

L'inégalité des revenus d'activité et les niveaux de vie des femmes et des hommes - Une comparaison entre cinq pays de l'Union européenne

Sophie Ponthieux *

À la fin des années 2000, les femmes demeurent moins souvent actives que les hommes, celles qui sont en emploi travaillent plus souvent à temps partiel, et celles qui travaillent à temps complet ont en moyenne des salaires plus bas. Il en résulte une forte inégalité des revenus d'activité entre les femmes et les hommes qui n'est pas reflétée par les niveaux de vie. L'article analyse les facteurs de l'écart des revenus annuels d'activité entre les femmes et les hommes d'âge actif vivant seul(e)s ou en couple, puis la séquence qui va de leurs revenus d'activité à leurs niveaux de vie. Cinq pays de l'Union Européenne sont comparés à partir des données européennes *EU-Silc* : l'Allemagne, la France, l'Italie, la Suède et le Royaume-Uni.

Dans ces cinq pays, l'inégalité économique entre les femmes et les hommes est considérable : l'écart des revenus d'activité va d'un minimum d'environ 27 % en Suède à près de 50 % en Allemagne et au Royaume-Uni. L'analyse de ces écarts par une décomposition comptable montre que la contribution des trois principaux facteurs d'inégalité économique entre les femmes et les hommes – inactivité, travail à temps partiel et écart des salaires dans l'emploi à temps complet – est très variable d'un pays à l'autre.

Les écarts de niveaux de vie sont très inférieurs à ceux des revenus d'activité : quasi-inexistant en Suède, l'écart culmine à 9 % au Royaume-Uni. Un examen par étapes de la séquence allant des revenus d'activité au niveau de vie permet de mettre en évidence l'effet asymétrique, pour les femmes et pour les hommes, des hypothèses de mise en commun des revenus et de partage égal au sein des ménages, qui résulte en une quasi égalité des niveaux de vie. L'article conclut par une brève discussion des enjeux de la mesure d'inégalité entre les femmes et les hommes.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

* Insee, DSDS, division Conditions de vie des ménages.

L'auteure remercie deux rapporteurs anonymes et Jérôme Accardo (Insee), Fran Bennett (Université d'Oxford) et Fabrice Lengart (Insee) pour leurs commentaires sur une version préliminaire de cet article, ainsi que Malik Koubi (Insee), auteur du programme de décomposition de l'indice de Gini utilisé dans l'article.

Les études sur l'inégalité économique entre les femmes et les hommes rappellent régulièrement que, malgré les avancées remarquables des dernières décennies, les femmes demeurent moins actives que les hommes, qu'elles occupent plus souvent des emplois à bas salaire ou à temps partiel et que l'écart des salaires reste substantiel (OCDE, 2012 ; Cipollone *et al.*, 2012 ; Commission européenne, 2010). Ces décalages, s'ils se traduisent par une inégalité des revenus de l'activité économique qui demeure notable, ne se reflètent cependant pas par une inégalité d'ampleur comparable des niveaux de vie : par exemple, en France en 2008, l'écart entre les revenus d'activité (salaires, bénéfices des travailleurs indépendants et indemnités de chômage) des femmes et des hommes¹ est de l'ordre de 36,5 %, et l'écart des niveaux de vie n'est que de 3,4 %.

Cette énorme différence d'ampleur de l'inégalité n'est en rien mystérieuse : elle résulte du fait que le revenu d'activité est mesuré pour des individus tandis que le niveau de vie est mesuré, selon la méthodologie standard, sur la base de variables de niveau ménage, sous l'hypothèse de mise en commun de tous les revenus et d'égalité au sein du ménage. Le lien qui va du revenu d'activité d'une personne à son niveau de vie n'est donc pas direct, mais dépend aussi des caractéristiques de son ménage (présence d'autres personnes, présence de personnes sans revenu), des revenus hors travail, notamment les revenus du patrimoine, reçus dans le ménage et de la redistribution opérée par les prélèvements obligatoires et les revenus sociaux – elle-même en grande partie liée aux caractéristiques du ménage. Le niveau de vie d'un individu peut ainsi s'écarter notablement, à la baisse comme à la hausse, de son revenu d'activité, comme le montrent régulièrement les études qui décrivent les étapes allant du salaire au niveau de vie des salariés (Baudelot et Choquet, 1981 ; Lapinte et Vanovermeir, 2009).

