

LES ÉCARTS DE SALAIRES ENTRE LES FEMMES ET LES HOMMES EN EUROPE

EFFETS DE STRUCTURES OU DISCRIMINATION ?

Sophie Ponthieux

INSEE

Dominique Meurs

ERMES, Université de Paris II

Dans les pays de l'Union européenne en 2000, les salaires féminins représentent de 80 % à 95 % des salaires masculins en termes horaires, de 65 % à 80 % en termes mensuels. On propose une mesure des composantes de l'écart des salaires mensuels dans dix pays de l'Union européenne (Allemagne, Autriche, Danemark, Espagne, France, Italie, Irlande, Grèce, Portugal et Royaume-Uni). Une méthode standard est appliquée pour évaluer d'abord, dans ces écarts de salaires, ce qui n'est pas attribuable à des différences de caractéristiques des individus et/ou des emplois qu'ils occupent ; c'est ce que l'on appelle « discrimination salariale ». Le reste de l'écart est lui-même décomposé en quatre éléments : capital humain, nombre d'heures de travail, secteur/qualification des emplois, et une composante secteur public.

L'enseignement majeur est la grande disparité des pays, dans l'amplitude des écarts des salaires mensuels, dans la composition de ces écarts et dans la combinaison de ces deux indicateurs : un écart élevé ne va pas forcément de pair avec une forte discrimination salariale. En ce qui concerne les quatre composantes de l'écart expliqué, la différence la plus forte provient, sans surprise, du nombre d'heures de travail, nettement supérieur pour les hommes, et ce dans tous les pays étudiés. Un autre effet, celui-ci favorable aux femmes, est quasi-général : celui de l'emploi dans le secteur public. La part de chacune des composantes n'est cependant pas uniforme d'un pays à l'autre ; l'objectif commun de resserrer les écarts de salaires entre les femmes et les hommes ne saurait donc être atteint par des politiques publiques identiques dans tous les pays.

Toutefois, partout se pose la question des « choix » offerts aux femmes. Les dispositifs fiscaux, l'offre de garde d'enfants ou les modalités du congé parental peuvent s'avérer désincitatifs, en particulier si les caractéristiques des emplois sont peu attractives. On peut aussi souligner qu'il y a sans doute à gagner du côté du partage des responsabilités familiales au sein des couples ; la réduction des inégalités sur le marché du travail passe aussi par des changements hors du marché du travail.

sophie.ponthieux@insee.fr
meurs@u-paris2.fr

Juillet 2004

Revue de l'OFCE 90

Dans l'Union européenne (UE) en 2000, les salaires horaires féminins représentent de 80 % à 95 % des salaires horaires masculins (Commission européenne, 2003, p.10). Cet écart résulte du jeu de nombreux facteurs qui, selon les pays, peuvent se cumuler ou au contraire se compenser : par exemple, le secteur public pénalise relativement moins les femmes que le privé, mais il représente une part variable de l'emploi salarié, et des emplois féminins ; les niveaux d'éducation des femmes, en général plutôt plus élevés que ceux des hommes, sont contrebalancés par les interruptions de carrière qui réduisent l'expérience professionnelle. L'écart des salaires horaires ne donne toutefois qu'une idée incomplète de l'inégalité des gains féminins et masculins, car il gomme l'effet additionnel de l'inégalité du nombre d'heures de travail, dont l'essentiel résulte du travail à temps partiel qui concerne presque exclusivement les femmes. Ainsi, en considérant les salaires mensuels, les salaires féminins ne représentent plus que de 65 % à 80 % des salaires masculins. Structures des emplois, caractéristiques des individus et horaires de travail expliquent au total une grande part des écarts de salaires entre femmes et hommes. Mais en outre, les femmes peuvent pâtir d'une pénalisation spécifique, la discrimination salariale, qui se manifesterait alors par une moindre rémunération de leurs caractéristiques productives.

On propose ici une évaluation, pour dix pays de l'Union européenne, de l'impact de ces divers facteurs dans la composition de l'écart des salaires entre femmes et hommes. Les données utilisées sont celles fournies par le Panel communautaire de ménages (PCM ensuite), dans sa septième vague, celle de l'année 2000¹. L'avantage de cette source est de fournir des informations harmonisées pour tous les pays de l'UE ; toutefois, un certain nombre de pays pour lesquels les données étaient trop incomplètes (Suède, pour laquelle les salaires ne sont pas donnés) ou les échantillons de trop petite taille (Finlande, Luxembourg) ont dû être écartés de l'étude, ainsi que la Belgique (pour laquelle les données relatives au secteur d'activité et à la qualification des emplois sont manquantes) et les Pays-Bas (pour lesquels les niveaux d'éducation ne sont pas renseignés). Finalement, restent dix pays pour lesquels l'analyse a pu être réalisée de bout en bout : l'Allemagne, l'Autriche, le Danemark, l'Espagne, la France, l'Italie, l'Irlande, la Grèce, le Portugal et le Royaume-Uni.

1. Pour une présentation complète du Panel communautaire, voir Eurostat, 1996.

Parmi les diverses méthodes qui permettent de mener ce type d'analyse (pour une revue, voir par exemple Beblo *et al.*, 2003), nous avons retenu l'une des plus « standard » : la décomposition proposée par Oaxaca et Ransom (1994). Une difficulté classique dans l'estimation d'équations de gain provient du fait que les salaires ne sont connus que pour la fraction de la population qui perçoit effectivement un salaire ; or cette sous-population peut différer de l'ensemble de la population par diverses caractéristiques inobservées, ce qui peut conduire à des estimations biaisées. Ici également, nous avons retenu une méthode standard, celle dite « en deux étapes » de Heckman (1979) pour tenir compte de cet effet de sélection.

Après un tableau des caractéristiques structurelles des différents pays, on présentera de façon plus détaillée la méthode d'estimation, puis les résultats des estimations, en retenant quatre composantes de la part expliquée de l'écart salarial : une composante « capital humain », une composante « nombre d'heures de travail », une composante « secteur/qualification des emplois », et une composante « secteur public ». On verra que la part respective de ces composantes est fort variable d'un pays à l'autre ; en termes de politique publique visant à resserrer l'écart des salaires entre femmes et hommes, cela indique que l'accent doit être mis sur des priorités différentes selon le pays.

I. Panorama des situations des femmes et des hommes sur le marché du travail en Europe

Si les pays de l'UE partagent des règles et des objectifs communs en matière d'emploi et d'égalité professionnelle des femmes et des hommes, les situations respectives sont loin d'être équivalentes pour de nombreuses raisons. On peut en citer trois principales : d'abord, selon les pays, la participation des femmes est plus ou moins ancienne ou massive, et socialement acceptée ; ensuite, les dispositions institutionnelles, notamment fiscales, rendent l'emploi des femmes mariées et/ou qui ont des enfants, plus ou moins financièrement attrayant ; enfin, les dispositions relatives aux systèmes de garde et les modalités du congé parental peuvent également favoriser ou au contraire pénaliser la participation des femmes à l'emploi, et notamment à l'emploi à temps complet. La conjoncture du marché du travail joue également, notamment à travers le taux de chômage : élevé, il peut décourager de rechercher un emploi.

Pour rendre mieux comparables les populations des pays étudiés, nous avons — ici comme dans toute la suite — restreint le champ à la population âgée de 25 à 55 ans. Cette sélection assez resserrée permet de limiter l'impact des différences nationales dans les durées d'études d'un côté, et dans les modalités de départ à la retraite de l'autre. En outre, pour la suite de l'analyse, cela permet de mieux tenir compte du nombre d'enfants : en effet, dans le PCM (comme d'ailleurs dans de nombreuses autres sources), seuls les enfants présents dans le ménage sont pris en compte ; en limitant à 55 ans l'âge des individus retenus, il y a ainsi de plus grandes chances pour que les éventuels enfants n'aient pas encore quitté le domicile des parents.

I.1. Les statuts d'occupation

La combinaison des facteurs de diversité institutionnelle dessine des contours de la répartition des femmes et des hommes par statut d'occupation assez contrastés entre les pays de l'UE ; on a retenu ici quatre états possibles : emploi salarié, emploi non-salarié, chômage et inactivité. Si l'on compare les situations masculines (graphique 1.a), les différences de profil d'un pays à l'autre apparaissent principalement dues à la part plus ou moins élevée de l'emploi non-salarié ; celle-ci est nettement plus importante dans les pays du Sud qu'en moyenne, témoignant d'abord d'une proportion du secteur primaire restée plus forte que dans les autres pays. Le second facteur de différenciation est, bien entendu, le chômage.

Les situations sont beaucoup plus contrastées lorsque l'on examine les situations féminines (graphique 1.b). Un premier niveau de comparaison, par rapport aux hommes, fait ressortir, quel que soit le pays considéré à l'exception du Danemark, un taux d'activité notablement plus faible, constat bien connu. La composition de l'activité est également très différente : à quelques exceptions près (Autriche, Grèce, Irlande, Royaume-Uni), la part du chômage est au moins aussi élevée que celle des hommes, témoignant du phénomène général de « surchômage » féminin (Maruani, 2003). La part de l'emploi non-salarié est partout plus faible que celle observée pour les hommes, bien que l'on constate pour les femmes aussi sa plus forte incidence dans les pays du Sud. Quant à la part globale de l'emploi salarié, elle est partout plus faible que celle des hommes, exception faite du Danemark. Enfin, alors que son incidence est quasi négligeable parmi les hommes², l'emploi

2. Parmi les hommes, la part du travail salarié à temps partiel, dans la tranche d'âge étudiée, varie de 0,8 % (en Belgique) à 2,8 % (en France et en Irlande) ; elle est plus élevée, s'établissant à 4 %, aux Pays-Bas.

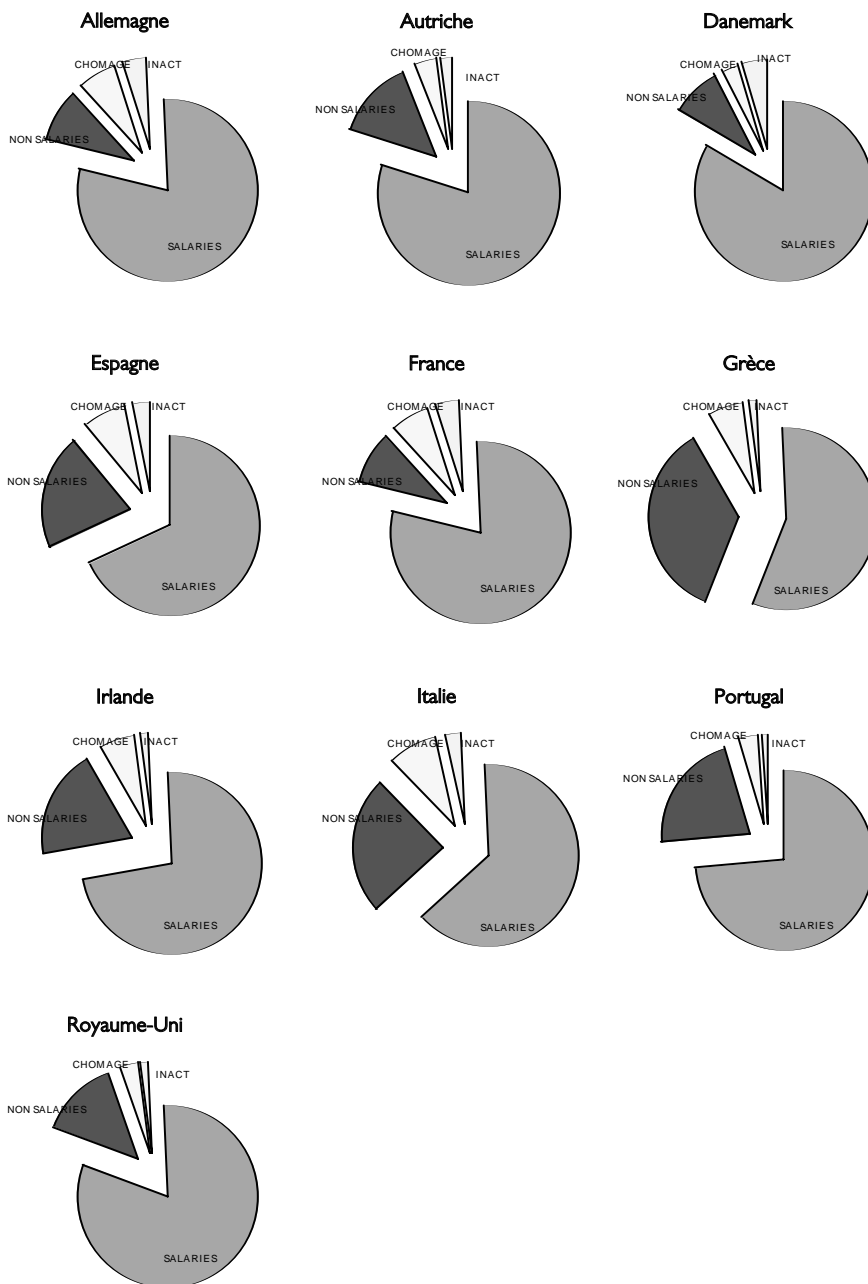
à temps partiel représente en général une fraction significative de l'emploi salarié.

