England, P., Chassie, M. & McCormack, L. (1982), 'Skill Demands and Earnings in Female and Male Occupations', *Sociology and Social Research* **66**(2), 147-168.

- England, P., Farkas, G., Kilbourne, B. & Dou, T. (1988), 'Explaining Occupational Sex Segregation and Wages : Findings from a Model with Fixed Effects', *American Sociological Review* **53**(4), 544-558.
- England, P., Herbert, M., Kilbourne, B., Reid, L. & Megdal, L. (1994), 'The Gendered Valuation of Occupations and Skills : Earnings in 1980 Census Occupations', *Social Forces* **73**(1), 65-99.
- Farber, S. (1977), 'The Earnings and Promotion of Women Faculty : Comment', *American Economic Review* **67**(2), 199-206.
- Farmer, A. & Terrell, D. (1996), 'Discrimination, Bayesian Updating of Employer Beliefs, and Human Capital Accumulation', *Economic Inquiry* **34**(2), 204-219.
- Fawcett, M. (1918), 'Equal Pay for Equal Work', *The Economic Journal* **28**(109), 1-6.
- Ferber, M. & Green, C. (1991), Occupational Segregation and the Earnings Gap : Further Evidence, in E. Hoffman, ed., 'Essay on the Economics of Discrimination', Kalamazoo, M.I : W.E Upjohn Institute for Employment Research, pp. 145-165.
- Ferber, M. & Lowry, H. (1976), 'The Sex Differential in Earnings : A Reappraisal', *Industrial and Labor Relations Review* **29**(3), 377-387.
- Ferber, M., Huber, J. & Spitze, G. (1979), 'Preference for Men as Bosses and Professionals', *Social Forces* **58**(2), 466-476.
- Ferber, M., Loeb, J. & Lowry, H. (1978), 'The Economic Status of Women Faculty : A Reappraisal', *Journal of Human Resources* **13**(3), 385-401.
- Fermanian, J.-D. & Lagarde, S. (1998), 'Les horaires de travail dans le couple', *Économie et Statistique* **321-322**(1/2), 89-110.
- Fields, J. & Wolff, E. (1991), 'The Decline in Sex Segregation and Wage GAp, 1970-1980', *Journal of Human Resources* **26**(4), 608-622.
- Fields, J. & Wolff, E. (1995), 'Interindustry Wage Differentials and the Gender Wage Gap', *Industrial and Labor Relations Review* **49**(1), 105-120.
- Filer, R. (1983), 'Sexual Differences in Earnings : the Role of Individual Personalities and Tastes', *Journal of Human Resources* **18**(1), 82-99.
- Filer, R. (1985), 'Male-Female Wage Differences : The Importance of Compensating Differentials', *Industrial and Labor Relations Review* **38**(3), 426-437.

- Filer, R. (1986), 'The Role of Personality and Tastes in Determining Occupational Structure', *Industrial and Labor Relations Review* **39**(3), 412-424.
- Filer, R. (1989), Occupational Segregation, Compensating Differentials, and Comparable Worth, in R. Michael & H. Hartmann, eds, 'Pay Equity : Empirical Inquiries', Washington D.C : National Academy Press, chapter 7, pp. 153-170.
- Filer, R. (1993), 'The Usefulness of Predicted Values for Prior Work Experience in Analyzing Labor Market Outcomes for Women', *Journal of Human Resources* **28**(3), 519-537.
- Fillmore, C. (1990), 'Gender Differences in Earnings : A Re-analysis and Prognosis for Canadian Women', *Canadian Journal of Sociology* **15**(3), 275-299.
- Flinn, C. & Heckman, J. (1982), 'New Methods for Analyzing Structural Models of Labor Force Dynamics', *Journal of Econometrics* **18**(1), 115-168.
- Flinn, C. & Heckman, J. (1983a), 'Are Unemployment and Out of the Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States?', *Journal of Labor Economics* **1**(1), 28-42.
- Flinn, C. & Heckman, J. (1983b), The Likelihood Function for the Multistate Multiepisode Model, in R. Baasman & G. Rhodes, eds, 'Advances in Econometrics', Vol. 3, Greenwich, Conn. : JAI Press, pp. 225-231.
- Florens, J.-P., Fougère, D., Kamionka, T. & Mouchart, M. (1994), 'La modélisation économétrique des transitions individuelles sur le marché du travail', *Économie et Prévision* **116**(5), 179-217.
- Forgeot, G. & Gauthier, J. (1997), 'Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement', *Économie et Statistique* **304-305**(3/4), 53-74.
- Forgione, G. & Peters, V. (1982), 'Differences in Job Motivation and Satisfaction Among Male and Female Managers', *Human Relations* **35**(2), 101-118.
- Fortin, N. & Lemieux, T. (2000), 'Are Women's Wage Gains Men's Losses? A Distributional Test', *American Economic Review* **90**(2), 456-460.
- Foster, D. & Vohra, R. (1992), 'An Economic Argument for Affirmative Action', *Rationality and Society* **4**(2), 176-188.
- Fougère, D. & Kamionka, T. (1992a), Individual Labour Market Transitions, in L. Matyas & P. Sevestre, eds, 'The Econometrics of Panel Data : Handbook of Theory and Applications', Kluwer Academic Publishers, pp. 470-508.

- Fougère, D. & Kamionka, T. (1992b), 'Un modèle markovien du marché du travail', *Annales d'Économie et Statistique* 27(Juillet-Septembre), 149-188.
- Fournier, C. (2001), 'Hommes et femmes salariés face à la formation continue : des inégalités d'accès qui reflètent les niveaux de qualification et les conditions familiales', *Céreq Bref* 179(Octobre), 4 pages.
- Francois, P. (1998), 'Gender Discrimination Without Gender Difference : Theory and Policy Responses', *Journal of Public Economics* 68(1), 1-32.
- Fryer, R. (2001a), 'A Dynamic Theory of Statistical Discrimination', *Mimeo - The Pennsylvania State University* (May).
- Fryer, R. (2001b), 'Economists' Models of Discrimination : An Analytical Survey', *Mimeo - The Pennsylvania State University* (April).
- Galtier, B. (1999), 'Les temps partiels : entre emplois choisis et emplois "faute de mieux"', *Économie et Statistique* 321-322(1/2), 57-77.
- Garcia, J., Hernandez, P. & Lopez-Nicolas, A. (2001), 'How Wide is the Gap? An Investigation of Gender Wage Differences Using Quantile Regression', *Empirical Economics* 26(1), 149-167.
- Gauvin, A. (1998), Le surchômage féminin à la lumière des comparaisons européennes, in M. Maruani, ed., 'Les nouvelles frontières de l'inégalité. Hommes et femmes sur le marché du travail', Collection Recherches, La Découverte-Mage, chapter 15, pp. 201-212.
- Gauvin, A. & Silvera, R. (1994), Dynamiques et place des femmes sur le marché du travail en France dans les années 80, in R. Plasman, ed., 'Les femmes d'Europe sur le marché du travail', L'Harmattan, pp. 123-150.
- Génisson, C. (1999), *Femmes - Hommes : Quelle égalité professionnelle ?*, Collection des rapports officiels, La documentation française.
- Gerhart, B. & Cheikh, N. (1991), 'Earnings and Percentage Female : A Longitudinal Study', *Industrial Relations* 30(1), 62-78.
- Gerhart, B. & Milkovich, G. (1989), Salaries, Salary Growth, and Promotions of Men and Women in a Large, Private Firm, in R. Michael, H. Hartmann & B. O'Farrell, eds, 'Pay Equity : Empirical Inquiries', National Academy Press, Washington D.C, pp. 23-41.