La différence entre les notions de revenu du travail et de niveau de vie a été particulièrement analysée dans le cadre des travaux sur la pauvreté ; déjà Rowntree (1901 [2000]), dans son étude sur la pauvreté, distinguait dans les causes de pauvreté les revenus du travail trop bas et les charges de famille, montrant que des travailleurs dont les revenus seraient suffisants pour eux-mêmes pouvaient connaître des épisodes de pauvreté dans certaines phases de leur cycle de vie, notamment celle où ils ont des enfants à charge et une femme qui ne peut pas travailler. Plus près de nous, c'est essentiellement le rôle protecteur du ménage pour ses membres sans revenu ou avec de faibles

revenus qui a été étudié. Un ensemble de travaux examine ainsi comment des individus faiblement insérés dans l'emploi ou ayant des bas salaires échappent à la pauvreté (Laïb, 2006, Favrat *et al.*, 2012, pour la France ; Gardiner et Millar, 2006, pour le Royaume-Uni), ou s'intéressent au faible recouvrement entre bas salaires et pauvreté (Marx et Nolan, 2012 ; Gregg et Wadsworth, 2005 ; Marx et Verbist, 1998). Les études sur les travailleurs pauvres – quand elles distinguent les femmes et les hommes – ont également mis en évidence que le risque de pauvreté en emploi tend à être plus faible pour les femmes dans la plupart des pays (Peña-Casas et Ghailani, 2011 ; Ponthieux, 2010 ; Eurofound, 2010a ; Andress et Lohman, 2008), constat difficile à réconcilier avec celui de la forte surreprésentation des femmes dans le bas de la distribution des revenus du travail. D'autres études confirment également le rôle crucial des configurations familiales sur le lien entre revenus d'activité et niveau de vie (Allègre, 2011 ; Kenworthy, 2008 ; Laïb, 2007). Ces travaux illustrent aussi la complexité de la relation entre l'activité économique des individus et leur niveau de vie.

On propose dans cet article d'analyser les principaux facteurs de l'inégalité des revenus d'activité entre les femmes et les hommes, puis d'examiner comment cette inégalité disparaît dans la séquence qui va des revenus d'activité au niveau de vie. La démarche s'inscrit dans la perspective méthodologique des travaux qui viennent d'être évoqués, en y ajoutant une dimension de genre, qui permet de mettre en évidence l'effet différencié des configurations familiales pour les femmes et pour les hommes et son lien avec la division du travail entre les sexes.

Cinq pays sont comparés : l'Allemagne, la France, l'Italie, la Suède et le Royaume-Uni. Le choix de ces pays a reposé sur deux objectifs² : le premier était de comparer des pays suffisamment divers – ici, en termes de caractéristiques sociales et institutionnelles susceptibles d'affecter l'inégalité économique entre les femmes et les hommes – mais de se limiter à un petit nombre de pays pour que les résultats restent lisibles ; il était donc exclu de considérer les 27 États-membres de l'Union européenne. Le second était de retenir des pays représentatifs des modèles dérivés de la typologie des États-providence proposée par Esping-Andersen (1990, 1999). Cette typologie

1. Ces écarts sont mesurés parmi les personnes âgées de 20 à 59 ans ni étudiantes ni retraitées.

2. Et un critère pragmatique : disposer d'échantillons nationaux de taille suffisante pour pouvoir décrire correctement la population d'intérêt.