Un second niveau de comparaison, entre les situations féminines, conduit à rapprocher l'Espagne, la Grèce, l'Irlande et l'Italie, pays caractérisés par une forte proportion de l'inactivité. L'Irlande se distingue toutefois des trois autres par une part plus élevée de l'emploi salarié, du fait du travail à temps partiel, faiblement développé dans les pays du Sud. Un second groupe de pays peut être constitué sur le critère de la part globale de l'emploi salarié ; il regroupe l'Allemagne, l'Autriche, la France et le Portugal. Des nuances sont toutefois visibles en ce qui concerne la part du temps partiel, plus élevée en Allemagne et en Autriche qu'en France, et presque négligeable au Portugal. Restent le Royaume-Uni, où la part de l'emploi salarié est significativement plus élevée que dans le dernier groupe de pays et où la proportion du temps partiel est forte, et le Danemark, singulier par rapport à tous les autres pays avec sa très faible part de femmes inactives.

Par delà l'inégalité générale de présence dans l'emploi salarié, les femmes et les hommes, on le sait également, n'occupent pas les mêmes emplois : catégorie professionnelle, secteur d'activité, et emploi public notamment, sont inégalement représentés. Ces caractéristiques des emplois, parce qu'elles peuvent jouer sur les niveaux des salaires, sont examinées dans la suite.

1. Statut d'occupation dans 12 pays de l'UE

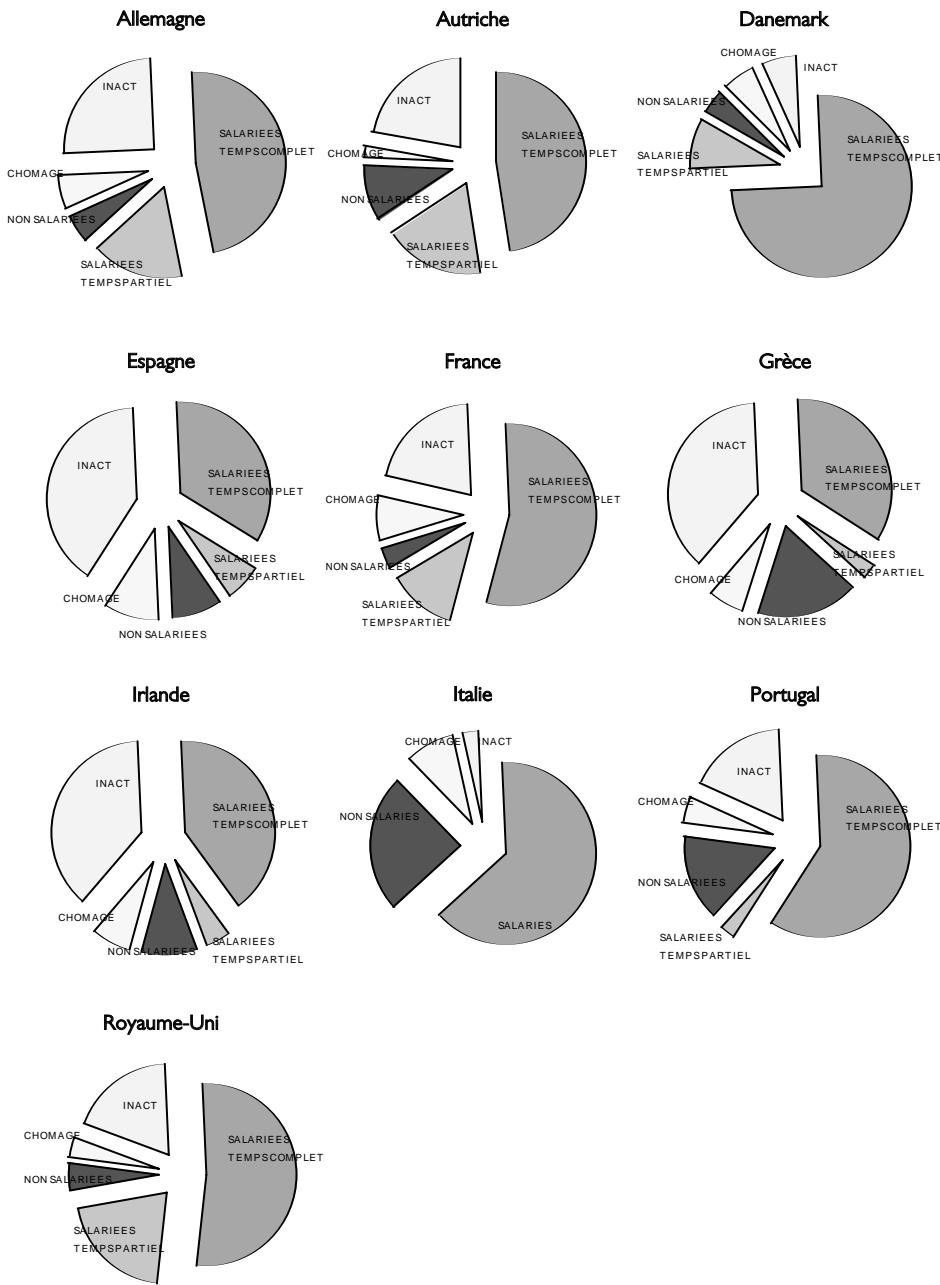
1.a – Hommes



Champ : population âgée de 25 à 55 ans.
 Source : Panel communautaire de ménages, vague 7, 2000.

1. Statut d'occupation dans 12 pays de l'UE

1.b – Femmes



Champ : population âgée de 25 à 55 ans.
 Source : Panel communautaire de ménages, vague 7, 2000.

1.2. Les caractéristiques des emplois occupés

Dans l'ensemble, l'examen des caractéristiques des emplois occupés débouche sur un constat qui ne s'éloigne pas de résultats habituels. D'un pays à l'autre, ce sont ici des différences structurelles qui s'illustrent : part plus ou moins élevée des emplois qualifiés, qui correspond aux différences de qualification de la main-d'œuvre, et part plus ou moins élevée des grandes composantes sectorielles. Quant à la répartition des femmes et des hommes, les premières occupent des emplois relativement moins qualifiés que les hommes, et travaillent plus souvent dans le secteur tertiaire.

Notons que la composition de l'emploi salarié décrit ici peut différer des statistiques habituelles relatives à la structure de l'emploi salarié, car les données concernant près de la moitié des pays (Autriche, Grèce, Italie et Portugal) ne permettent pas de connaître de façon détaillée les horaires hebdomadaires de travail inférieurs à quinze heures ; comme il s'agit de décrire la population dont on va étudier les salaires, nous avons retenu ce plancher pour tous les pays, et les emplois salariés décrits ici excluent donc les petits temps partiels.

Le constat, globalement habituel, des grands traits de l'inégalité entre femmes et hommes peut être quelque peu nuancé : ainsi, si la part des femmes occupant des emplois de type « cadres » est globalement plus faible que celle des hommes, cela n'est pas vrai dans le cas de l'Espagne, de la Grèce, de l'Italie et du Portugal (tableau 1.a). Il y a d'abord une raison mécanique à cette particularité : en effet, la présence des femmes dans l'emploi y est plus faible que dans d'autres pays ; le nombre de celles qui occupent des emplois de niveau cadre est donc rapporté à une fraction de la population féminine plus petite que ce n'est le cas pour les hommes de ces mêmes pays, ou pour les femmes des autres pays³. Partout néanmoins, on observe la grande ligne de partage entre employés (la plus forte part relative des emplois féminins), et ouvriers (la plus forte part relative des emplois masculins). Partout également, lorsque les femmes occupent des emplois ouvriers, ce sont plus souvent des emplois non qualifiés, alors que c'est majoritairement l'inverse pour les hommes.

3. Un effet de génération peut également jouer : les femmes les plus âgées sont moins souvent actives ; mais, actives, elles sont plus souvent non-salariées, tandis que les plus jeunes sont à la fois plus souvent salariées et plus diplômées.

En ce qui concerne la répartition sectorielle des activités, la part des femmes qui occupent un emploi dans les services éducatifs et sociaux (« autres services » dans le tableau 1.b) est en général nettement plus élevée que celle des hommes ; dans les autres activités du tertiaire, la proportion des femmes dans le commerce dépasse celle des hommes, sauf au Danemark, en France et au Portugal, et réciproquement, celle des hommes est plus élevée dans les activités de la communication, de la finance et de l'immobilier, sauf en Espagne.

Enfin, la part des femmes qui occupent un emploi dans le secteur public est systématiquement plus élevée que celle des hommes. Comme on le verra, cela n'est pas indifférent sur les salaires, car leur mode de détermination peut y être plus favorable aux femmes que dans le secteur privé (Lucifora et Meurs, 2004).

1.a. Structures de l'emploi salarié par catégories professionnelles

En %

Pays		Cadres	Professions intermé- diaires	Employés administra- tifs	Employés commerce	Ouvriers qualifiés	Ouvriers non- qualifiés
Allemagne	Ensemble	19,6	20,4	16,0	7,4	20,5	16,1
	Hommes	21,2	14,8	9,2	4,3	32,6	18,0
	Femmes	17,3	28,5	25,8	11,9	3,3	13,3
Autriche	Ensemble	11,5	16,6	19,8	15,8	19,3	17,0
	Hommes	13,1	15,6	12,5	9,1	31,0	18,7
	Femmes	9,4	17,9	29,0	24,3	4,4	14,9
Danemark	Ensemble	25,6	23,9	13,8	11,7	10,6	14,3
	Hommes	31,3	16,8	6,7	5,6	18,9	20,8
	Femmes	19,6	31,4	21,4	18,2	1,9	7,5
Espagne	Ensemble	19,3	10,4	12,5	12,6	20,0	25,1
	Hommes	15,8	10,7	9,2	8,6	29,3	26,3
	Femmes	25,1	9,9	18,1	19,3	4,6	23,0
France	Ensemble	16,4	22,5	18,6	10,8	13,0	18,7
	Hommes	19,5	21,0	8,5	6,1	22,6	22,3
	Femmes	12,7	24,2	30,3	16,2	2,0	14,6
Grèce	Ensemble	22,5	10,5	19,8	12,8	16,5	17,9
	Hommes	21,3	9,3	14,7	11,2	22,5	21,0
	Femmes	24,3	12,3	27,1	15,1	7,9	13,4
Irlande	Ensemble	21,3	13,4	14,2	16,9	11,4	22,8
	Hommes	21,0	13,3	9,5	8,5	18,3	29,5
	Femmes	21,6	13,5	20,0	27,3	2,9	14,7
Italie	Ensemble	13,1	13,2	26,4	9,6	18,5	19,3
	Hommes	9,2	12,9	20,6	8,5	25,1	23,7
	Femmes	18,7	13,7	34,6	11,1	9,0	12,9
Portugal	Ensemble	13,5	8,2	12,6	12,7	25,6	27,5
	Hommes	12,3	6,4	8,3	10,0	35,7	27,3
	Femmes	14,8	10,2	17,5	15,7	14,0	27,7
Royaume- Uni	Ensemble	32,3	13,8	17,8	12,0	10,7	13,4
	Hommes	35,9	10,5	10,8	6,5	18,9	17,5
	Femmes	28,4	17,5	25,6	18,1	1,6	8,9

Champ : salariés de 25 à 55 ans effectuant au moins 15 heures hebdomadaires.
Source : Panel communautaire de ménages, vague 7, 2000.