- Geweke, J., Marshall, R. & Zarkin, G. (1986), 'Exact Inference for Continuous Time Markov Chain Models', *Review of Economic Studies* **53**(4), 653-669.
- Gilbert, L., Kamionka, T. & Lacroix, G. (2001), 'Les effets des dispositifs publics d'insertion en emploi destinés aux jeunes hommes défavorisés au Québec', *Économie et Statistique* **345**(5), 55-83.
- Glaude, M. (1986), 'Ancienneté, Expérience, Théorie dualiste du marché du travail : Une étude sur données individuelles', *Économie Appliquée* **34**(4), 847-876.
- Glaude, M. (1999), L'égalité entre femmes et hommes : où en sommes nous?, in Conseil d'Analyse Economique, ed., 'Égalité entre femmes et hommes : aspects économiques', Vol. 15, La documentation française, pp. 71-103.
- Goett, A., Hudson, K. & Train, K. (2000), 'Customers' Choice among Retail Energy Suppliers : The Willingness-to-Pay for Service Attributes', *Energy Journal* **21**(4), 1-28.
- Goldberg, M. (1982), 'Discrimination, Nepotism, and Long-Run Wage Differentials', *Quarterly Journal of Economics* **97**(2), 307-319.
- Goldin, C. (1986), 'The Earnings Gap Between Male and Female Workers : An Historical Perspective', *NBER Working Paper Series* **1888**(April).
- Goldin, C. & Polachek, S. (1987), 'Residual Differences by Sex : Perspectives on the Gender Gap in Earnings', *American Economic Review* **77**(2), 143-151. Papers and Proceedings of the Ninety-Ninth Annual Meeting of the American Economic Association.
- Gonul, F. (1992), 'New Evidence on Whether Unemployment and Out of the Labor Force Are Distinct States', *Journal of Human Resources* **27**(2), 329-361.
- Gouriéroux, C. (1989), *Économétrie des variables qualitatives*, Paris : Economica.
- Gouriéroux, C. & Monfort, A. (1991), 'Simulation Based Inference in Models with Heterogeneity', *Annales d'Économie et de Statistique* **20-21**(Octobre-Mars), 69-107.
- Gouriéroux, C. & Monfort, A. (1996), *Simulation-Based Econometric Methods*, Core Lectures : Oxford University Press.
- Gouriéroux, C. & Montfort, A. (1993), 'Simulation-Based Inference : A Survey with Special Reference to Panel Data Models', *Journal of Econometrics* **59**(1-2), 5-33.
- Goux, D. (1991), 'Coup de frein sur les carrières', *Économie et Statistique* **249**(Décembre), 75-87.

- Goux, D. & Maurin, E. (1993), 'La sécurité de l'emploi, une priorité croissante pour les diplômés', *Économie et Statistique* **261**(1), 67-77.
- Goux, D. & Zamora, P. (2001), 'La formation en entreprise continue de se développer', *Insee Première* **759**(Février), 4 pages.
- Greenberger, E. & Steinberg, L. (1983), 'Sex Differences in Early Labor Force Experience : Harbinger of Things to Come', *Social Forces* **62**(2), 467-486.
- Greene, W. (1997), *Econometric Analysis*, 3ème édition, MacMillan.
- Gritz, M. (1993), 'The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment', *Journal of Econometrics* **57**(1-3), 21-51.
- Gronau, R. (1988), 'Sex-Related Wage Differentials and Women's Interrupted Careers - the Chicken or the Egg?', *Journal of Labor Economics* **6**(3), 277-301.
- Groot, W. & Maassen von den Brink, H. (1996), 'Glass Ceilings or Dead Ends : Job Promotion of Men and Women Compared', *Economics Letters* **53**(2), 221-226.
- Groshen, E. (1991), 'The Structure of the Female/Male Wage Differential : Is It Who You Are, What You Do, or Where You Work?', *Journal of Human Resources* **26**(3), 457-472.
- Gunderson, M. (1989), 'Male-Female Wage Differentials and Policy Responses', *Journal of Economic Literature* **27**(1), 46-72.
- Haagsma, R. (1991), 'Statistical Discrimination and Competitive Signalling', *Economics Letters* **36**(1), 93-97.
- Hajivassiliou, V. & McFadden, D. (1998), 'The Method of Simulated Scores for the Estimation of LDV Models', *Econometrica* **66**(4), 863-896.
- Hajivassiliou, V. & Ruud, P. (1994), Classical Estimation Methods for LDV Models Using Simulation, in R. Engle & D. McFadden, eds, 'Handbook of Econometrics', Vol. 4, Amsterdam, London and New York : Elsevier, North Holland, pp. 2383-2441.
- Hall, R. (1972), 'Turnover in the Labor Force', *Brookings Papers on Economic Activity* **0**(3), 709-756.
- Hansen, J. & Wahlberg, R. (2000), 'Occupational Gender Composition and Wages in Sweden', *IZA Discussion Papers* **217**(Novembre).

- Hartman, H. (1987), Internal Labor Markets and Gender : A Case Study of Promotion, in C. Brown & J. Pechman, eds, 'Gender in the Workplace', The Brookings Institution, Washington D.C, pp. 59-97.
- Hartmann, H. (1976), Capitalism, Patriarchy and Job Segregation, in M. Blaxall & B. Reagan, eds, 'Women and the Workplace : The Implications of Occupational Segregation', Chicago : University of Chicago Press, pp. 137-170.
- Hashimoto, M. (1979), 'Bonus Payments, On-the-Job Training, and Lifetime Employment in Japan', *Journal of Political Economy* 87(5), 1086-1104.
- Hashimoto, M. (1981), 'Firm Specific Human Capital as a Shared Investment', *American Economic Review* 71(3), 475-482.
- Hashimoto, M. & Kochin, L. (1980), 'A Bias in the Statistical Estimation of the Effects of Discrimination', *Economic Inquiry* 18(3), 478-486.
- Hausman, J. (1978), 'Specification Tests in Econometrics', *Econometrica* 46(6), 1251-1271.
- Hausman, J. & Taylor, W. (1981), 'Panel Data and Unobservable Individual Effects', *Econometrica* 49(6), 1377-1398.
- Heckman, J. (1978), 'Dummy Endogeneous Variables in a Simultaneous Equation System', *Econometrica* 46(4), 931-959.
- Heckman, J. (1979), 'Sample Selection Bias as a Specification Error', *Econometrica* 47(1), 153-161.
- Heckman, J. (1981a), Heterogeneity and State Dependence, in S. Rosen, ed., 'Studies in Labor Markets', Chicago : University of Chicago Press, chapter 3, pp. 91-139.
- Heckman, J. (1981b), Statistical Models for Discrete Panel Data, in C. Manski & D. McFadden, eds, 'Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications', MIT Press : Cambridge.
- Heckman, J. & Singer, B. (1984), 'Econometric Duration Analysis', *Journal of Econometrics* 24(1/2), 63-132.
- Heller, J.-L. & Join-Lambert, E. (1990), 'Les jeunes entre l'école et l'emploi', *Données sociales* pp. 63-68.
- Henley, N. (1977), *Body Politics : Power, Sex and Nonverbal Communication*, N-J : Prentice-Hall.

- Hersch, J. & Reagan, P. (1997), 'Worker Effort Decisions and Efficient Gender-Specific Wage-Tenure Profiles', *Economic Inquiry* **35**(1), 193-207.
- Hersch, J. & Stratton, L. (1997), 'Housework, Fixed Effects, and Wages of Married Workers', *Journal of Human Resources* **32**(2), 285-307.
- Hersch, J. & Stratton, L. (2002), 'Housework and Wages', *Journal of Human Resources* **37**(1), 217-229.
- Hersch, J. & Viscusi, K. (1996), 'Gender Differences in Promotions and Wages', *Industrial Relations* **35**(4), 461-472.
- Hicks, J. (1932), *The Theory of Wages*, London : Macmillan.
- Hill, E. (1995), 'Labor Market Effects of Women's Post-School-Age Training', *Industrial and Labor Relations Review* **49**(1), 138-149.
- Hill, E. (2001), 'Post-School-Age Training among Women : Training Methods and Labor Market Outcomes at Older Ages', *Economics of Education Review* **20**(2), 181-191.
- Honoré, B. (1993), 'Identification Results for Duration Models with Multiple Spells', *Review of Economic Studies* **60**(1), 241-246.
- Huber, P. (1967), The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Non-Standard Conditions, in 'Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability', Berkeley, CA : University of California Press, pp. 221-233.
- Humphries, J. (1995), Economics, Gender and Equal Opportunities, in J. Humphries & J. Rubery, eds, 'The Economics of Equal Opportunities', Manchester : Equal Opportunities Commission.
- Ireland, N. (1988), 'Internal Labour Markets and Democratic Labour-Managed Firms', *Scandinavian Journal of Economics* **90**(4), 585-602.
- Jacobs, J. (1999), The Sex Segregation of Occupations : Prospects for the 21st Century, in G. Powell, ed., 'Handbook of Gender in Organizations', Newbury Park, CA : Sage Publications, pp. 125-141.
- Jacobs, J. & Steinberg, R. (1990), 'Compensating Differentials and the Male-Female Wage Gap : Evidence from the New York State Comparable Worth Study', *Social Forces* **69**(2), 439-468.
- Jacobsen, J. (1994), 'Trends in Workforce Sex Segregation 1960-1990', *Social Science Quarterly* **75**(1), 204-211.