1.b. Structures de l'emploi salarié par secteur d'activité

En %

Pays		Agriculture	Industrie	Construc- tion	Com- merce	C.F.I.*	Autres Services	Secteur public
Allemagne	Ensemble	<i>n.d.</i>	<i>n.d.</i>	<i>n.d.</i>	<i>n.d.</i>	<i>n.d.</i>	<i>n.d.</i>	26,1
	Hommes							19,9
	Femmes							35,1
Autriche	Ensemble	1,2	23,1	9,6	18,4	14,9	30,9	28,9
	Hommes	1,9	29,9	15,4	13,3	17,8	21,8	25,6
	Femmes	0,5	15,6	2,8	25,6	11,8	43,7	33,2
Danemark	Ensemble	1,6	17,1	4,7	8,5	14,0	37,6	40,2
	Hommes	2,8	28,8	9,7	10,6	20,4	27,7	25,6
	Femmes	1,1	11,7	1,5	9,8	13,0	62,9	55,8
Espagne	Ensemble	3,6	18,4	11,9	15,9	18,9	28,8	22,4
	Hommes	4,6	23,2	18,4	14,6	18,7	20,6	19,2
	Femmes	2,2	11,8	2,1	19,1	20,5	44,4	27,8
France	Ensemble	1,1	18,3	5,3	15,0	20,4	36,7	34,5
	Hommes	1,6	25,4	9,3	15,1	22,9	25,7	28,3
	Femmes	0,7	11,2	1,1	15,9	18,8	52,3	41,6
Grèce	Ensemble	0,9	16,7	6,3	20,0	19,4	35,8	38,9
	Hommes	0,9	18,9	10,1	18,8	21,5	29,7	37,0
	Femmes	0,8	13,9	0,9	22,2	16,8	45,5	41,8
Irlande	Ensemble	2,3	19,8	6,7	16,2	21,3	30,3	28,8
	Hommes	4,3	25,5	12,2	11,6	23,5	22,9	27,2
	Femmes	0,2	14,3	0,5	23,1	20,3	41,7	30,8
Italie	Ensemble	2,9	23,8	5,2	11,5	15,0	39,2	34,0
	Hommes	3,7	28,2	8,6	10,4	17,3	31,8	29,8
	Femmes	1,9	18,7	0,6	13,9	12,5	52,4	40,1
Portugal	Ensemble	2,9	23,0	12,8	14,5	15,3	29,0	22,9
	Hommes	3,1	23,8	23,1	15,9	15,5	18,6	18,4
	Femmes	2,8	23,3	1,9	13,8	15,8	42,3	28,1
Royaume- Uni	Ensemble	0,6	17,7	3,3	15,0	24,8	31,9	26,8
	Hommes	0,9	27,2	6,2	14,2	31,5	20,1	17,7
	Femmes	0,3	10,3	0,7	18,1	21,3	49,2	37,1

* Communication, finance et immobilier.

Champ : salariés de 25 à 55 ans effectuant au moins 15 heures hebdomadaires.

Source : Panel Communautaire de Ménages, vague 7, 2000.

1.3. Éducation, expérience, structures familiales

Les caractéristiques du « capital humain » (éducation et expérience) des individus, ainsi que leurs caractéristiques familiales constituent deux autres dimensions des facteurs qui peuvent jouer sur les salaires. L'éducation et l'expérience sont en effet des variables fondamentales dans la formulation traditionnelle des équations de gain (Mincer, 1974 ; Willis, 1986). La mesure de ces deux variables ne va pas sans difficultés, de divers ordres ; d'une part, en ce qui concerne l'éducation, la difficulté d'en harmoniser internationalement la mesure aboutit avec PCM à une variable très pauvre, à trois niveaux seulement, et sans indication des spécialités. D'autre part, un problème classique provient du fait que bien souvent (et c'est ici le cas), on ne dispose pas d'une mesure de l'expérience effective : on mesure l'expérience par le nombre d'année écoulées depuis la fin des études, ou depuis l'entrée dans le premier emploi sans pouvoir en décompter les périodes hors emploi ; or on sait que les femmes, du fait des enfants, ont un plus grand risque de connaître des interruptions de carrière que les hommes. Cela conduit à surestimer leur expérience professionnelle (Bayet, 1996 ; Meurs et Ponthieux, 2000), et à mal prendre en compte l'effet propre des interruptions, mis en évidence à maintes reprises (Gronau, 1988 ; Albrecht et al., 1998 ; Colin, 1999). Pour corriger quelque peu cette mesure de l'expérience potentielle, on introduira dans l'équation de gains le nombre d'enfants, pour capturer un éventuel effet du temps passé hors de l'emploi (cf. *infra*).

Par ailleurs, le niveau d'éducation et les caractéristiques familiales constituent des facteurs importants dans les mécanismes de sélection dans l'emploi ; les femmes les moins éduquées ont à la fois de plus faibles opportunités d'emploi, et tendanciellement, un plus grand nombre d'enfants. La difficulté ici est due à l'endogénéité, car un nombre plus élevé d'enfants diminue par ailleurs la probabilité d'emploi. Notons que des travaux récents (Ahn et Mira, 2002) tendent à montrer un retournement du signe de la corrélation classique entre nombre d'enfants et accès à l'emploi (notamment dans les pays du Sud) ; tout se passe comme si les femmes attendaient d'occuper un emploi pour avoir des enfants ; ce phénomène est à relier à la chute des taux de fécondité et à la hausse des niveaux d'éducation. On se contentera ici de renvoyer à l'abondante littérature sur les effets relatifs de l'éducation, des institutions et des structures du marché du travail sur les décisions jointes de participation au marché du travail et de fécondité (voir par exemple *Journal of Population Economics*, 1996 ; Del Boca, 2002 ; Smith et al., 2003).

2. Répartition des hommes et des femmes selon le niveau de diplôme

En %

Pays	Sous-population		Au plus 1 ^{er} cycle du secondaire	Diplôme 2 ^e cycle du secondaire	Diplôme études supérieures	Total
Allemagne	Hommes	ensemble	10,5	62,3	27,3	100
		salariés	8,7	62,8	28,5	100
	Femmes	ensemble	15,3	65,1	19,7	100
		salariées	9,6	66,2	24,1	100
Autriche	Hommes	ensemble	11,8	80,5	7,7	100
		salariés	11,4	80,6	8,0	100
	Femmes	ensemble	26,6	65,5	7,9	100
		salariées	22,2	67,8	10,0	100
Danemark	Hommes	ensemble	14,2	54,6	31,2	100
		salariés	12,5	53,2	34,3	100
	Femmes	ensemble	13,4	54,6	32,0	100
		salariées	8,5	55,1	36,4	100
Espagne	Hommes	ensemble	53,3	18,2	28,5	100
		salariés	48,6	18,1	33,3	100
	Femmes	ensemble	54,2	16,9	28,9	100
		salariées	32,8	20,0	47,3	100
France	Hommes	ensemble	21,8	48,9	29,3	100
		salariés	21,3	48,8	29,9	100
	Femmes	ensemble	20,3	43,2	36,5	100
		salariées	19,0	42,4	38,6	100
Grèce	Hommes	ensemble	37,2	38,4	24,5	100
		salariés	28,8	40,3	30,9	100
	Femmes	ensemble	42,6	38,3	19,0	100
		salariées	22,5	41,7	35,9	100
Irlande	Hommes	ensemble	45,3	36,7	18,1	100
		salariés	38,1	38,5	23,5	100
	Femmes	ensemble	43,6	39,5	16,9	100
		salariées	29,5	44,5	26,0	100
Italie	Hommes	ensemble	47,9	40,9	11,3	100
		salariés	45,3	43,3	11,5	100
	Femmes	ensemble	45,8	43,0	11,2	100
		salariées	30,4	53,3	16,3	100
Portugal	Hommes	ensemble	74,4	13,6	12,0	100
		salariés	71,4	14,5	14,2	100
	Femmes	ensemble	71,3	13,6	15,1	100
		salariées	62,0	15,5	22,5	100
Royaume-Uni	Hommes	ensemble	21,2	48,0	30,8	100
		salariés	19,0	48,7	32,3	100
	Femmes	ensemble	25,2	50,8	24,0	100
		salariées	22,0	52,2	25,8	100

Champ : population âgée de 25 à 55 ans pour l'ensemble, salariés effectuant au moins 15 heures hebdomadaires.
Source : Panel Communautaire de Ménages, vague 7, 2000.

Comment se situent les pays analysés par rapport à ces diverses dimensions ? En matière de niveaux d'éducation, on peut distinguer trois groupes de pays (tableau 2) : ceux dans lesquels les femmes ont, en moyenne, un plus faible niveau de diplôme que les hommes (Allemagne, Autriche, Grèce, Royaume-Uni), ceux où les niveaux sont équivalents (Danemark, Espagne, Irlande, Italie), et ceux où les femmes ont en moyenne un niveau de diplôme plus élevé que les hommes (France, Portugal). L'effet de sélection dans l'emploi se constate par la différence entre la part d'un niveau d'éducation dans l'ensemble et sa part parmi les seuls salariés ; il est partout plus marqué pour les femmes que pour les hommes, surtout en Espagne (où la part des femmes ayant un diplôme du supérieur passe de 29 % dans l'ensemble à 47 % parmi les salariées), en Grèce (de 19 % à 36 %), en Irlande (de 17 % à 26 %), au Portugal (de 15 % à 22 %), et également, avec un écart moindre cependant, en Italie et en Allemagne.

Pour décrire les caractéristiques familiales, nous avons retenu sept classes d'individus, constituées sur deux critères principaux : vie en couple ou non, enfants (distingué selon le nombre et l'âge des enfants) ou non.

Pour chaque classe, la comparaison des structures familiales de l'ensemble de la population et de la population restreinte aux salariés permet de faire apparaître le contraste entre les hommes, pour lesquels la répartition par classe ne varie guère, et les femmes pour lesquelles on observe sans surprise la sous-représentation, parmi les salariées, de celles ayant au moins 3 enfants, et inversement, la sur-représentation de celles qui vivent seules, ou en couple sans enfant. Quelques pays présentent néanmoins un profil un peu particulier : d'une part le Danemark, où la distribution par classe se déforme très peu lorsque l'on passe de l'ensemble de la population aux salariés, et ce qu'il s'agisse des femmes ou des hommes.

D'autre part, dans certains pays, Grèce, Irlande, Italie et Portugal, la proportion de femmes ayant des enfants en bas âge apparaît plus élevée parmi les femmes occupant un emploi salarié qu'en moyenne ; ceci pourrait illustrer le changement du signe de la corrélation fécondité-participation à l'emploi mentionné plus haut.

Les caractéristiques familiales, qui peuvent se répercuter sur la présence des femmes dans l'emploi, jouent également, pour celles qui ont un emploi, sur le nombre d'heures travaillées. Alliées aux autres caractéristiques des emplois occupés, elles contribuent à une durée moyenne de travail des femmes plus faible que celle des hommes, et à une plus grande disparité des horaires féminins. Une représentation

des distributions du nombre d'heures de travail hebdomadaires permet de constater que cet effet est général (graphique 2). Le mode de représentation adopté ici ⁴ fournit deux informations : l'une, sur le nombre d'heures, l'autre sur sa dispersion. Plus la courbe est vers la droite, plus le nombre d'heures est élevé ; plus la courbe monte haut, moins les horaires sont dispersés.

Dans l'ensemble, l'amplitude de la variation est du même ordre pour tous les pays. Et, comme on s'y attend, la fréquence des horaires féminins dans le bas des distributions est plus élevée que celle des horaires masculins ; par ailleurs, les horaires féminins les plus élevés sont inférieurs aux horaires masculins les plus élevés. Mais surtout, le profil des distributions est très différent, beaucoup plus resserré autour de quarante heures hebdomadaires pour les hommes que pour les femmes. Enfin, les quatre pays du Sud sont distincts de tous les autres, du fait d'un moindre développement du temps partiel. Dans les autres pays — sauf au Danemark —, celui-ci est illustré par une distribution quasi bi-modale des horaires féminins : autour de 20 heures, et autour de 40 heures.