- Jarque, C. & Bera, A. (1980), 'Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals', *Economics Letters* **6**.
- Jenkins, S. (1994), 'Earnings Discrimination Measurement : A Distributional Approach', *Journal of Econometrics* **61**(1), 81-102.
- Johnson, G. & Solon, G. (1986), 'Estimates of the Direct Effects of Comparable Worth Policy', *American Economic Review* **76**(5), 1117-1125.
- Johnson, W. (1978), 'The Theory of Job Shopping', *Quarterly Journal of Economics* **92**(2), 261-278.
- Join-Lambert, E. (1994), 'Les bilans formation-emploi depuis 1973', *Économie et Statistique* **277-78**(7/8), 7-18.
- Jones, D. & Makepeace, G. (1996), 'Equal Worth, Equal Opportunities : Pay and Promotion in an Internal Labour Market', *Economic Journal* **106**(435), 401-409.
- Jones, S. & Riddell, C. (1999), 'The Measurement of Unemployment : An Empirical Approach', *Econometrica* **67**(1), 147-162.
- Jonsson, J. (1999), 'Explaining Sex Differences in Educational Choice : An Empirical Assessment of a Rational Choice Model', *European Sociological Review* **15**(4), 391-406.
- Joutard, X. & Werquin, P. (1992), 'Les déterminants individuels de la durée du chômage : de l'intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires', *Économie et Prévision* **102-103**(1/2), 143-156.
- Jovanovic, B. (1979a), 'Firm-Specific Capital and Turnover', *Journal of Political Economy* **87**(6), 1246-1260.
- Jovanovic, B. (1979b), 'Job Matching and the Theory of Turnover', *Journal of Political Economy* **87**(5), 972-980.
- Jovanovic, B. (1984), 'Matching, Turnover and Unemployment', *Journal of Political Economy* **92**(1), 108-122.
- Judge, G., Griffiths, W., Hill, C. & Lee, T. (1980), *The Theory and Practice of Econometrics*, New York : Willey.
- Juhn, C., Murphy, K. & Pierce, B. (1993), 'Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill', *Journal of Political Economy* **101**(3), 410-442.

- Kaestner, R. (1994), 'Some Empirical Evidence of the Use of Gender Specific Promotion Rules', *Eastern Economic Journal* 20(2), 201-218.
- Kahn, L. (1991), 'Customer Discrimination and Affirmative Action', *Economic Inquiry* 29(3), 555-571.
- Kalbfleisch, J. & Lawless, J. (1985), 'The Analysis of Panel Data Under a Markov Assumption', *Journal of American Statistical Association* 80(392), 863-871.
- Kato, T. (1991), 'Specific Human Capital and Worker Transfers as an Alternative to Layoffs : Theory and Evidence', *Recherche Economique* 45(2-3), 397-420.
- Kidd, M. & Shannon, M. (1996), 'Does the Level of Occupational Aggregation Affect Estimates of the Gender Wage Gap?', *Industrial and Labor Relations Review* 49(2), 317-329.
- Kiefer, N. (1988), 'Economic Duration Data and Hazard Functions', *Journal of Economic Literature* 26(2), 646-679.
- Kilbourne, B., England, P. & Beron, K. (1994), 'Effects on Individual, Occupational and Industrial Characteristics on Earnings : Intersections of Race and Gender', *Social Forces* 72(4), 1149-1176.
- Killingsworth, M. (1987), 'Heterogeneous Preferences, Compensating Wage Differentials, and Comparable Worth', *Quarterly Journal of Economics* 102(4), 727-742.
- Killingsworth, M. (1990), *The Economics of Comparable Worth*, Kalamazoo, M.I : W.E Upjohn Institute for Employment Research.
- Kim, M.-K. & Polachek, S. (1994), 'Panel Estimates of Male-Female Earnings Functions', *Journal of Human Resources* 29(2), 406-428.
- King, M. (1992), 'Occupational Segregation by Race and Sex, 1940-88', *Monthly-Labor-Review* 115(4), 30-37.
- Koenker, R. (1981), 'A Note on Studentizing a Test for Heteroscedasticity', *Journal of Econometrics* 17(1), 107-112.
- Konrad, A. & Cannings, K. (1997), 'The Effects of Gender Role Congruence and Statistical Discrimination on Managerial Advancement', *Human Relations* 50, 1305-1328.
- Krowas, J. (1993), 'Time-Dependent Changes in Gender-Based Promotion Differences', *Economics Letters* 42(1), 87-90.

- Krueger, A. (1963), 'The Economics of Discrimination', *Journal of Political Economy* **71**(5), 481-486.
- Kuhn, P. (1987), 'Sex Discrimination in Labor Markets : The Role of Statistical Evidence', *American Economic Review* **77**(4), 567-583.
- Kuhn, P. (1993), 'Demographic Groups and Personnel Policy', *Labour Economics* **1**(1), 49-70.
- Laband, D. & Lentz, B. (1993), 'Is There Sex Discrimination in the Legal Profession? Further Evidence on Tangible and Intangible Margins', *Journal of Human Resources* **28**(2), 230-258.
- Lancaster, T. (1979), 'Econometric Methods for the Duration of Unemployment', *Econometrica* **47**(4), 939-956.
- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Vol. 17, Econometric Society Monographs : Cambridge University Press.
- Lancaster, T. & Nickell, S. (1980), 'The Analysis of Re-Employment Probabilities for the Unemployed', *Journal of Royal Statistical Society, Series A* **143**(2), 141-152.
- Landes, E. (1977), 'Sex Differences in Wages and Employment : A Test of the Specific Capital Hypothesis', *Economic Inquiry* **15**(4), 523-538.
- Lang, K. (1986), 'A Language Theory of Discrimination', *Quarterly Journal of Economics* **101**(2), 363-382.
- Lang, K. (1993), 'Language and Economists' Theories of Discrimination', *International Journal of the Sociology of Language* **103**(July/August), 165-183.
- Laroque, G. & Salanié, B. (1993a), 'Simulation-Based Estimation of Models with Lagged Latent Variables', *Journal of Applied Econometrics* **8**(December), S119-S133. Issue Supplement : Special Issue on Econometric Inference Using Simulations Techniques.
- Laroque, G. & Salanié, B. (1993b), 'Simulation-Based Estimation of Models with Lagged Latent Variables', *Journal of Applied Econometrics* **8**, S119-1133.
- Laufer, J. (2000), Les femmes cadres, in R. Silvera, ed., 'Les femmes et le travail : Nouvelles inégalités, nouveaux enjeux', Montreuil : VO Éditions, pp. 63-75.
- Laufer, J. & Fouquet, A. (1998), 'Les femmes dans l'entreprise : le plafond de verre est toujours là', *Revue Française de Gestion* **119**(Juin-Juillet-Août), 143-144.

- Lauhlé, P. (1988), '1980-1985 : les difficultés de l'insertion', *Économie et Statistique* **216**(Décembre), 27-33.
- Lazear, E. (1981), 'Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions', *American Economic Review* **71**(4), 606-620.
- Lazear, E. (1999), 'Culture and Language', *Journal of Political Economy* **107**(6), S46-S126.
- Lazear, E. & Rosen, S. (1990), 'Male-Female Wage Differentials in Job Ladders', *Journal of Labor Economics* **8**(1), S106-S123.
- Leblanc, G. (1995), 'Discrimination in the Labour Market', *Canadian Journal of Economics* **28**(3), 702-717.
- Lee, L. (1992), 'On Efficiency of Methods of Simulated Moments and Maximum Simulated Likelihood Estimation of Discrete Response Models', *Econometric Theory* **8**(4), 518-552.
- Lee, L. (1995), 'Asymptotic Bias in Simulated Maximum Likelihood Estimation of Discrete Choice Models', *Econometric Theory* **11**(3), 437-483.
- LeGrand, C. (1991), 'Explaining the Male-Female Wage Gap : Job Segregation and Solidarity Wage Bargaining in Sweden', *Acta Sociologica - Journal of the Scandinavian Sociological Association* **34**(4), 261-278.
- LeMinez, S. & Roux, S. (2001), 'Les écarts de revenu salarial entre hommes et femmes en début de carrière', *Insee Première* **801**(Août), 4 pages.
- LeMinez, S. & Roux, S. (2002), 'Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi', *Économie et Statistique* **351**(Août), 31-63.
- Lerman, S. & Manski, C. (1981), On the Use of Simulated Frequencies to Approximate Choice Probabilities, in C. Manski & D. McFadden, eds, 'Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications', MIT Press : Cambridge, Massachusetts, pp. 305-319.
- Lewis, G. (1986), 'Gender and Promotions : Promotion Chances of White Men and Women in Federal White-Collar Employment', *Journal of Human Resources* **21**(3), 406-419.
- Lhéritier, J.-L. (1992), 'Les déterminants du salaire', *Économie et Statistique* **257**(Septembre), 9-21.
- Light, A. & Ureta, M. (1995), 'Early-Career Work Experience and Gender Wage Differentials', *Journal of Labor Economics* **13**(1), 121-154.

- Lillard, L. & Tan, H. (1992), Private Sector Training : Who Gets It and What Are Its Effects?, in R. Ehrenberg, ed., 'Research in Labor Economics', Vol. 13, Greenwich, Conn. and London : JAI Press, pp. 1-62.
- Lindsay, C. & Maloney, M. (1988), 'A Model and Some Evidence Concerning the Influence of Discrimination on Wages', *Economic Inquiry* 26(4), 645-660.
- Liu, P.-W. (1986), 'Human Capital, Job Matching and Earnings Growth between Jobs : An Empirical Analysis', *Applied Economics* 18(10), 1135-1147.
- Lollivier, S. (1994), 'L'évolution du marché du travail dans les années quatre-vingt', *Revue Économique* 45(3), 429-441.
- Lollivier, S. (2000), 'Récurrence du chômage dans l'insertion des jeunes : Des trajectoires hétérogènes', *Economie et Statistique* 334(Octobre), 49-63.
- Long, S., Allison, P. & McGinnis, R. (1993), 'Rank Advancement in Academic Careers : Sex Differences and the Effects of Productivity', *American Sociological Review* 58(5), 703-722.
- Loprest, P. (1992), 'Gender Differences in Wage Growth and Job Mobility', *American Economic Review* 82(2), 526-532.
- Lundahl, M. & Wadensjö, E. (1984), *Unequal Treatment : A Study in the Neo-Classical Theory of Discrimination*, New York University Press.
- Lundberg, S. (1989), 'Equality and Efficiency : Antidiscrimination Policies in the Labor Market', *Contemporary Policy Issues* 7(1), 75-94.
- Lundberg, S. (1991), 'The Enforcement of Equal Opportunity Laws Under Imperfect Information : Affirmative Action and Alternatives', *Quarterly Journal of Economics* 106(1), 309-326.
- Lundberg, S. & Startz, R. (1983), 'Private Discrimination and Social Intervention in Competitive Labor Market', *American Economic Review* 73(3), 340-347.
- Lynch, L. (1991), 'The Role of Off-the-Job vs. On-the-Job Training for the Mobility of Women Workers', *American Economic Review* 81(2), 151-156. Papers and Proceedings of the Hundred and Third Annual Meeting of the American Economic Association.
- Lynch, L. (1992), 'Private-Sector Training and the Earnings of Young Workers', *American Economic Review* 82(1), 299-312.

- Macpherson, D. & Hirsch, B. (1995), 'Wages and Gender Composition : Why Do Women's Jobs Pay Less?', *Journal of Labor Economics* 13(3), 426-471.
- Maddala, G. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Madden, J. (1973), *The Economics of Sex Discrimination*, Lexington MA : Lexington Books.
- Madden, J. (1975), Discrimination - A Manifestation of Male Market Power?, in C. Lloyd, ed., 'Sex, Discrimination and the Division of Labor', Columbia University Press, chapter 6, pp. 146-174.
- Magnac, T. (1997), 'Les stages et l'insertion professionnelle des jeunes : une évaluation statistique', *Economie et Statistique* 304-305(4/5), 75-94.
- Magnac, T. (2000), 'Subsidised Training and Youth Employment : Distinguishing Unobserved Heterogeneity from State Dependence in Labor Market Histories', *The Economic Journal* 110(466), 805-837.
- Magnac, T. & Robin, J.-M. (1994), 'An Econometric Analysis of Labour Market Transitions Using Discrete and Tenure Data', *Labour Economics* 1(3-4), 327-346.
- Mailath, G., Samuelson, L. & Shaked, A. (2000), 'Endogenous Inequality in Integrated Labor Markets with Two-Sided Search', *American Economic Review* 90(1), 46-72.
- Majnoni d'Intignano, B. (1999), *Égalité entre hommes et femmes : aspects économiques*, La documentation française.
- Mansuy, M. & Thireau, V. (1999), 'Quels secteurs pour les débutants?', *Céreq Bref* 153, 1-4.
- Marini, M. & Brinton, M. (1984), Sex Typing in Occupational Socialization, in B. Reskin, ed., 'Sex Segregation in the Workplace : Trends, Explanations, Remedies', Washington : National Academy Press, chapter 11, pp. 192-232.
- Marry, C., Fournier-Mearelli, I. & Kieffer, A. (1995), 'Activité des jeunes femmes : héritages et transmissions', *Economie et Statistique* 283-284(3/4), 67-78.
- Marry, C., Kieffer, A., Brauns, H. & Steinmann, S. (1998), 'France-Allemagne : Inégales avancées des femmes : Evolutions comparées de l'éducation et de l'activité des femmes de 1971 à 1991', *MZES Working Papers, Arbeitsbereich I* 26, 35 pages.

- Marshall, R. (1974), 'The Economics of Racial Discrimination : A Survey', *Journal of Economic Literature* **12**(3), 849-871.
- Martin-Houssart, G. (2001), 'De plus en plus de passages vers un emploi stable', *Insee Première* **769**(Avril), 4 pages.
- Martinelli, D., Simon-Zarca, G. & Werquin, P. (1999), "'Génération 92" :profil, parcours et emplois en 1997', *Céreq Bref* **149**, 1-8.
- Maruani, M. (1996), Le travail à temps partiel en Europe, in H. Hirata & D. Senotier, eds, 'Femmes et partage du travail', Syros.
- Maruani, M. (2000a), Activité, emploi, chômage en Europe, in R. Silvera, ed., 'Les femmes et le travail : Nouvelles inégalités, nouveaux enjeux', Montreuil : VO Éditions, pp. 15-43.
- Maruani, M. (2000b), *Travail et emploi des femmes*, La Découverte, Collection Repères.
- McCall, J. (1973), *Income Mobility, Racial Discrimination and Economic Growth*, Lexington Heath.
- McCue, K. (1996), 'Promotions and Wage Growth', *Journal of Labor Economics* **14**(2), 175-209.
- McFadden, D. (1974), Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior, in P. Zarembka, ed., 'Frontiers of Econometrics', Academic Press, New York, pp. 105-142.
- McFadden, D. (1989), 'A Method of Simulated Moments for Estimation of Discrete Response Models Without Numerical Integration', *Econometrica* **57**(5), 995-1026.
- McFadden, D. & Train, K. (2000), 'Mixed MNL Models for Discrete Response', *Journal of Applied Econometrics* **15**(5), 447-470.
- Mealli, F., Pudney, S. & Thomas, J. (1996), 'Training Duration and Post-Training Outcomes : A Duration-Limited Competing Risks Model', *The Economic Journal* **106**(435), 422-433.
- Meitzen, M. (1986), 'Differences in Male and Female Job-quitting Behavior', *Journal of Labor Economics* **4**(2), 151-167.
- Meron, M. & Minni, C. (1995), 'Des études à l'emploi : plus tard et plus difficilement qu'il y a 20 ans', *Économie et Statistique* **283-84**(3/4), 9-32.