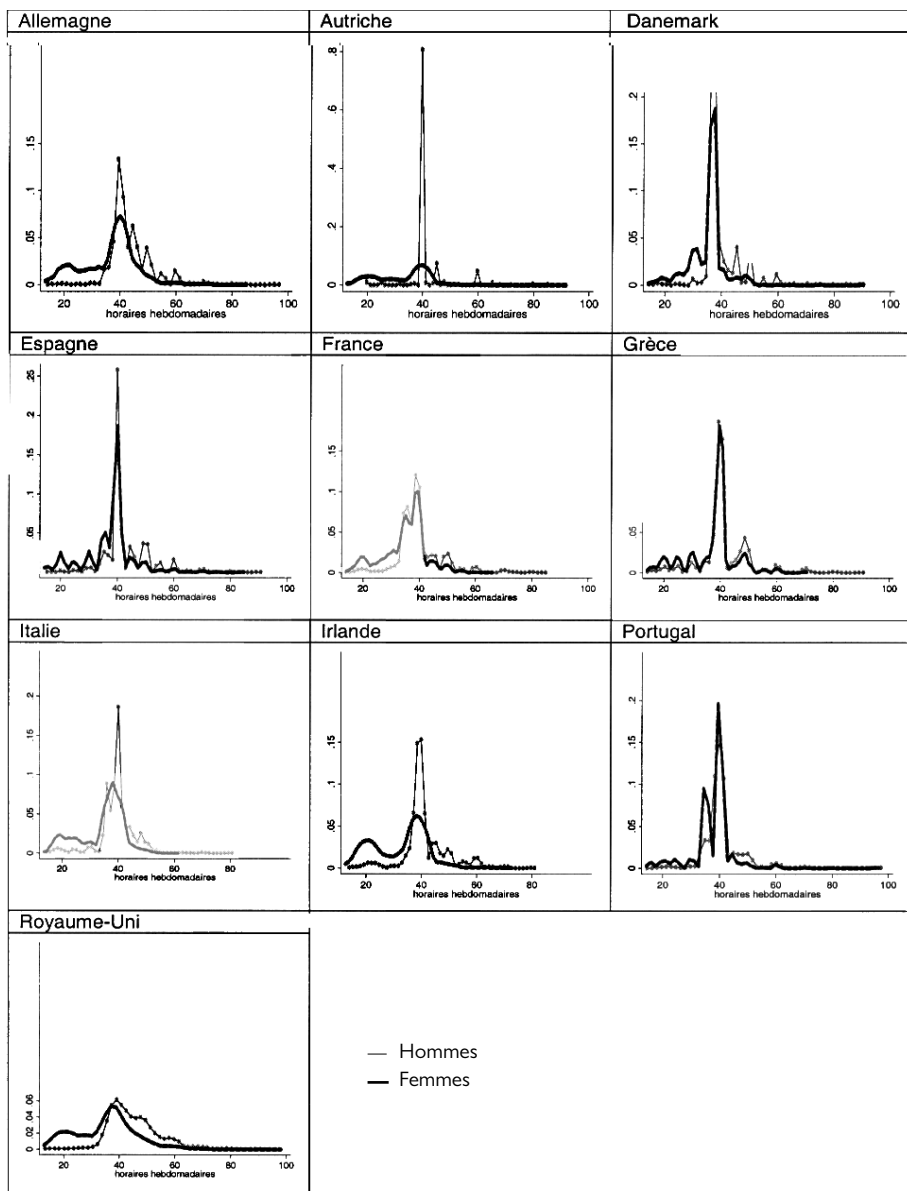
Venons en, pour conclure ce panorama, aux salaires mensuels. Ces salaires sont les salaires courants déclarés lors de l'enquête ; ils sont convertis en « parités de pouvoir d'achat » (PPA), et donc comparables d'un pays à l'autre... à une exception près : la France, car à la différence de tous les autres pays étudiés ici, il n'y a pas de prélèvement fiscal à la source ; les salaires français sont donc nets de cotisations sociales, mais bruts d'impôts, tandis qu'ils sont « nets-nets » pour les autres pays.

De la même façon que pour les horaires, on a représenté les distributions masculine et féminine des salaires (graphique 3). Ici encore, comme on s'y attend, la courbe des salaires féminins est à gauche de celle des salaires masculins. Et, sauf au Danemark, la dispersion des salaires féminins est plus forte. Par ailleurs, et ce pour tous les pays, le haut de la distribution des salaires masculins se situe à un niveau nettement plus élevé que celui de la distribution des salaires féminins, de même que, à l'inverse, le bas de la distribution féminine est plus bas que celui de la distribution masculine.

Il s'agit maintenant de voir comment les différences d'accès à l'emploi et de caractéristiques des individus et des emplois occupés contribuent à expliquer les plus faibles salaires des femmes.

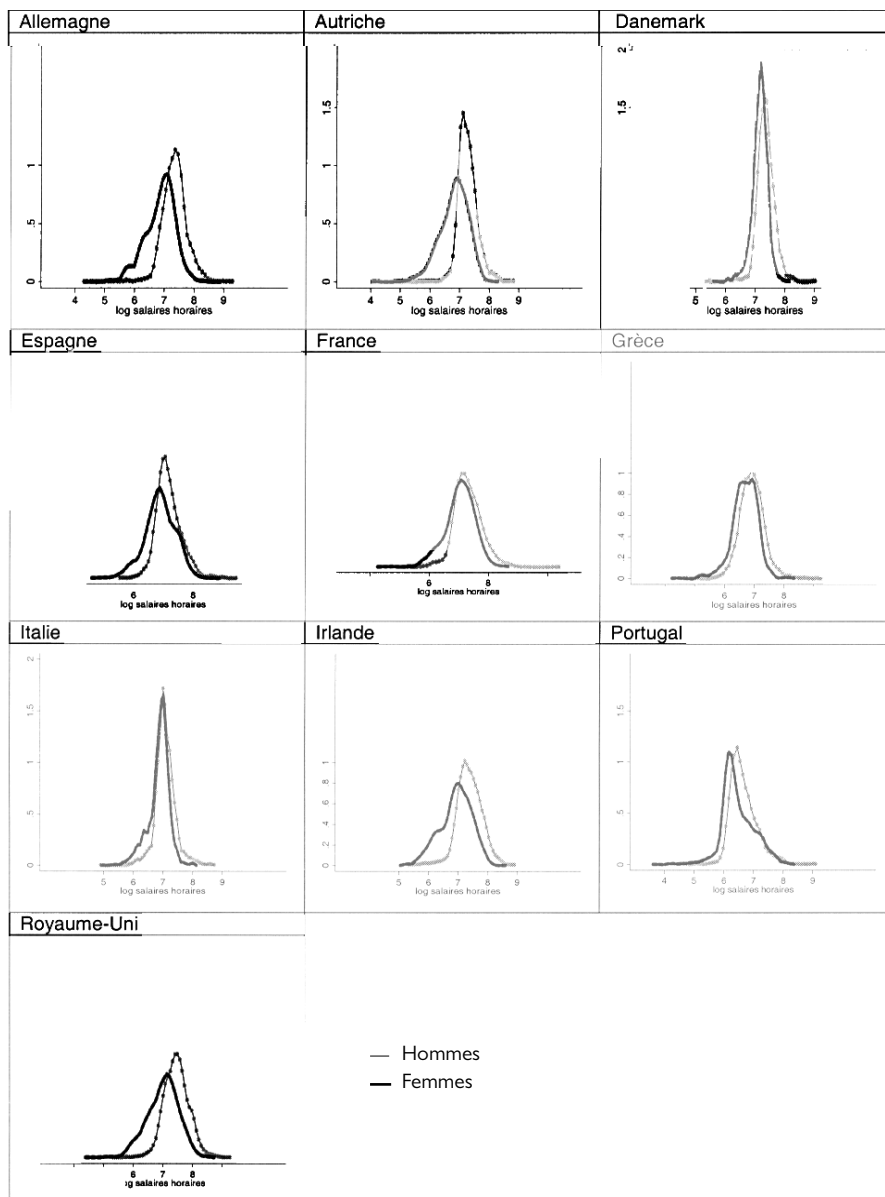
4. La représentation des distributions des salaires a été réalisée selon la méthode des kernels, avec une pondération d'Epanechnikov.

2. Distribution des horaires hebdomadaires



Champ : salariés âgés de 25 à 55 ans effectuant au moins 15 heures hebdomadaires.
 Source : Panel communautaire de ménages, vague 7, 2000.

3. Distribution des salaires mensuels (en PPA, logarithmes)



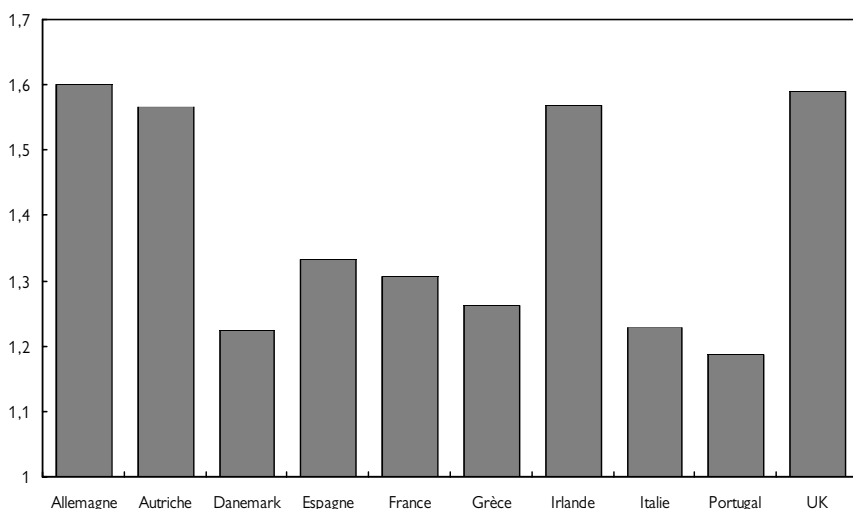
Champ : salariés âgés de 25 à 55 ans effectuant au moins 15 heures hebdomadaires.
 Source : Panel communautaire de ménages, vague 7, 2000.

2. Analyse des écarts de salaires

L'analyse des écarts de salaires conduite ici ne porte que sur les salaires moyens, et non sur l'ensemble de la distribution. L'importance de l'écart (exprimé pour la suite du calcul en rapportant le salaire des hommes à celui des femmes) va de 1,2 au Portugal à plus de 1,5 en Allemagne, en Autriche, en Irlande et au Royaume-Uni (graphique 4).

Pour mesurer comment les différents facteurs qui différencient les femmes des hommes, et respectivement, les emplois qu'elles et ils occupent, contribuent à l'explication de cet écart, le principe de la méthode est assez simple : il consiste à valoriser les caractéristiques des premières et des seconds par le rendement de ces caractéristiques si elles étaient celles d'un individu « norme », cette norme correspondant dans notre approche à la moyenne de l'ensemble des salariés quel que soit leur sexe. On présente dans ce qui suit les grandes lignes de cette méthode, puis les résultats de sa mise en œuvre pour les dix pays.

4. Écart des salaires mensuels moyens masculins/féminins



Champ : salariés âgés de 25 à 55 ans effectuant au moins 15 heures hebdomadaires.
Source : Panel communautaire de ménages, vague 7, 2000.

2.1. Aspects méthodologiques

Ce sont les articles d'Oaxaca (1973) et de Blinder (1973) qui ont ouvert la voie à de nombreux travaux empiriques visant à évaluer la part de diverses composantes dans l'écart de salaire moyen entre deux groupes (hommes et femmes, nationaux et étrangers, syndiqués et non syndiqués, etc.). Dans cette ligne d'analyse, la discrimination salariale s'entend alors comme l'écart qui n'est pas justifié par des différences de composition de la main-d'œuvre. Formellement, on écrit de la manière suivante :

$$\bar{W}_m - \bar{W}_f = \hat{\beta}_m (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' + \bar{X}'_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (1)$$

où les \bar{W} représentent les salaires moyens estimés par une équation de gains, les indices m et f indiquent les salariés masculins et féminins, les \bar{X} les moyennes des caractéristiques, et les $\hat{\beta}$ les rendements estimés de ces caractéristiques.

L'écart des salaires moyens (exprimés en logarithme) se décompose en une première partie représentant l'écart des rendements des caractéristiques des hommes et des femmes (ou part non expliquée) et en une seconde partie qui correspond à la valorisation des différences de ces caractéristiques à leur moyenne (ou part expliquée). Si la structure des deux populations était la même pour les variables considérées (éducation, expérience, type d'emploi, etc.), tout écart salarial ne pourrait provenir que d'un écart de rendement de ces caractéristiques. à l'inverse, si les rendements étaient similaires, l'écart de salaire moyen résulterait entièrement d'effets structurels, eux-mêmes pouvant éventuellement être la conséquence de diverses formes de ségrégation (accès à l'éducation, accès à certains emplois, accumulation d'expérience, etc.).

Dans toute méthode de décomposition se pose le problème du choix de la pondération. Dans l'équation (1), les écarts de rendement sont pondérés par la moyenne des caractéristiques féminines et les écarts de caractéristiques sont pondérés par les rendements masculins correspondants. Ici, nous avons retenu la méthode proposée par Oaxaca et Ransom (1988), où l'on construit une norme non discriminée des rendements des caractéristiques individuelles ; on mesure alors, par rapport à cette norme, un avantage masculin, un désavantage féminin et la part résultant de l'écart des caractéristiques. La norme non discriminée est obtenue à partir de l'estimation d'une équation de gains pour l'ensemble de la population des salariés, quel que soit le

sexe des individus. La décomposition du salaire moyen s'écrit alors en trois parties :

$$\bar{W}_m - \bar{W}_f = \bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_{norm}) + \bar{X}'_f (\hat{\beta}_{norm} - \hat{\beta}_f) + \hat{\beta}_{norm} (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \quad (2)$$

Le premier terme représente le supplément de rendement des caractéristiques dû au fait d'être un homme par rapport à la « norme », le second terme le déficit de rendement des caractéristiques dû au fait d'être une femme, les deux additionnés représentant la part inexpliquée de l'écart salarial (on les agrègera pour alléger la lecture des résultats). Le troisième terme mesure la part expliquée, en utilisant comme pondération le rendement moyen de l'ensemble de l'échantillon.

Bien entendu, les parts respectivement expliquée et inexpliquée sont tributaires du choix des variables explicatives introduites dans l'équation de gains ; plus l'information est détaillée, plus il est probable que la part non expliquée diminue, mais la part expliquée peut recouvrir des phénomènes de ségrégation professionnelle. C'est pourquoi nous proposons d'une part, de décomposer les salaires mensuels (et non les salaires horaires comme il usuel de le faire), et d'autre part de mettre en évidence, dans la part expliquée, l'impact de facteurs d'inégalités structurelles entre les caractéristiques et les emplois des femmes et des hommes. On a ainsi retenu quatre dimensions des différences observables entre femmes et hommes : au niveau des caractéristiques individuelles, la dimension « capital humain », et au niveau des caractéristiques des emplois occupés, une dimension « nombre d'heures travaillées », une dimension « secteur d'activité/catégorie professionnelle », et une dimension « secteur public ».

Un autre facteur dont il faut tenir compte vient de ce que, comme on l'a vu — sauf au Danemark —, la participation des femmes au marché du travail est nettement plus faible que celle des hommes. Ne pas tenir compte de cette différence peut conduire à des estimations biaisées des rendements des caractéristiques individuelles, et en conséquence, de la mesure des parts expliquée et non expliquée.

La procédure dite « en deux étapes » de Heckman (Heckman, 1979) est une méthode fréquemment employée⁵ lorsque la population dont on observe le salaire n'est pas un échantillon au hasard de la population de référence. On cherche à évaluer l'impact de diverses caractéristiques individuelles sur la probabilité d'occuper un emploi salarié plutôt que d'être inactif ; on écarte donc de la population de référence tous les individus qui ne seraient pas en mesure de postuler à un emploi (étudiants, retraités, personnes handicapées), ceux qui devraient

5. Notons que d'autres méthodes de correction ont été développées depuis (Beblo et al., 2003).

occuper un emploi mais n'en trouvent pas⁶ (chômeurs), et bien entendu, ceux qui ne sont pas disponibles pour occuper un emploi salarié (indépendants). On oppose donc les salariés aux « inactifs purs », en l'occurrence des « inactives » puisque dans la population de référence ainsi définie, la part des hommes salariés avoisine les 98 %. Par conséquent, le problème de sélection ne concerne que la population féminine, excepté celle du Danemark où la part des inactives est négligeable.

La correction consiste à estimer un modèle *Probit* d'appartenance au groupe des salariés : on cherche à estimer une variable latente fonction des caractéristiques des individus, qui exprime leur propension à occuper un emploi salarié. L'estimation permet d'obtenir un régresseur supplémentaire (appelé inverse du ratio de Mills -IMR-) à introduire dans l'équation de gains, cette variable permettant de capturer l'effet de la sélection dans l'emploi sur le salaire. Avec une équation de salaire standard, on estime alors un modèle de la forme suivante :

$$\hat{W}_i = \hat{\beta} \bar{X}'_i + \hat{\theta} \hat{\lambda}_i + u_i \quad (3)$$

avec $\hat{\lambda}$ un estimateur de l'IMR, $\hat{\theta}$ le coefficient indiquant l'effet de la sélection sur le salaire.

Enfin, pour décomposer l'écart de salaire en tenant compte du biais de sélection, on se base sur la spécification proposée par Neuman et Oaxaca (1998), qui combine la méthode d'Oaxaca et la procédure de Heckman. La sélection apparaît dans les composantes de l'écart de salaire sous la forme d'un terme ($\hat{\theta}_m \hat{\lambda}_m - \hat{\theta}_f \hat{\lambda}_f$). Neuman et Oaxaca discutent des différentes façons d'introduire ce terme dans la décomposition ; l'une d'entre elles consiste à traiter la sélectivité comme une composante séparée, ce qui est l'approche la plus simple en ce qu'elle ne demande aucune hypothèse *a priori* sur le fait que la sélectivité jouerait plutôt sur les caractéristiques individuelles ou plutôt sur leur rendement. On estime donc des équations de la forme suivante :

$$\begin{aligned} \bar{W}_m - \bar{W}_f &= \bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_{norm}) + \bar{X}'_f (\hat{\beta}_{norm} - \hat{\beta}_f) + \\ &\hat{\beta}_{norm} (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' + (\hat{\theta}_m \hat{\lambda}_m - \hat{\theta}_f \hat{\lambda}_f) \end{aligned} \quad (4)$$

avec, ici, $\hat{\theta}_m \hat{\lambda}_m = 0$, puisqu'il n'y a pas de sélection parmi les hommes.

Avec la décomposition de la part expliquée, on obtient finalement une expression qui comporte six termes :

6. Le cas des chômeurs est particulier ; en procédant ainsi, nous considérons que tout chômage n'est pas volontaire. Par ailleurs, pour les chômeurs, la probabilité d'obtenir un emploi relève d'autres mécanismes de sélection que celui qui nous intéresse ici.

Écart expliqué :	
différences de « capital humain » (C)	$\hat{\beta}C_{norm}(\bar{X}C_m - \bar{X}C_f)'$
+ différences de « nombre d'heures travaillées » (H)	+ $\hat{\beta}H_{norm}(\bar{X}H_m - \bar{X}H_f)'$
+ différences de « secteur d'activité/ catégorie professionnelle » (S)	+ $\hat{\beta}S_{norm}(\bar{X}S_m - \bar{X}S_f)'$
+ différences de la part des emplois dans le « secteur public » (P)	+ $\hat{\beta}P_{norm}(\bar{X}P_m - \bar{X}P_f)'$
+ Écart non expliqué	+ $\bar{X}'_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_{norm}) + \bar{X}'_f(\hat{\beta}_{norm} - \hat{\beta}_f)$
+ Sélectivité	+ $(0 - \hat{\theta}_f \hat{\lambda}_f)$
= Écart de salaire moyen	= $\bar{W}_m - \bar{W}_f$

2.2. La décomposition des écarts de salaires entre hommes et femmes

2.2.1. L'estimation des équations de gain

Concrètement, la première étape consiste à estimer, pour chaque pays, le modèle probit d'appartenance au groupe des salariées (pour les femmes seulement et pas pour le Danemark – cf. *supra* –).

On a retenu pour ce modèle un ensemble de variables usuelles : l'âge (et son carré), le niveau de diplôme, la classe résumant les caractéristiques familiales, le statut marital, le revenu du ménage — dont on a exclu les revenus du travail des salariées —, la nationalité et la région d'habitation. Les résultats des estimations (reportés en annexe I) sont, dans leurs grandes lignes, très classiques, et ce pour tous les pays : la probabilité d'occuper un emploi salarié augmente avec l'âge et avec le niveau de diplôme ; elle est plus faible pour les femmes ayant des enfants que pour celles qui n'en n'ont pas, plus faible aussi pour les mères de jeunes enfants ou de familles nombreuses que pour les autres. Le mariage a, en général, un effet négatif sur cette probabilité ; l'effet de ce statut n'est toutefois pas significatif en Autriche, France, Grèce, Irlande ni au Royaume-Uni ; par contre, il l'est nettement en Allemagne et en Italie, deux pays où les dispositions fiscales sont particulièrement désincitatives. La probabilité est également sensible (négativement) au niveau de revenu du ménage (hors l'éventuel salaire féminin), sauf en Autriche et en Irlande. Enfin, l'effet des régions, introduites comme des proxys des conditions locales du marché du travail, est évidemment très variable.

La spécification de l'équation de gains est également assez classique. On fait dépendre le logarithme des salaires mensuels (en PPA afin d'obtenir des estimateurs dans une unité comparable) d'un ensemble de déterminants qui couvrent les quatre grandes dimensions dont on cherche à évaluer l'effet respectif sur les écarts de salaires :

- le capital humain (C), approché par le niveau de diplôme et l'expérience potentielle. Le nombre d'enfants a été introduit également, pour tenter de tenir compte de l'effet de la maternité sur l'accumulation effective d'expérience. L'ancienneté dans l'entreprise est par ailleurs prise en compte comme mesure du capital humain spécifique ;
- le nombre d'heures hebdomadaires de travail (H) ;
- les emplois occupés (S), décrits par le secteur d'activité et la catégorie professionnelle ;
- l'emploi dans le secteur public (P).

Enfin, l'effet de sélection dans l'emploi est capturé par la variable obtenue avec le modèle probit (par construction, sa valeur est de zéro pour les hommes, ainsi que pour les femmes du Danemark). Notons enfin que, pour l'Allemagne, une variable particulière a été introduite pour pouvoir contrôler l'effet possible du fait de résider dans l'un des nouveaux *Länder*.

Les résultats des estimations (reportés en annexe II) sont tout à fait usuels : les rendements du capital humain sont plus élevés pour les niveaux de diplômes élevés, et croissants avec l'expérience et l'ancienneté. On vérifie par ailleurs en général un effet négatif du nombre d'enfants sur le salaire estimé pour les femmes (tandis qu'il est le plus souvent positif pour les hommes). Le nombre d'heures de travail hebdomadaires a évidemment un effet positif et fort sur tous les salaires. Les niveaux de qualification élevés, le secteur de l'industrie sont généralement les plus valorisés. L'effet du secteur public apparaît souvent positif et significatif pour les femmes, tandis qu'il n'est pas significatif sur les salaires masculins. En Allemagne, l'effet de résider dans l'un des nouveaux *Länder* s'avère négatif et significatif (ce résultat est régulièrement obtenu dans de nombreux travaux sur l'Allemagne).

L'effet de sélection dans l'emploi n'apparaît significatif que dans trois pays : France, Allemagne et Italie. Cela n'est pas très étonnant, car chacun de ces pays présente au moins une spécificité institutionnelle qui peut s'interpréter en termes de caractéristiques inobservées des femmes sélectionnées dans l'emploi : en France, le congé parental et le système du quotient familial ; en Allemagne, le maintien d'une prévention à l'égard des mères qui travaillent, l'absence de systèmes de

gardes et le système de taxation (basée, pour les couples sur le revenu divisé par deux) ; et en Italie, la perte d'une allocation familiale lorsque la femme travaille. Tous ces facteurs concourent à retenir les femmes dont les perspectives de gains sont les plus faibles hors du marché du travail ; si l'on n'avait pas tenu compte, pour ces pays, de cet effet de sélection, on aurait alors sous-estimé le rendement des caractéristiques des femmes salariées, et donc, dans la décomposition, sur-estimé la part non expliquée.

2.2.2. Composition de l'écart des salaires

La proportion de l'écart salarial qui n'est pas expliqué par les caractéristiques des individus et des emplois occupés apparaît très variable selon les pays, allant de moins de 30 % au Danemark et en France à plus de 100 % au Portugal (graphique 5 ; le tableau détaillé de la décomposition figure en annexe III).

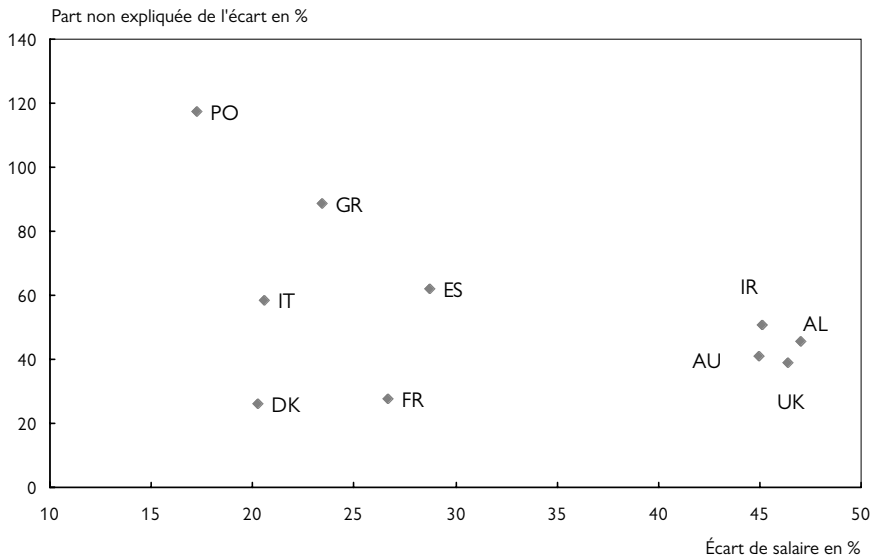
Une lecture de la part inexpliquée peut se faire en termes de discrimination ; isoler ce qui relève de la discrimination salariale pure est d'ailleurs l'objet central de ce type de décomposition. Dans cette optique, le tableau d'honneur placerait au premier rang le Danemark, la France en quasi *ex aequo*, puis dans cet ordre, le Royaume-Uni, l'Autriche, l'Allemagne et l'Irlande, puis l'Italie, l'Espagne, la Grèce et le Portugal.