- Meulders, D. (1998), La flexibilité en Europe, in M. Maruani, ed., 'Les nouvelles frontières de l'inégalité. Hommes et femmes sur le marché du travail', Collection Recherches, La Découverte-Mage, chapter 18, pp. 239-250.
- Meurs, D. & Ponthieux, S. (2000), 'Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes', *Économie et Statistique* **337-338**(7/8), 135-158.
- Michaudon, H. (2000), 'Investir dans la formation continue', *Insee Première* **697**(Février), 4 pages.
- Milgrom, P. & Oster, S. (1987), 'Job Discrimination, Market Forces, and the Invisibility Hypothesis', *Quarterly Journal of Economics* **102**(3), 453-476.
- Miller, P. (1987), 'The Wage Effect of the Occupational Segregation of Women in Britain', *The Economic Journal* **97**(388), 885-896.
- Mincer, J. (1963), Market Prices, Opportunity Costs and Income Effects, in C. Christ, ed., 'Measurement in Economics : Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grudfeld', Standford University Press.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press for NBER, New York.
- Mincer, J. (1989), 'Job Training : Costs, Returns and Wages Profiles', *NBER Working Papers Series* **3208**.
- Mincer, J. & Ofek, H. (1982), 'Interrupted Work Careers : Depreciation and Restoration of Human Capital', *Journal of Human Resources* **17**(1), 3-24.
- Mincer, J. & Polachek, S. (1974), 'Family Investments in Human Capital : Earnings of Women', *Journal of Political Economy* **82**(2), S76-S108.
- Mincer, J. & Polachek, S. (1978), 'Women's Earnings Reexamined', *Journal of Human Resources* **13**(1), 118-134.
- Moncel, N. & Rosé, J. (1995), 'Spécificités et déterminants de l'emploi des jeunes de 18 à 25 ans et de 26 ans à 29 ans : vers la fin de la transition professionnelle?', *Économie et Statistique* **283-284**(3/4), 53-66.
- Montgomery, J. (1991), 'Social Networks and Labour Market Outcomes : Towards an Economic Analysis', *American Economic Review* **81**(5), 1408-1418.
- Moore, R. (1983), 'Employer Discrimination : Evidence from Self-Employed Workers', *Review of Economics and Statistics* **65**(3), 496-501.

- Moreau, N. (2000), 'Une application d'un modèle collectif d'offre de travail sur données françaises', *Économie et Prévision* **146**, 61-71.
- Moro, A. (2000), 'The Effect of Statistical Discrimination on Black-White Wage Inequality : Estimating a Model with Multiple Equilibria', *Working Paper - University of Minnesota* (December).
- Moro, A. & Norman, P. (1999), 'Affirmative Action in a Competitive Economy', *Social Systems Research Institute Working Paper - University of Wisconsin-Madison* **9914**(May). forthcoming in *Journal of Public Economics* 2002.
- Moro, A. & Norman, P. (2001), 'A General Equilibrium Model of Statistical Discrimination', *Social Systems Research Institute Working Paper - University of Wisconsin-Madison* **2001-04**(March). Revised February 2002.
- Mortensen, D. (1978), 'Specific Capital and Labor Turnover', *The Bell Journal* **9**(2), 572-586.
- Mortensen, D. (1986), Job Search and Labor Markets Analysis, in O. Ashenfelter & R. Layard, eds, 'Handbook of Labor Economics', Vol. 2, North Holland.
- Mortensen, D. (1990), Equilibrium Wage Distributions : A Synthesis, in J. Harlog, G. Ridder & J. Theeuwes, eds, 'Panel Data and Labor Market Studies', North-Holland, pp. 279-296.
- Moulton, B. (1990), 'An Illustration of Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units', *Review of Economics and Statistics* **72**(2), 334-338.
- Murray, M. & Atkinson, J. (1981), 'Gender Differences in the Correlates of the Job Satisfaction', *Canadian Journal of Behavioral Science* **13**(1), 44-52.
- Nelson, P. (1970), 'Information and Consumer Behavior', *Journal of Political Economy* **78**(2), 311-329.
- Neumark, D. (1988), 'Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination', *Journal of Human Resources* **23**(3), 279-295.
- Neumark, D. (1999), 'Wage Differentials by Race and Sex : The Roles of Taste Discrimination and Labor Market Information', *Industrial Relations* **38**(3), 414-445.
- Newey, W. & McFadden, D. (1994), Large Sample Estimation and Hypothesis Testing, in R. Engle & D. McFadden, eds, 'Handbook of Econometrics', Vol. 4, Amsterdam, London and New York : Elsevier, North-Holland, pp. 2111-2245.

- Nord, S. (1987), 'Schooling and Changes in the Inequality in Male and Female Earnings in the United States over the 1970s', *Applied Economics* 19(8), 1083-1105.
- Oaxaca, R. (1973), 'Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets', *International Economic Review* 14(3), 693-709.
- Oaxaca, R. & Ransom, M. (1994), 'On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials', *Journal of Econometrics* 61(1), 5-21.
- Oettinger, G. (1996), 'Statistical Discrimination and the Early Career Evolution of the Black-White Wage Gap', *Journal of Labor Economics* 14(1), 52-78.
- Oi, W. (1962), 'Labor as a Quasi-Fixed Factor', *Journal of Political Economy* 70(6), 538-555.
- Olsen, R. & Sexton, E. (1996), 'Gender Differences in the Returns to and the Acquisition of On-the-Job Training', *Industrial Relations* 35(1), 59-77.
- Olson, C. & Becker, B. (1983), 'Sex Discrimination in the Promotion Process', *Industrial and Labor Relations Review* 36(4), 624-641.
- Olson, P. (1990), 'The Persistence of Occupational Segregation : A Critique of Its Theoretical Underpinnings', *Journal of Economic Issues* 24(1), 161-171.
- O'Neill, J. (1983), *The Determinants and Wages Effects of Occupational Segregation*, The Urban Institute, Washington D.C.
- O'Neill, J. & Polachek, S. (1993), 'Why the Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s?', *Journal of Labor Economics* 11(1), 205-228.
- Pakes, A. & Pollard, D. (1989), 'Simulation and the Asymptotics of Optimization Estimators', *Econometrica* 57(5), 1027-1057.
- Pargamit, M. & Veum, J. (1999), 'What is a Promotion?', *Industrial and Labor Relations Review* 52(4), 581-601.
- Paulin, E. & Mellor, J. (1996), 'Gender, Race and Promotion Within a Private Sector Firm', *Industrial Relations* 35(2), 276-295.
- Phelps, E. (1972), 'The Statistical Theory of Racism and Sexism', *American Economic Review* 62(4), 659-661.
- Piore, M. (1978), 'Dualism in the Labor Market : A Response to Uncertainty and Flux : the Case of France', *Revue Economique* 29(1), 26-48.

- Polachek, S. (1975a), 'Differences in Expected Post-School Investment as a Determinant of Market Wage Differentials', *International Economic Review* **16**(2), 451-470.
- Polachek, S. (1975b), Discontinuous Labor Force Participation and Its Effect on Women's Market Earnings, in C. Lloyd, ed., 'Sex, Discrimination, and the Division of Labor', Columbia University Press, chapter 4, pp. 90-122.
- Polachek, S. (1976), 'Occupational Segregation : An Alternative Hypothesis', *Journal of Contemporary* **5**(Winter), 1-12.
- Polachek, S. (1978), 'Sex Difference in College Major', *Industrial and Labor Relations Review* **31**(4), 498-508.
- Polachek, S. (1979), Occupational Segregation Among Women : Theory, Evidence, and a Prognosis, in C. Lloyd, E. Andrews & C. Gilroy, eds, 'Women in the Labor Market', Columbia University Press, chapter 9, pp. 137-157.
- Polachek, S. (1981), 'Occupational Self-Selection : A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure', *Review of Economics and Statistics* **63**(1), 60-69.
- Polachek, S. (1985), 'Occupational Segregation : A Defense of Human Capital Predictions', *Journal of Human Resources* **20**(3), 437-440.
- Polachek, S. (1987), 'Occupational Segregation and the Gender Wage Gap', *Population Research and Policy Review* **6**, 47-67.
- Polachek, S. (1997), Commentary on Early Career Supervisor Gender and the Labor Market Outcomes of Young Workers, in F. Blau & R. Ehrenberg, eds, 'Gender & Family Issues in the Workplace', Russell Sage Foundation : New York, chapter 7, pp. 256-263.
- Polachek, S. & Kim, M.-K. (1994), 'Panel Estimates of the Gender Earnings Gap : Individual-specific Intercept and Individual-specific Slope Models', *Journal of Econometrics* **61**(1), 23-42.
- Ponthieux, S. (1997), 'Débuter dans la vie active au milieu des années quatre-vingt-dix : des conditions qui se dégradent', *Économie et Statistique* **304-305**(4/5), 37-51.
- Poterba, J. & Summers, L. (1986), 'Reporting Errors and Labor Market Dynamics', *Econometrica* **54**(6), 1319-1338.