Cette lecture serait toutefois réductrice, car elle ne tient pas compte de l'ampleur de l'écart. Or on observe qu'une forte proportion inexpliquée de l'écart n'est pas généralement associée à un fort écart des salaires des hommes et des femmes. En fait, le principal constat est ici de la grande diversité des combinaisons : par exemple, le Danemark et la France, les deux pays « vertueux » en termes de part inexpliquée se distinguent par une différence de plus de cinq points en termes d'écart salarial ; il en est de même, avec une part non expliquée plus forte et une différence un peu plus prononcée de l'écart salarial, de l'Espagne et l'Italie. Ainsi, du seul point de vue de l'écart des salaires, l'Italie est plus proche du Danemark que ne l'est la France. Par contre, le groupe constitué de l'Allemagne, l'Autriche, le Royaume-Uni et l'Irlande est assez homogène des deux points de vue ; le « gros » écart et la « petite » part inexpliquée signalent une relativement forte ségrégation dans les emplois ; on y reviendra.

Le cas du Portugal est un peu particulier, avec une part non expliquée supérieure à l'écart total ; cela suggère, bien sûr, que les caractéristiques productives des femmes salariées (part expliquée) sont en moyenne « supérieures » à celles des hommes (c'est d'ailleurs ce que confirment

les composantes expliquées, *infra.*). Une interprétation possible de ce fort décalage en faveur des femmes peut être qu'il s'agit, au moins en partie, d'un effet de la proportion élevée de l'emploi non salarié (graphique 1.b), qui peut drainer une part sensible des hommes les plus qualifiés ; tout se passerait alors comme si les mécanismes de la sélection dans l'emploi salarié étaient plus dépendants du partage salariat/non-salariat que de facteurs plus usuellement pris en compte. La difficulté ici est d'ordre méthodologique, car on ne dispose pas d'un modèle théorique qui permettrait de tester cette hypothèse.

5. La part inexpliquée et l'écart des salaires mensuels



Champ : salariés âgés de 25 à 55 ans effectuant au moins 15 heures hebdomadaires
 Source : Panel communautaire de ménages, vague 7, 2000.

Ce cas particulier permet de souligner la difficulté d'une interprétation trop rapide ; il rappelle en effet les limites de l'exercice, qui proviennent de la capacité à bien tenir compte d'une grande quantité de facteurs explicatifs objectifs. Ainsi, il est fort probable qu'en mesurant mieux les niveaux d'éducation (par exemple en tenant compte des filières de formation), ou les niveaux de qualification des emplois occupés, la part non expliquée serait plus faible. Cependant, il se pourrait bien qu'alors on débouche sur une interprétation en termes de ségrégation.

La part expliquée de l'écart salarial mesure l'effet sur les salaires de la différence des caractéristiques des hommes et des femmes salariés. L'analyse de sa composition permet de voir comment les différents

ensembles de facteurs qui déterminent les salaires (capital humain, horaires de travail, secteur/qualification et secteur public) contribuent à l'inégalité des salaires masculins et féminins ; ici, une composante négative signale une caractéristique plus favorable aux femmes qu'aux hommes.

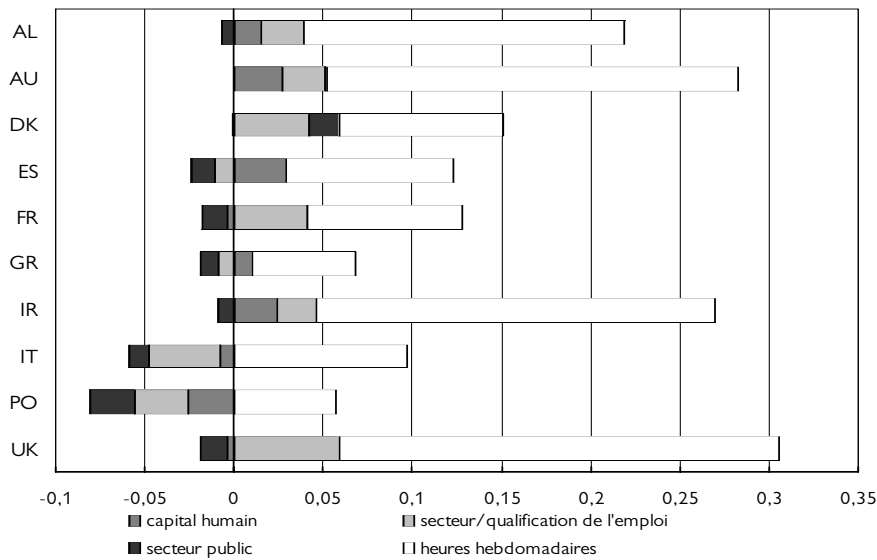
Évidemment, la différence la plus forte s'observe, en premier, pour l'une des caractéristiques des emplois occupés : le nombre d'heures de travail, nettement élevé pour les hommes que pour les femmes (graphique 4). Partout, ce facteur représente au moins la moitié de l'écart expliqué — sauf au Portugal. Les pays dans lesquels sa contribution est la plus forte sont l'Allemagne, l'Autriche, le Royaume-Uni et l'Irlande, ceux dans lesquels la part du travail à temps partiel parmi les femmes salariées est aussi la plus forte (graphique 1.b), qui sont aussi ceux dans lesquels l'inégalité salariale entre hommes et femmes est la plus prononcée.

On observe un autre effet quasi général, qui joue cette fois-ci en faveur des femmes, celui de l'emploi dans le secteur public, exception faite de l'Autriche où la composante est insignifiante, et du Danemark où elle joue en faveur des hommes.

Les autres composantes interviennent ensuite de façon très diverse d'un pays à l'autre. La part des écarts de salaire due aux différences de capital humain est en faveur des femmes, mais faible en France et au Royaume-Uni, un peu plus forte en Italie, et surtout, au Portugal. Elle est relativement élevée et en faveur des hommes en Allemagne, Autriche et Irlande, ainsi qu'en Espagne. On peut faire ici deux hypothèses : d'une part, cela pourrait manifester un effet, plus pénalisant que dans d'autres pays, des interruptions d'activité professionnelle liées à la maternité ; d'autre part, cela pourrait résulter, notamment en Espagne, d'un écart d'éducation et d'expérience au détriment des femmes les plus âgées de l'échantillon plus marqué que dans les autres pays, traduisant aussi un effet de génération.

Enfin, le secteur d'activité et la qualification des emplois occupés opposent nettement les pays du Nord, où les différences structurelles sont défavorables aux femmes, et les pays du Sud, où elles jouent au contraire en leur faveur. C'est ici une lecture en termes de ségrégation qui s'impose : d'un côté comme de l'autre, il y a des différences significatives dans les caractéristiques des emplois occupés par les femmes et par les hommes. Toutefois, dans les pays du Sud, on ne peut écarter l'hypothèse d'un effet de la sélection, du côté des hommes, dans l'emploi salarié vs. non salarié.

6. Composantes de la partie expliquée de l'écart de salaires mensuels



Champ : salariés âgés de 25 à 55 ans effectuant au moins 15 heures hebdomadaires
 Source : Panel communautaire de ménages, vague 7, 2000.

3. Conclusion

A l'issue de la comparaison, le constat dominant est d'une grande disparité, tant de l'amplitude des écarts des salaires mensuels des femmes et des hommes que de la composition de ces écarts : la part « non expliquée » apparaît très variable entre les pays, de même que la part des quatre composantes qui correspondent aux différences des caractéristiques productives des femmes et des hommes et à celles des emplois qu'elles ou ils occupent. Plus que les niveaux de chaque composante, c'est bien leur disparité qui doit retenir l'attention, car elle signifie que l'objectif commun de resserrer les écarts de salaires ne saurait être atteint par des moyens identiques dans tous les pays.

Il convient ici de noter également les limites des résultats présentés. En effet, une autre technique de décomposition, ou une autre méthode de prise en compte de la sélection dans l'emploi pourrait déboucher sur une autre mesure du niveau des composantes de l'écart des salaires. On notera également, parce que cela nous semble constituer une piste intéressante de développements futurs, le problème de la prise en compte de l'emploi non salarié ; on l'a perçu ici pour les pays du Sud (particulièrement le Portugal), mais il est sans doute de portée plus

vaste, notamment dans des pays où les chômeurs pourraient être incités à créer leurs entreprises, et également dans l'étude des créations de petites entreprises par les immigrants. Cette piste démarre néanmoins par de nombreux problèmes méthodologiques (Blanchflower, 2000).

Pour toutefois essayer de tirer quelques interprétations utiles par rapport à un objectif d'égalité des femmes et des hommes sur le marché du travail dans les pays de l'Union européenne, il nous semble possible de souligner les points suivants :

Le premier est qu'incontestablement, sans que cela ne constitue une grande surprise, l'inégalité du nombre d'heures de travail est un facteur crucial d'inégalité des salaires. C'est ici à la question des « choix » offerts aux femmes qu'il faut retourner. De différentes façons en effet, les femmes en couple et ayant de jeunes enfants sont désincitées de travailler, ou contraintes de ne travailler qu'à temps partiel : désincitations fiscales comme en Italie ou en Allemagne, et dans une moindre mesure, en France, désincitations directes du fait de la faiblesse de l'offre de systèmes de garde comme en Allemagne ou au Royaume-Uni, ou par les modalités du congé parental comme en France, pression sociale enfin, plus difficile à objectiver, mais mise en évidence dans de nombreux travaux. Quelques bémols sont toutefois à apporter, car la question des désincitations ne se pose sans doute pas de façon uniforme pour toutes les femmes : vraisemblablement en effet, l'inégalité des salaires hommes/femmes est d'ampleur variable, et surtout d'origine différente, selon la zone de la distribution des salaires. Cela appelle à des analyses complémentaires qui débouchent probablement sur des constats plus nuancés : ainsi, pour les femmes les plus qualifiées — et les mieux payées —, la question n'est sans doute pas de les inciter à travailler ou à travailler plus, mais se pose davantage en termes de « plafond de verre » (Albrecht et al., 2003).

Pour ce qui concerne les autres composantes de la part expliquée des écarts de salaire, il nous semble que l'écart des niveaux d'éducation n'est sans doute pas le fond du problème : dans la plupart des pays, les niveaux d'éducation des femmes sont en effet au moins comparables à ceux de hommes, et tendent sans doute à être de façon générale plus élevés pour les femmes des plus jeunes générations. Par contre, mais nos données ne permettaient pas de prendre en compte cette dimension, il y a sans doute à l'œuvre un effet du choix des filières de formation, et des orientations proposées aux jeunes filles et garçons. Ceci est à relier aux écarts, cette fois-ci plutôt défavorables aux salaires féminins, des secteurs d'activité et qualifications des emplois occupés, encore significativement l'objet d'une ségrégation ; notons qu'à côté des

facteurs objectifs qui peuvent expliquer cette différence des emplois féminins et masculins, il en est d'autres qui tiennent à des habitudes et des stéréotypes lents à évoluer.

En isolant le secteur public comme une composante spécifique, on a par ailleurs pu mettre en évidence qu'il est en général, même si c'est faiblement, plutôt favorable aux femmes. Il est difficile toutefois de recommander un développement d'emplois publics qui seraient réservés aux femmes... D'une part, cela se solderait par une ségrégation renforcée, et d'autre part, plus contextuellement, la tendance générale est à l'heure actuelle plutôt à la réduction des effectifs dans les secteurs publics. C'est donc du côté des conditions faites aux femmes dans le secteur privé qu'il faut regarder de plus près, en soulignant que, compte tenu de la façon encore dominante de partager les responsabilités familiales, offrir aux femmes des « conditions professionnelles égales » débouche sur des inégalités de fait entre femmes et hommes.

Pour finir, il nous semble important de ne pas oublier de regarder, justement, du côté des modalités de partage des responsabilités familiales au sein des couples ; il y a sans doute beaucoup à gagner sur un modèle marqué des rôles traditionnellement dévolus aux pères et aux mères. Cette évolution, elle aussi, peut être lente. On peut penser que des incitations en direction des hommes, en s'inspirant des modalités du congé parental dans les pays nordiques (comme en Suède, exemple bien connu mais que nous n'avons pu intégrer à cette étude, mais aussi au Danemark, lui pris en compte) pourrait doper cette évolution. Nous concluons en soulignant que de nombreux aspects de l'emploi et des salaires des femmes, des inégalités professionnelles entre femmes et hommes, et du partage des responsabilités familiales entre parents sont liés ; les « choix » des femmes en matière d'activité sont affectés par les opportunités d'emploi et les conditions auxquelles ils sont proposés : si les femmes sont cantonnées dans les emplois à bas salaires, cela peut être peu attractif par rapport à une allocation, ou lorsqu'il s'agit de mettre en balance un salaire supplémentaire et les coûts associés à l'emploi ; tout n'est donc pas déterminé du côté de la fiscalité et des systèmes de garde, mais dépend également de la possibilité d'occuper des emplois convenables.