- Powell, G. & Butterfield, A. (1994), 'Investigating the "Glass Ceiling" Phenomenon : An Empirical Study of Actual Promotions to Top Management', *Academy Management Journal* **37**(1), 1994.
- Pudney, S. & Shields, M. (2000), 'Gender and Racial Discrimination Pay and Promotion for NHS Nurses', *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* **62**(0), 801-835. Special Issue.
- Ragan, J. & Smith, S. (1982), 'Statistical Discrimination as Applied to Quit Behavior', *Quarterly Review of Economics and Business* **22**(3), 104-112.
- Ragan, J. & Tremblay, C. (1988), 'Testing for Employee Discrimination by Race and Sex', *Journal of Human Resources* **23**(1), 123-137.
- Reder, M. (1972), Human Capital and Economic Discrimination, in I. Berg, ed., 'Human Resources and Economic Welfare; Essays in Honor of Eli Ginzberg', Columbia University Press.
- Reed, R. & Dahlquist, J. (1994), 'Do Women Prefer Women's Work?', *Applied Economics* **26**, 1133-1144.
- Reilly, K. & Wirjanto, T. (1999), 'Does more mean less? The male / female wage gap and the proportion of females at the establishment level', *Canadian Journal of Economics* **32**(4), 906-929.
- Reimers, C. (1983), 'Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men', *Review of Economics and Statistics* **65**(4), 570-574.
- Reyes, G. & Ridder, G. (1995), 'Are Women Overqualified?', *Labour Economics* **2**(1), 3-18.
- Reskin, B. (1993), 'Sex Segregation in the Workplace', *Annual Review of Sociology* **19**, 241-270.
- Revelt, D. & Train, K. (1998), 'Mixed Logit with Repeated Choices : Households' Choices of Appliance Efficiency Level', *Review of Economics and Statistics* **80**(4), 647-657.
- Revelt, D. & Train, K. (2000), 'Customer-Specific Taste Parameters and Mixed Logit Households' Choice of Electricity Supplier', *University of California, Berkeley, Department of Economics Working Paper 274*(May), 31 pages.
- Riboud, M. (1988), L'offre de travail des femmes, in G. Colletaz & M. Riboud, eds, 'Offre de travail et salaires féminins', Puf.

- Riley, J. (1975), 'Competitive Signalling', *Journal of Economic Theory* 10(2), 174-186.
- Riley, J. (1976), 'Information, Screening and Human Capital', *American Economic Review* 66(2), 254-260. Papers and Proceedings of the Eighty-eighth Annual Meeting of the American Economic Association.
- Rimbert, S. & Sofer, C. (1999), 'Évolution récente des écarts de salaire entre hommes et femmes', *Document de recherche du Léo* 12, 1-17.
- Robinson, J. (1933), *The Economics of Imperfect Competition*, London : Macmillan.
- Rosen, A. (1997), 'An Equilibrium Search-Matching Model of Discrimination', *European Economic Review* 41(8), 1589-1613.
- Rosen, A. (1998), 'Search, Bargaining and Employer Discrimination', *Uppsala - Working Papers Series* 13(Juin).
- Rosen, S. (1986), The Theory of Equalizing Differences, in O. Ashenfelter & R. Layard, eds, 'Handbook of Labor Economics', Vol. 1, Elsevier Publishing Company, chapter 12, pp. 641-692.
- Rothschild, M. & Stiglitz, J. (1982), 'A Model of Employment Outcomes Illustrating the Effect of the Structure of Information on the Level and Distribution of Income', *Economics Letters* 10, 231-236.
- Rothstein, D. (1997), Early Career Supervisor Gender and the Labor Market Outcomes of Young Workers, in F. Blau & R. Ehrenberg, eds, 'Gender & Family Issues in the Workplace', Russell Sage Foundation : New York, chapter 7, pp. 210-257.
- Royalty, A. (1996), 'The Effects of Job Turnover on the Training of Men and Women', *Industrial and Labor Relations Review* 49(3), 506-521.
- Ruggiero, M. (1992), 'Ancienneté au chômage et principaux facteurs associés', *Économie et Prévision* 105(4), 35-53.
- Ryan, P. (2001), 'The School-to-Work Transition : A Cross-National Perspective', *Journal of Economic Literature* 39(1), 34-92.
- Sandell, S. & Shapiro, D. (1980), 'Work Expectations, Human Capital Accumulation, and the Wages of Women', *Journal of Human Resources* 15(3), 335-353.
- Sandoral, V. (1999), 'Les transformations du marché du travail des jeunes et des femmes en France et dans trois autres pays européens', *Données sociales, la société française* pp. 182-188.

- Sasaki, M. (1999), 'An Equilibrium Search Model with Coworker Discrimination', *Journal of Labor Economics* **17**(2), 377-407.
- Sattinger, M. (1996), 'Search and Discrimination', *Labour Economics* **3**(2), 143-167.
- Sattinger, M. (1998), 'Statistical Discrimination with Employment Criteria', *International Economic Review* **39**(1), 205-237.
- Shenhav, Y. (1992), 'Entrance of Blacks and Women into Managerial Positions in Scientific and Engineering Occupations : A Longitudinal Analysis', *Academy of Management Journal* **35**(4), 889-901.
- Shorey, J. (1983), 'An Analysis of Sex Differences in Quits', *Oxford Economic Papers* **35**(2), 213-227.
- Sicherman, N. (1996), 'Gender Differences in Departures from a Large Firm', *Industrial and Labor Relations Review* **49**(3), 484-505.
- Silvera, R. (1996), 'Les discriminations salariales entre hommes et femmes, "toutes choses inégales par ailleurs"', *Économies et Sociétés, Série AB* **19**, 199-216.
- Silvera, R. (1998), Les salaires : toutes choses inégales par ailleurs?, in M. Maruani, ed., 'Les nouvelles frontières de l'inégalité. Hommes et femmes sur le marché du travail', Collection Recherches, La Découverte-Mage, chapter 9, pp. 127-138.
- Silvera, R. (2000), Les inégalités de salaires hommes-femmes, in R. Silvera, ed., 'Les femmes et le travail : Nouvelles inégalités, nouveaux enjeux', Montreuil : VO Éditions, pp. 45-62.
- Simonnet, V. (1996), 'Mobilité professionnelle et salaire : des différences entre hommes et femmes', *Économie et Statistique* **299**(9), 59-72.
- Simpson, W. (1990), 'Starting Even? Job Mobility and the Wage Gap between Young Single Males and Females', *Applied Economics* **22**(6), 723-737.
- Singer, B. (1982), 'Aspects of Non-Stationarity', *Journal of Econometrics* **18**(1), 169-190.
- Singer, B. & Spilerman, S. (1976a), 'The Representation of Social Processes by Markov Models', *American Journal of Sociology* **82**(1), 1-54.
- Singer, B. & Spilerman, S. (1976b), 'Some Methodological Issues in the Analysis of Longitudinal Surveys', *Annals of Economic and Social Measurement* **5**(4), 447-474.
- Sofer, C. (1985), *La division du travail entre hommes et femmes*, Economica.

- Sofer, C. (1990), 'La répartition des emplois par sexe : capital humain ou discrimination ?', *Economie et Prévision* **92/93**(1/2), 77-85.
- Song, Y. (2001), 'The Effects of Statistical Discrimination on the Firm-Specific Training, and Wages Profiles of Men and Women', *Working Papers - Columbia University December*.
- Sorensen, E. (1989), 'Measuring the Pay Disparity Between Typically Female Occupations and Other Jobs : A Bivariate Selectivity Approach', *Industrial and Labor Relations Review* **42**(4), 624-639.
- Sorensen, E. (1990), 'The Crowding Hypothesis and Comparable Worth Issue : A Survey and New Results', *Journal of Human Resources* **25**(1), 55-89.
- Sorensen, E. (1994), *Comparable Worth : Is It a Worthy Policy ?*, Princeton, New Jersey : Princeton University Press.
- Spence, M. (1973), 'Job Market Signaling', *Quarterly Journal of Economics* **87**(3), 355-374.
- Spence, M. (1974), 'Competitive and Optimal Responses to Signals : an Analysis of Efficiency and Distribution', *Journal of Economic Theory* **7**, 296-332.
- Spence, M. (1976), 'Competition in Salaries, Credentials, and Signaling Prerequisites for Jobs', *Quarterly Journal of Economics* **90**(1), 51-74.
- Spurr, S. (1990), 'Sex Discrimination in the Legal Profession : A Study of Promotion', *Industrial and Labor Relations Review* **43**(4), 406-417.
- Spurr, S. & Sueyoshi, G. (1994), 'Turnover and Promotion of Lawyers : An Inquiry into Gender Differences', *Journal of Human Resources* **29**(3), 813-842.
- Stern, S. (1997), 'Simulation-Based Estimation', *Journal of Economic Literature* **35**(4), 2006-2039.
- Stewart, L. & Gudykunst, W. (1982), 'Differential Factors Influencing the Hierarchical Level and Number of Promotion of Males and Females Within an Organization', *Academy of Management Journal* **25**(3), 586-597.
- Stiglitz, J. (1973), 'Approaches to the Economics of Discrimination', *American Economic Review* **63**(2), 287-295.
- Strober, M. (1984), Toward a General Theory of Occupational Segregation : The Case of Public School Teaching, in B. Reskin, ed., 'Sex Segregation in the Workplace', Washington, DC : National Academy Press, pp. 144-156.

- Summers, L. & Clark, K. (1990), The Dynamics of Youth Unemployment, in L. Summers, ed., 'Understanding Unemployment', Cambridge, Mass. : MIT Press., pp. 48-85.
- Tano, D. (1991), 'Are Unemployment and Out of the Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States? New Evidence from the Gross Change Data', *Economics Letters* **36**(1), 113-117.
- Thiry, B. (1985), 'La discrimination salariale entre hommes et femmes sur le marché du travail en France', *Annales de l'Insee* **58**, 39-67.
- Thomas, D. (1990), 'Intra-household Resource Allocation : an Inferential Approach', *Journal of Human Resources* **25**(4), 635-664.
- Thurow, L. (1975), *Generating Inequality : Mechanisms of Distribution in the U.S Economy*, New York : Basic Books.
- Toikka, R. (1976), 'A Markovian Model of Labor Market Decisions by Workers', *American Economic Review* **66**(5), 821-834.
- Topel, R. (1986), Job Mobility, Search and Earnings Growth : A Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions, in R. Ehrenberg, ed., 'Research in Labor Economics', Vol. 8, JAI Press, pp. 199-223.
- Topel, R. & Ward, M. (1992), 'Job Mobility and the Careers of Young Men', *Quarterly Journal of Economics* **107**(2), 439-479.
- Train, K. (1998), 'Recreation Demand Models with Taste Differences over People', *Land Economics* **74**(2), 230-239.
- Train, K. (2000), 'Halton Sequences for Mixed Logit', *University of California, Berkeley, Department of Economics Working Paper* **278**(May), 19 pages.
- Train, K., McFadden, D. & Goett, A. (1987), 'Consumer Attitudes and Voluntary Rate Schedules for Public Utilities', *Review of Economics and Statistics* **64**(3), 383-391.
- Treiman, D. & Hartmann, H. (1981), *Women, Work and Wages : Equal Pay for Jobs of Equal Value*, National Academy Press.
- Treiman, D. & Hartmann, H. (1984), Work Experience, Job Segregation and Wages, in B. Reskin, ed., 'Sex Segregation in the Workplace : Trends, Explanations and Remedies', Washington D.C : National Academy Press, pp. 171-191.
- Treiman, D., Hartmann, H. & Roos, P. (1984), Assessing Pay Discrimination Using National Data, in H. Remick, ed., 'Comparable Worth and Wage Discrimination : Technical

- Possibilities and Political Realities', Philadelphia : Temple University Press, pp. 137-154.
- Vergnies, J.-F. (1994), 'L'insertion professionnelle : le moyen terme ne confirme pas toujours le court terme', *Économie et Statistique* **277-278**(7/8), 63-73.
- Veum, J. (1996), 'Gender and Race Differences in Company Training', *Industrial Relations* **35**(1), 32-44.
- Viscusi, K. (1980), 'Sex Differences in Worker Quitting', *Review of Economics and Statistics* **62**(3), 388-398.
- von Furstenberg, G. (1972), 'A Model of Optimal Plant Integration in the Presence of Employee Discrimination', *Review of Regional Studies* **2**(Spring), 72-85.
- Wagner, J. (1990), 'Le test de fonctions de gains : résultats pour cinq pays', *Économie et prévision* **92/93**.
- Wagner, J. & Lorenz, W. (1988), 'The Earnings Function under Test', *Economics letters* **27**(1), 95-99.
- Weiss, A. (1983), 'A Sorting-cum-Learning Model of Education', *Journal of Political Economy* **91**(3), 420-442.
- Weiss, A. (1995), 'Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages', *Journal of Economic Perspectives* **9**(4), 133-154.
- Welch, F. (1967), 'Labor-Market Discrimination : An Interpretation of Incomes Differences in the Rural South', *Journal of Political Economy* **75**(3), 225-240.
- Welch, F. (1975), 'Human Capital Theory : Education, Discrimination, and the Life Cycles', *American Economic Review* **65**(2), 63-73. Papers and Proceedings of the Eighty-seventh Annual Meeting of the American Economic Association.
- Wellington, A. (1993), 'Changes in the Male/Female Wage Gap', *Journal of Human Resources* **28**(2), 383-411.
- Wells, T. (1999), 'Changes in Occupational Sex Segregation during the 1980s and 1990s', *Social-Science-Quarterly* **80**(2), 370-380.
- Werquin, P. (1997), '1986-1996 : dix ans d'intervention publique sur le marché du travail des jeunes', *Economie et Statistique* **304-305**(4/5), 121-136.

- White, H. (1980), 'A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity', *Econometrica* **48**(4), 817-838.
- White, H. (1982), 'Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models', *Econometrica* **50**(1), 1-25.
- Winter-Ebmer, R. & Zweimüller, J. (1997), 'Unequal Assignment and Unequal Promotion in Jobs Ladders', *Journal of Labor Economics* **15**(1), 43-71.
- Wirth, L. (1998), 'Women in Management : Closer to Breaking Through the Glass Ceiling?', *International Labour Review* **137**(1), 93-102.
- Wirth, L. (2001), *Breaking through the Glass Ceiling : Women in Management*, Geneva : International Labour Office, ILO Publications Center Waldorf.
- Zalokar, N. (1988), 'Male-Female Differences in Occupational Choice and the Demand for General and Occupation-Specific Human Capital', *Economic Inquiry* **26**(1), 59-74.
- Zellner, H. (1972), 'Discrimination Against Women, Occupational Segregation, and the Relative Wage', *American Economic Review* **62**(2), 157-160.
- Zellner, H. (1975), The Determinants of Occupational Segregation, in C. Lloyd, ed., 'Sex, Discrimination and the Division of Labor', Columbia University Press, chapter 5, pp. 125-145.

---

## Table des figures

---

1.1	Raisons pour lesquelles une personne est à temps partiel . . . . .	16
1.2	Répartition par activité économique . . . . .	19
1.3	Distributions des salaires masculins et féminins . . . . .	28
1.4	Distributions des rémunérations des salariés à temps plein . . . . .	30
2.1	Profils salariaux dans la théorie de Zellner . . . . .	67
2.2	Séquences des modèle de Coate & Loury et de Moro & Norman . . . . .	125
2.3	Séquences du modèle de Fryer . . . . .	126
3.1	Profils salariaux de première période . . . . .	144
3.2	Profils salariaux offerts aux « immobiles » en seconde période . . . . .	145
4.1	Profils salariaux à l'équilibre . . . . .	186
4.2	Profils salariaux en fonction du sexe . . . . .	189
5.1	Probabilités conditionnelles d'accéder à un emploi régulier pour les sans diplômes	234
5.2	Probabilités conditionnelles d'accéder à un emploi régulier pour les femmes en fonction de leur diplôme . . . . .	236
5.3	Probabilités conditionnelles d'accéder à un emploi régulier pour les non-diplômées, se mettant en couple à 21 ans et ayant un enfant à 23 ans . . . . .	239
5.4	Probabilités marginales d'occupations des états pour les non-diplômées, vivant en couple à partir de 21 ans et ayant un enfant à 23 ans . . . . .	241
B.1	Evolution du taux de chômage en France . . . . .	261