On peut insister encore, par ailleurs, sur l'intérêt qu'il y a à ce que les femmes ne soient pas sous-employées, ni sous-payées, qu'il s'agisse d'autonomie financière tant vis-à-vis de leurs conjoints que vis-à-vis des systèmes sociaux, ou de valorisation des dépenses de formation du capital humain, mais aussi qu'il s'agisse, dans des contextes où la flexibilité est devenue le maître mot, de mieux pouvoir faire face à un risque

de perte d'emploi de l'un ou l'autre des conjoints, ou encore, tout simplement d'égalité des possibilités de réalisation des individus. Reste qu'une partie des dynamiques relève d'effets de type cercles vertueux, dans une endogénéité qui rappelle la classique question de la poule et de l'œuf : plus on se rapproche de l'égalité, plus elle apparaît « normale », moins les choix des femmes — comme ceux des hommes d'ailleurs — en matière d'acquisition de formation ou d'activité sont contraints par des facteurs qui les affectent inégalement, et plus les conditions institutionnelles à la fois favorisent et traduisent cette égalité. Mais dans les pays de l'Union européenne, sans même parler des tous derniers entrés, les freins comme les chemins sont divers.

Références bibliographiques

- AHN N. et P. MIRA, 2002 : « A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries », *Journal of Population Economics*, 15 : 667-682.
- ALBRECHT J.W., P.E. EDIN, M. SUNDSTRÖM et S.B. VROMAN, 1998 : « Career interruptions and subsequent earnings: a reexamination using Swedish data », *Journal of Human Resources*, Vol. 34 n° 2.
- ALBRECHT J.W., A. BJÖRKLUND et S. VROMAN, 2003 : « Is there a glass ceiling in Sweden? », *Journal of Labor Economics*, 21(1): 145-178.
- BEBLO M., D. BENINGER, A. HEINZE et F. LAISNEY, 2003 : *Methodological issues related to the analysis of gender gaps in employment, earnings and career progression*, Rapport pour la Commission européenne – DG Emploi et affaires sociales. http://europa.eu.int/comm/employment_social/employment_analysis/gender/gender_fin_rep.pdf
- BLANCHFLOWER D., 2000 : « Self-employment in OECD countries », *Labour Economics* 7(5) : 471-506.
- BLINDER A.S., 1973 : « Wage discrimination : reduced form and structural estimates », *The Journal of Human Resources* 8(4) : 436-455.
- COMMISSION EUROPÉENNE, 2003 : *Gender pay gaps in european labor markets — measurement, analysis and policy implications*, Commission Staff Working Paper n° SEC(2003)937. http://europa.eu.int/comm/employment_social/employment_analysis/gender/sec_03_937_en.pdf

- DEL BOCA D., 2002 : « Effect of child care and part-time opportunities on participation and fertility decisions in Italy », *Journal of Population Economics*, 15 : 549-573.
- EUROPEAN FOUNDATION FOR THE IMPROVEMENT OF WORKING AND LIVING CONDITIONS, 2003 : *Part-time work in Europe*, Eurofound, Dublin. <http://www.eurofound.eu.int/publications/files/EF0441EN.pdf>
- EUROSTAT, 1996 : *The European Community Household Panel — Volume 1 — Survey methodology and implementation*, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- HECKMAN J., 1979 : « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, 47(1) : 153-161.
- JONHSTON J. et J. DINARDO, 1997 : *Econometric methods*, 4th ed., McGraw Hill.
- JOURNAL of POPULATION ECONOMICS ed., 1996 : *Symposium on labour forces transitions of women in connection with childbirth*, *Journal of Population Economics* 9(3).
- LUCIFORA C. et D. MEURS, 2004 : « The public sector pay gap in France, Great-Britain and Italy », *IZA Discussion paper* n° 1041.
- MARUANI M., 2003 : *Travail et emploi des femmes*, Paris, La Découverte, coll. Repères.
- MEURS D. et S. PONTHEUX, 2000 : « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Économie et Statistique* 2000(337-38) : 135-158.
- MINCER J., 1974 : *Schooling, experience and earnings*, NY: Columbia University Press.
- NEUMAN S. et R.L. OAXACA, 1998 : « Estimating labour market discrimination with selectivity corrected wage equations: methodological considerations and an illustration from Israel », *CEPR Discussion Paper Series* n° 1915.
- OAXACA R.L., 1973 : « Male-female wage differentials in urban labor markets », *International Economic Review*, 14(3) : 693-709.
- OAXACA R.L. et M.R. RANSOM, 1994 : « On discrimination and the decomposition of wage differentials », *Journal of Econometrics*, 61(1) : 5-21.
- OAXACA R.L. et M.R. RANSOM, 1999 : « Identification in detailed wage decompositions », *The Review of Economics and Statistics*, 81 : 154-157.

SMITH N., S. DEX, J.D. VLASBOM et T. CALLAN, 2003 : « The effect of taxation on married women's labour supply across four countries », *Oxford Economic Papers* 55 : 417-439.

VELLA F., 1998 : « Estimating models with sample selection bias », *The Journal of Human Resources*, 33(1) : 127-169.

WILLIS R.G., 1986 : « Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earning functions », in O. ASHENFELTER et R. LAYARD (eds), *Handbook of labor Economics*, Volume I, pp. 525-602, Amsterdam : North-Holland.

ANNEXES

ANNEXE I. Estimation du modèle probit d'appartenance à la population des salariées

Variable	Allemagne	Autriche	Espagne	France
	Coeff. <i>Chi-2</i>	Coeff. <i>Chi-2</i>	Coeff. <i>Chi-2</i>	Coeff. <i>Chi-2</i>
Constante	-2,063	0,757	-0,070	-1,988
	5,191	0,399	0,007	5,328
âge	0,194	0,070	0,072	0,160
	16,630	1,387	3,344	13,446
âge ²	-0,002	-0,001	-0,001	-0,002
	16,900	3,350	6,532	14,673
<i>Niveau de diplôme</i>				
au plus 1 ^{er} cycle du secondaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2 ^e cycle du secondaire	0,348	0,469	0,522	0,534
	13,346	22,649	43,576	49,021
diplôme du supérieur	1,003	0,943	1,332	1,148
	54,726	26,533	289,178	142,225
<i>Classe familiale (cf. tableau 3)</i>				
classe 1	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
classe 2	-1,056	-0,688	-0,437	-0,145
	21,276	7,163	7,478	0,605
classe 3	0,241	-0,370	-0,411	-0,192
	1,041	1,731	4,156	1,300
classe 4	-1,055	-1,228	-1,154	-0,745
	17,233	14,423	29,986	17,945
classe 5	-0,738	-1,272	-1,161	-0,445
	8,647	18,713	29,148	5,688
classe 6	-0,007	-0,824	-0,776	-0,327
	0,001	8,419	13,969	3,657
classe 7	-0,859	-1,456	-0,919	-1,066
	10,963	22,979	18,119	36,223
mariée	-0,830	-0,333	-0,480	-0,170
	28,823	3,323	8,045	2,850
revenu du ménage (*1000) (hors éventuel salaire féminin)	-0,024	0,000	-0,008	-0,015
	78,974	0,001	21,377	42,594
nationalité du pays	0,291	0,168	0,088	0,487
	8,300	0,783	0,065	10,191
Log-vraisemblance	-888,9	-558,2	-1215,4	-1011,6
N	2359	1130	2461	2257
dont salariées	537	305	1180	529

ANNEXE I. Estimation du modèle probit d'appartenance à la population des salariées (suite)

Variable	Grèce	Irlande	Italie	Portugal	Roy.-Uni
	Coeff. <i>Chi-2</i>	Coeff. <i>Chi-2</i>	Coeff. <i>Chi-2</i>	Coeff. <i>Chi-2</i>	Coeff. <i>Chi-2</i>
Constante	-2,402 6,390	-1,688 2,073	-2,521 10,265	-0,811 0,839	-1,304 2,454
âge	0,126 7,609	0,156 7,320	0,115 10,538	0,121 7,582	0,137 10,551
âge ²	-0,002 9,367	-0,002 8,772	-0,001 10,839	-0,002 13,598	-0,002 9,567
<i>Niveau de diplôme</i>					
au plus 1 ^{er} cycle du secondaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2 ^e cycle du secondaire	0,700 72,307	0,557 32,051	0,948 284,915	0,963 51,418	0,343 17,783
diplôme du supérieur	1,707 224,168	1,267 72,468	1,838 269,586	1,805 81,244	0,448 20,901
<i>Classe familiale (cf. tableau 3)</i>					
classe 1	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
classe 2	-0,373 3,586	-0,923 17,074	-0,880 27,021	0,160 0,775	-1,619 62,114
classe 3	-0,521 1,527	-0,286 0,644	-0,263 1,681	-0,017 0,005	-0,367 2,882
classe 4	-0,809 3,326	-0,706 4,243	-0,741 12,643	-0,360 2,019	-1,496 43,980
classe 5	-0,717 2,665	-0,860 5,769	-0,819 14,887	-0,399 2,424	-1,391 38,973
classe 6	-0,499 1,326	-0,674 3,745	-0,662 10,442	-0,208 0,736	-0,923 17,656
classe 7	-0,657 2,230	-1,018 9,062	-0,816 14,384	-0,797 9,992	-1,708 58,089
mariée	-0,509 1,512	-0,453 2,626	-0,708 16,083	-0,153 0,578	-0,211 3,733
revenu du ménage (*1000) (hors éventuel salaire féminin)	-0,018 27,939	-0,006 3,332	-0,012 35,272	-0,011 10,611	-0,005 7,562
nationalité du pays	0,673 3,901	0,057 0,034	1,491 17,138	0,392 3,618	0,479 7,530
Log-vraisemblance	-866,4	-524,3	-1534,6	-900,8	-933,1
N	1645	975	3069	2044	2092
dont salariées	892	364	1468	531	453

Nous rappelons que la question de la sélection dans l'emploi salarié ne se posant pas pour le Danemark, ce pays n'apparaît pas dans le tableau ci-dessus.

Champ : femmes salariées ou inactives, âgées de 25 à 55 ans.

Source : Panel Communautaire de Ménages, vague 7, 2000.

ANNEXE II. Estimation des équations de gain

Variable	Allemagne(1)		Autriche		Danemark		Espagne		France	
	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H
	Coeff.	t Value	Coeff.	t Value	Coeff.	t Value	Coeff.	t Value	Coeff.	t Value
libellé										
constante	3,842	5,037	3,503	4,420	4,472	4,723	4,062	5,286	4,472	4,943
	30,13	33,98	21,91	21,28	33,5	21,17	28,44	32,26	32,88	31,41
educ2	-0,014	0,039	0,097	0,070	0,056	0,079	0,065	0,124	0,027	0,061
diplôme 2ème cycle secondaire	-0,47	1,71	3,05	2,69	2,31	2,81	2,14	6,14	0,95	3,12
educ3	0,050	0,196	0,174	0,310	0,126	0,130	0,134	0,176	0,098	0,260
diplôme supérieur	1,29	7,04	3,52	7,64	4,47	3,7	3,47	8,01	2,67	10,03
exper	0,006	0,012	0,020	0,011	0,005	0,014	0,015	0,014	0,000	0,009
exper2>(*1000)	1,85	4,55	3,72	2,92	1,32	2,86	4,32	4,67	-0,29	5,43
carré de l'expérience	-0,117	-0,221	-0,408	-0,133	-0,100	-0,239	-0,310	-0,173	0,049	-0,077
nbenf	-1,8	-4,03	-3,33	-1,76	-1,23	-2,35	-3,58	-2,5	1,79	-2,93
nombre d'enfants	-0,006	0,059	-0,046	0,006	0,007	-0,005	0,007	0,020	0,034	0,023
sen0	-0,6	9,04	-3	0,77	1,02	-0,55	0,61	2,45	3,56	3,31
ancienneté < 1 an	-0,233	-0,138	-0,118	-0,031	0,053	-0,268	-0,347	-0,289	-0,291	-0,107
sen1	-6,59	-4,53	-2,37	-0,63	0,99	-3,04	-7,7	-6,83	-8,11	-2,44
ancienneté de 1 à <3 ans	-0,231	-0,231	-0,192	-0,107	-0,089	-0,036	-0,300	-0,224	-0,371	-0,326
sen2	-9,04	-11,5	-6	-4,46	-4,66	-1,39	-10,4	-10,7	-13,7	-14
ancienneté de 3 à <7 ans	-0,158	-0,113	-0,104	-0,085	-0,040	0,012	-0,159	-0,146	-0,200	-0,162
sen3	-6,35	-5,83	-3,31	-3,64	-2,12	0,53	-4,97	-6,37	-7,5	-7,12
ancienneté de 7 à <10 ans	-0,080	-0,051	-0,083	-0,033	0,005	0,055	-0,101	-0,084	-0,164	-0,106
référence: 10 ans et plus	-2,86	-2,34	-2,48	-1,27	0,19	1,73	-2,96	-3,03	-5,85	-4,28
cs1	0,447	0,276	0,419	0,413	0,246	0,222	0,662	0,558	0,620	0,540
cadres	12,32	11,49	8,4	13,53	7,59	7,09	16,75	19,09	15,77	18,77
cs2	0,272	0,196	0,358	0,286	0,183	0,144	0,348	0,246	0,456	0,226
professions intermédiaires	8,84	8,18	8,49	10,17	6,19	4,73	8,26	8,97	13,21	9,09
cs3	0,179	0,098	0,221	0,174	0,066	-0,062	0,252	0,153	0,235	0,075
employés administratifs	6,17	3,5	5,84	5,65	2,23	-1,53	7,18	4,94	7,65	2,36