---

## Liste des tableaux

---

1.1	Heures de travail hebdomadaires pour les 25-49 ans . . . . .	17
1.2	Répartition par position professionnelle . . . . .	20
1.3	Taille de l'entreprise dirigée par les personnes à leur compte . . . . .	21
1.4	Diplôme le plus élevé obtenu . . . . .	24
1.5	Évolution de la répartition des diplômés entre sexe . . . . .	24
1.6	Répartition des diplômés par sexe pour différentes professions . . . . .	26
1.7	Salaires horaires moyens par position professionnelle . . . . .	31
1.8	Salaires horaires moyens par diplômes et professions . . . . .	32
1.9	Salaires horaires moyens en fonction du temps de travail . . . . .	33
1.10	Taux de chômage des jeunes en fonction de l'âge et du diplôme . . . . .	38
1.11	Taux de chômage et d'inactivité après la fin des études . . . . .	39
1.12	Positions professionnelles atteintes lors du premier emploi . . . . .	40
1.13	Statut du premier emploi en fonction du diplôme . . . . .	41
1.14	Évolution du salaire moyen des premiers emplois à temps complet . . . . .	43
1.15	Promotions en fonction de l'ancienneté . . . . .	46
1.16	Itinéraires d'activité pour la génération née vers 1960 . . . . .	49
1.17	Déterminants des itinéraires féminins . . . . .	50
1.18	Modification professionnelle après la naissance du dernier enfant . . . . .	51
1.19	Salaires horaires en fonction du nombre d'enfants et de l'âge . . . . .	52
1.20	Nombre moyen d'enfants par position professionnelle . . . . .	55
1.21	Influence de la première maternité sur le parcours professionnel . . . . .	55

3.1	Salaires d'équilibre des hommes et des femmes . . . . .	143
3.2	Différences hommes/femmes des rendements de la mobilité et de l'ancienneté . . . . .	149
3.3	Valeurs du seuil $k_A$ pour des $\alpha$ et $\beta$ donnés . . . . .	150
3.4	Statistiques descriptives . . . . .	154
3.5	Equation de salaire pour le premier emploi de plus de six mois . . . . .	156
3.6	Equation de salaire pour l'emploi occupé en 1997 . . . . .	157
3.7	Salaires horaires moyens perçus en 1997 . . . . .	160
3.8	Estimation probit de la probabilité de changer d'emploi . . . . .	162
3.9	Régressions sur les salaires de 1997 en fonction de la mobilité . . . . .	164
3.10	Régressions sur les variations de salaire, en fonction de la mobilité . . . . .	167
4.1	Salaire moyen, en 1997, en fonction de l'ancienneté . . . . .	192
5.1	Transitions repérées de l'état $j$ vers l'état $k$ pour les 3 729 jeunes . . . . .	201
5.2	Transitions repérées de l'état $j$ vers l'état $k$ pour les 3585 jeunes . . . . .	202
5.3	Statistiques descriptives . . . . .	203
5.4	Probabilités de transitions de l'état $j$ vers l'état $k$ (en %) . . . . .	204
5.5	Transitions des jeunes selon le sexe (en %) . . . . .	206
5.6	Déterminants individuels et familiaux des probabilités d'occupation des statuts . . . . .	221
5.7	Influence de la dépendance d'état et de l'hétérogénéité sur les probabilités d'occupation des statuts . . . . .	222
5.8	Matrice de variance-covariance et de corrélations des effets individuels . . . . .	225
5.9	L'effet de l'état passé sur les probabilités d'occupation des statuts . . . . .	227
B.1	Déterminants temporels des probabilités d'occupation des statuts . . . . .	262
B.2	Déterminants individuels et familiaux des probabilités d'occupation des statuts . . . . .	263
B.3	Déterminants temporels des probabilités d'occupation des statuts . . . . .	264

---

## Table des matières

---

<b>Introduction générale</b>	<b>11</b>
<b>1 Les inégalités hommes/femmes persistent dans le monde du travail</b>	<b>12</b>
1 La situation des femmes sur le marché du travail . . . . .	14
1.1 L'importance du temps partiel : choix ou contrainte? . . . . .	14
1.2 Partition des emplois selon le sexe . . . . .	18
1.3 Formation initiale et surqualification des femmes à l'embauche . . . . .	23
1.3.1 Rattrapage scolaire et féminisation de certaines filières . . . . .	23
1.3.2 Surqualification des femmes . . . . .	26
1.4 Des écarts de rémunération entre sexes . . . . .	27
1.4.1 Différents écarts . . . . .	28
1.4.2 L'effet des emplois occupés . . . . .	30
1.4.3 L'effet du temps partiel . . . . .	32
1.4.4 Un reflet de pratiques discriminatoires? . . . . .	33
2 Particularités des carrières des femmes . . . . .	37
2.1 Une insertion sur le marché du travail plus difficile . . . . .	37
2.1.1 L'inactivité féminine : choix ou échec de l'insertion? . . . . .	37
2.1.2 Spécialisations différentes et surqualification . . . . .	40
2.1.3 Des écarts de salaire dès le premier emploi . . . . .	43
2.2 Une progression dans la hiérarchie moins soutenue . . . . .	44
2.3 Des trajectoires plus discontinues : l'effet des enfants . . . . .	47
2.3.1 Des interruptions de carrières plus fréquentes . . . . .	48

2.3.2	Impact des naissances d'enfants . . . . .	50
2.3.3	Le dilemme des « vingt ans » . . . . .	54
<b>2</b>	<b>Théories de la ségrégation professionnelle et des écarts salariaux entre sexes : Une revue de la littérature</b>	<b>58</b>
1	Les premières théories et leurs limites . . . . .	59
1.1	Différences dans les préférences et les qualifications . . . . .	61
1.1.1	Différences dans les préférences . . . . .	61
1.1.2	Différences d'investissement en capital humain . . . . .	63
1.2	Théories de la discrimination . . . . .	71
1.2.1	Discrimination par goût . . . . .	72
1.2.1.1	Préférences discriminatoires et inégalités salariales	72
1.2.1.2	Préférences discriminatoires et ségrégation profes- sionnelle . . . . .	80
1.2.2	Discrimination statistique . . . . .	84
1.2.2.1	Discrimination fondée sur des croyances . . . . .	85
1.2.2.2	Discrimination fondée sur des erreurs de mesure .	86
2	Les théories récentes de la discrimination . . . . .	89
2.1	Les préférences discriminatoires : les prolongements . . . . .	90
2.1.1	Modèles de recherche d'emploi avec détermination des sa- laires par les entreprises . . . . .	92
2.1.2	Modèles de recherche d'emploi avec négociation de Nash des salaires . . . . .	99
2.2	Les nouveaux modèles de discrimination statistique . . . . .	103
2.2.1	Une discrimination basée sur l'imperfection des mesures de productivité . . . . .	104
2.2.1.1	Qualité de l'information et capital humain endogène	105
2.2.1.2	Fiabilité de l'information et qualité des appariements	108
2.2.2	Une discrimination basée sur les stéréotypes . . . . .	111
2.2.2.1	Attachement au marché du travail et capital hu- main spécifique . . . . .	111
2.2.2.2	A priori sur les compétences et discrimination à long terme . . . . .	122

<b>3</b>	<b>Discrimination statistique et appariement : une modélisation des différences salariales hommes/femmes en début de carrière</b>	<b>128</b>
1	La structure du modèle . . . . .	130
1.1	Qualité de l'appariement et imperfections d'information . . . . .	131
1.2	Contrats salariaux et mobilité endogène . . . . .	133
2	Profils salariaux à l'équilibre . . . . .	134
2.1	Les salaires de première période . . . . .	135
2.2	Les salaires de seconde période . . . . .	136
2.2.1	Rémunérations offertes par les entreprises . . . . .	136
2.2.2	Comportements de mobilité des salariés . . . . .	137
2.3	Progression salariale en fonction du comportement de mobilité . . . . .	140
3	Application aux différences hommes - femmes . . . . .	142
3.1	Emergence d'écart de salaire entre sexes . . . . .	143
3.2	Une analyse par simulation de la rentabilité comparée hommes/femmes de la mobilité . . . . .	146
4	Données et étude empirique . . . . .	151
4.1	Composition de l'échantillon . . . . .	152
4.2	Résultats des estimations . . . . .	154
4.2.1	Evolution de l'écart salarial entre hommes et femmes . . . . .	155
4.2.2	Niveaux de salaires et mobilité . . . . .	160
4.2.3	Progression salariale et mobilité . . . . .	166
<b>4</b>	<b>Un modèle dynamique d'évolution différenciée des carrières hommes/femmes</b>	<b>170</b>
1	Structure du modèle . . . . .	172
1.1	Attachement au marché du travail et productivité . . . . .	173
1.2	Profils salariaux et lissage des coûts de formation . . . . .	176
1.3	Information imparfaite sur les productivités individuelles . . . . .	177
2	Salaires d'équilibre et niveau optimal de formation . . . . .	180
2.1	Caractérisation de l'équilibre . . . . .	180
2.1.1	Le programme de l'entreprise . . . . .	181
2.1.2	Le programme du salarié . . . . .	183
2.2	Application aux écarts salariaux entre hommes et femmes . . . . .	186
2.2.1	Prédictions théoriques . . . . .	186