cs4	0,034	0,018	0,069	0,098	0,035	-0,002	0,169	0,084	0,120	0,084
employés commerce	1,07	0,56	1,78	2,81	1,74	-0,05	5,09	2,84	3,65	2,4
cs5	0,019	0,043	0,035	0,082	0,080	-0,003	0,042	0,045	0,130	0,024
ouvriers qualifiés	0,43	2,3	0,58	3,39	1,37	-0,1	0,86	2,27	1,93	1,04
référence: ouvriers Non qualifiés										
ind1	-	-	-0,150	-0,157	-0,153	0,161	0,023	-0,159	-0,136	-0,046
agriculture	-	-	1,31	2,43	1,77	2,78	0,32	3,94	1,24	-0,71
ind2	-	-	0,011	0,070	-0,009	0,100	0,144	0,152	0,085	0,225
industrie	-	-	0,28	2,31	-0,32	3,08	3,71	5,25	2,69	8,42
ind3	-	-	0,087	0,078	-0,096	0,100	-0,059	0,148	0,111	0,114
construction	-	-	1,25	2,21	-1,82	2,54	-0,76	4,61	1,36	3,23
ind4	-	-	-0,003	0,031	-0,088	0,008	0,008	0,001	-0,033	0,105
commerce	-	-	-0,08	0,88	-3,15	0,21	0,26	0,05	-1,18	3,54
ind5	-	-	0,085	0,075	0,038	0,126	0,168	0,175	0,112	0,188
communic.,finance,immobilier	-	-	2,11	2,73	1,6	4,25	5,48	6,17	4,49	7,6
référence:autres services										
land	-0,198	-0,307	-	-	-	-	-	-	-	-
nouveau Land	-9,87	-19,6	-	-	-	-	-	-	-	-
sect1	0,071	0,055	0,028	-0,041	-0,068	-0,040	0,184	0,044	0,093	0,114
secteur public	3,84	3,13	0,91	1,64	-3,53	-1,5	7	1,74	4,26	4,99
lhh	0,847	0,561	0,851	0,655	0,702	0,608	0,680	0,397	0,663	0,509
heures hebdomadaires (log)	28,13	14,46	23,74	12,2	20,13	10,5	18,61	9,08	18,65	11,99
imr	-0,168	0	0,044	0	0	0	-0,019	0	-0,256	0
IMR	-4,21	0,61	0,61	0	0	0	-0,52	0	-5,09	0
N obs	1745	2380	789	1045	655	680	1237	1938	1588	1734
R2 ajusté	0,551	0,415	0,649	0,41	0,576	0,407	0,645	0,489	0,558	0,57

(1) Pour l'Allemagne, il n'a pas été possible de tenir compte du secteur d'activité, l'information étant manquante dans la source.

ANNEXE II. Estimation des équations de gain (suite)

Variable libellé	Grèce		Irlande		Italie		Portugal		Royaume-Uni	
	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H
constante	4,260 21,91	4,360 23,23	3,759 22,98	4,312 17,39	4,694 43,38	4,510 36,46	3,796 25,81	4,612 20,4	3,557 30,02	4,084 24,83
educ2	0,111	0,136	0,096	0,051	0,002	0,074	0,154	0,142	0,034	0,052
diplôme 2ème cycle secondaire	2,7	5,42	2,56	1,68	0,08	5,01	5,21	5,05	1,33	2,12
educ3	0,358	0,312	0,325	0,227	0,141	0,289	0,536	0,538	0,138	0,170
diplôme supérieur	6,07	9,01	5,69	5,45	4,22	11,46	13,6	11,95	4,2	5,69
exper	0,012	0,025	0,005	0,026	0,009	0,017	0,020	0,028	0,013	0,018
expérience	2,58	5,48	1,01	4,31	3,07	7	5,97	7,42	4,18	5,82
exper2>(*1000)	-0,207	-0,338	-0,150	-0,435	-0,143	-0,273	-0,386	-0,512	-0,264	-0,287
carré de l'expérience	-1,63	-3,15	-1,17	-3,12	-1,9	-4,56	-4,73	-6,05	-4,26	-4,3
nbenf	0,043	0,047	-0,012	0,031	0,013	0,038	-0,005	-0,001	-0,022	0,023
nombre d'enfants	3,4	4,28	-0,99	3,17	1,41	5,62	-0,57	-0,09	-1,84	2,8
sen0	-0,245	-0,143	-0,334	-0,125	-0,061	-0,052	-0,141	-0,092	-0,040	0,050
ancienneté < 1an	-3,76	-2,25	-5,8	-1,46	-2,34	-2	-3,76	-1,87	-1,07	1,53
sen1	-0,253	-0,157	-0,303	-0,138	-0,122	-0,117	-0,184	-0,095	-0,011	0,052
ancienneté de 1 à <3 ans	-6,86	-5,22	-9,32	-3,8	-5,48	-6,48	-7,27	-3,84	-0,3	1,58
sen2	-0,100	-0,107	-0,149	-0,134	-0,059	-0,089	-0,143	-0,050	-0,009	0,061
ancienneté de 3 à <7 ans	-2,75	-3,78	-4,26	-3,45	-2,75	-5,13	-5,85	-2	-0,25	1,87
sen3	-0,062	-0,073	-0,093	-0,120	-0,022	-0,017	-0,057	-0,042	0,006	0,071
ancienneté de 7 à <10 ans	-1,5	-2,02	-2,19	-2,69	-0,95	-0,83	-2,23	-1,52	0,13	1,73
référence: 10 ans et plus										
cs1	0,405	0,216	0,329	0,365	0,374	0,332	0,559	0,479	0,557	0,472
cadres	7,64	5,73	6,7	8,5	11,93	12,1	14,43	10,39	15,54	18,22
cs2	0,160	0,202	0,159	0,253	0,262	0,153	0,476	0,360	0,460	0,370
professions intermédiaires	3,06	4,75	3,19	5,28	8,73	7,03	13,64	9,38	12,37	10,72
cs3	0,182	0,013	0,053	0,098	0,170	0,093	0,279	0,217	0,263	0,074
employés administratifs	4,03	0,37	1,18	1,86	6,56	4,79	9,75	6,37	7,67	2,14

cs4	0,123	0,052	-0,001	0,182	0,044	0,068	0,064	0,146	0,113	0,075
employés commerce	2,57	1,42	-0,01	3,42	1,42	2,81	2,42	4,51	3,09	1,86
cs5	-0,007	-0,075	0,092	0,124	0,039	-0,009	-0,111	0,045	0,203	0,182
ouvriers qualifiés	-0,12	-2,47	0,99	3,27	1,27	-0,52	-3,4	2,07	3,03	6,4
référence: ouvriers Non qualifiés										
ind1	0,019	-0,318	0,446	-0,430	-0,177	-0,130	-0,048	-0,150	-0,065	-0,147
agriculture	0,15	-3,82	1,67	-6,05	-3,41	-3,94	-0,92	-2,98	-0,45	-1,75
ind2	0,153	0,077	0,083	0,099	0,055	0,052	0,056	0,091	0,058	0,094
industrie	3,19	2,27	1,87	2,15	2,14	2,62	1,87	2,39	1,64	2,63
ind3	0,035	0,046	0,097	0,170	0,033	0,019	0,113	0,040	0,081	0,087
construction	0,3	1,06	0,72	3,2	0,39	0,72	1,44	1,03	0,9	2,01
ind4	0,111	-0,022	-0,001	-0,109	0,055	-0,023	0,063	0,011	-0,140	-0,086
commerce	2,75	-0,59	-0,04	-2,02	1,99	-0,94	2,35	0,27	-4,82	-2,27
ind5	0,146	0,158	0,074	0,084	0,088	0,101	0,135	0,241	0,051	0,134
communic.,finance,immobilier	3,84	4,95	2,08	2,07	3,66	5,26	4,39	6,58	1,83	4,05
référence:autres services										
land	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
nouveau Land										
sect1	0,213	0,106	0,233	0,165	0,142	0,032	0,211	0,132	0,083	0,066
secteur public	6,82	3,87	7,27	4,37	7,46	1,88	9,21	3,92	3,4	2,05
lhh	0,512	0,547	0,858	0,664	0,538	0,606	0,599	0,405	0,843	0,708
heures hebdomadaires (log)	10,5	11,24	23,23	10,74	19,68	18,5	15,04	6,71	31,36	17,11
imr	0,035	0	0,079	0	-0,090	0	0,015	0	0,010	0
IMR	0,78	1,01	1,01	0	-3,55	0	0,32	0	0,18	0
N obs	717	1055	571	655	1416	2052	1464	1732	1537	1553
R2 ajusté	0,538	0,48	0,765	0,502	0,481	0,43	0,712	0,44	0,657	0,415

Champ : salariés âgés de 25 à 55 ans effectuant au moins 15 heures hebdomadaires.

Variable dépendante : logarithme des salaires mensuels.

Source : Panel Communautaire de Ménages, vague 7, 2000.

ANNEXE III. Mesure des composantes de l'écart des salaires mensuels entre hommes et femmes

Pays	Écart non expliqué				Écart expliqué						Sélection		Écart total	
	Total	Avantage hommes		Désavantage femmes		Total	Capital humain	Horaires		Secteur/ qualification	Emploi public	valeur écart-type		valeur écart-type
		dont	valeur écart-type	valeur écart-type	valeur écart-type			valeur écart-type	valeur écart-type					
Allemagne	0,214	0,047 0,009	0,167 0,016		0,211	0,015 0,001	0,180 0,005	0,024 0,005	-0,008 0,002			0,045 0,021	0,470	
Autriche	0,184	0,021 0,011	0,163 0,032		0,282	0,027 0,004	0,231 0,008	0,024 0,008	0,001 0,002			-0,017 0,044	0,449	
Danemark	0,053	0,026 0,011	0,027 0,009		0,150	-0,001 0,002	0,092 0,004	0,041 0,007	0,017 0,005			0,000	0,202	
Espagne	0,178	0,025 0,010	0,153 0,023		0,099	0,029 0,004	0,093 0,004	-0,011 0,006	-0,013 0,002			0,010 0,027	0,287	
France	0,074	0,018 0,010	0,056 0,020		0,109	-0,004 0,002	0,086 0,004	0,041 0,007	-0,013 0,002			0,083 0,029	0,267	
Grèce	0,207	0,018 0,013	0,189 0,033		0,049	0,010 0,005	0,058 0,004	-0,009 0,006	-0,010 0,001			-0,023 0,036	0,233	
Irlande	0,229	0,013 0,016	0,216 0,043		0,260	0,023 0,005	0,224 0,009	0,022 0,010	-0,009 0,001			-0,039 0,055	0,451	
Italie	0,120	0,021 0,008	0,100 0,016		0,038	-0,008 0,002	0,097 0,003	-0,040 0,005	-0,011 0,002			0,048 0,018	0,206	
Portugal	0,202	0,038 0,011	0,165 0,019		-0,025	-0,026 0,004	0,057 0,003	-0,030 0,007	-0,025 0,002			-0,005 0,027	0,172	
Royaume-Uni	0,181	0,030 0,011	0,152 0,022		0,286	-0,004 0,002	0,247 0,006	0,058 0,008	-0,015 0,004			-0,003 0,032	0,464	

Champ : salariés âgés de 25 à 55 ans effectuant au moins 15 heures hebdomadaires.
Source : Panel Communautaire de Ménages, vague 7, 2000.