distingue trois modèles définis par l'articulation entre marché, famille et protection sociale : un modèle conservateur, caractérisé par des droits sociaux attachés à l'emploi (Allemagne, France, Italie) ; un modèle social-démocrate avec une forte redistribution par l'impôt et des droits universels citoyens (Suède) ; un modèle libéral centré sur la régulation par le marché et une protection sociale résiduelle, réduite à l'assistance (Royaume-Uni). Critiquée pour l'absence de prise en compte d'une dimension de genre et la référence implicite au modèle familial du « *male breadwinner* » (Lewis, 1992, 1999 ; Orloff, 1993), la typologie initiale a donné lieu à diverses déclinaisons tenant compte de différentes formes de solidarité familiale au Nord et au Sud, des politiques publiques qui facilitent plus ou moins l'emploi des femmes, ou encore du lien entre secteur public et accès des femmes à l'emploi (Gauthier, 1996 ; Gornick, Meyers et Ross, 1997 ; Gornick et Jäntti, 2010 ; Thévenon, 2006 ; Del Bocca *et al.*, 2008 ; Eurofound, 2010b ; Gornick et Jacobs, 1998). Ces travaux ont conduit en particulier à différencier les pays du modèle conservateur suivant l'étendue des solidarités familiales ce qui, dans l'échantillon de pays étudiés ici, isole l'Italie de la France et de l'Allemagne, et selon l'articulation travail/famille, qui différencie la France de l'Allemagne avec un régime *a priori* plus favorable aux femmes en France.

L'analyse empirique est basée sur la source européenne *EU-Silc*³ (voir encadré 1). Les revenus annuels et l'activité économique étudiés correspondent à l'année 2008⁴. Le choix de cette année permet d'éviter l'essentiel des effets de la crise, les marchés du travail et les revenus d'activité étant demeurés encore relativement peu affectés en Europe cette année là. La population étudiée, appelée « population de référence » ensuite, est celle des individus âgés de 20 à 59 ans, ayant terminé leur éducation initiale et n'étant pas à la retraite ; afin de ne pas compliquer excessivement l'analyse en démultipliant les configurations familiales, seules les personnes vivant seules ou en couple, dans les deux cas avec ou sans enfant dépendant, sont étudiées⁵.

Panorama de l'inégalité économique entre les femmes et les hommes

L'inégalité économique entre les femmes et les hommes est entendue ici comme une inégalité des ressources provenant de la partici-

pation au travail marchand ; ces ressources sont mesurées par le revenu d'activité. La notion de revenu d'activité mise en œuvre est une extension de la notion de revenu salarial annuel développé depuis quelques années à l'Insee (Aeberhardt *et al.*, 2007). Le recours à cette notion visait à pallier une limite des études sur la dispersion des salaires : menées le plus souvent sur la base des salaires horaires, elles ne permettent en effet pas de prendre en compte la dispersion liée aux volumes d'emploi, notamment du fait des risques de perte d'emploi. L'extension à laquelle on procède par rapport au revenu salarial consiste à prendre en compte aussi les autres revenus issus de la participation à l'emploi : d'une part les revenus des activités indépendantes, d'autre part les indemnités de chômage. Le revenu d'activité est donc défini ici comme la somme totale brute⁶ des salaires (y compris ceux d'un éventuel emploi secondaire, les primes et autres éléments complémentaires au salaire de base, ainsi que les indemnités journalières de maladie), des bénéfices des activités indépendantes et des indemnités de chômage, perçus par une personne au cours d'une année. Son intérêt est qu'il permet de prendre en compte l'ensemble de la population de référence, que les personnes perçoivent ou non un revenu d'activité ; c'est donc un indicateur particulièrement pertinent pour analyser l'inégalité entre les femmes et les hommes puisqu'il combine l'effet des différences de taux d'activité, de part de l'emploi à temps complet et de niveau des salaires. Le recours aux calendriers d'activité de la période de référence – correspondante à celle pour laquelle les revenus sont mesurés – permet de mettre en parallèle les écarts d'activité économique entre les femmes et les hommes. Ces calendriers indiquent, mois par mois, le statut d'activité et le statut d'occupation principal⁷ : emploi salarié ou non salarié, à temps complet ou à temps partiel, chômage.

3. Pour des raisons légales, les données allemandes ne sont pas disponibles dans les instituts de statistique, mais seulement dans le cadre de conventions spécifiques avec Eurostat (pour cette recherche : contrat EU-Silc/2012/37 05-07-2012). Ce contrat impose de mentionner que les résultats et analyses basés sur ces données n'engagent aucunement la responsabilité d'Eurostat.

4. L'enquête est celle de 2009, sauf pour le Royaume-Uni où il s'agit de l'enquête 2008 – voir encadré 1.

5. D'autres critères, destinés à assurer la comparabilité entre les individus, la cohérence entre les revenus et l'activité au niveau individuel et la cohérence entre les revenus des individus et ceux de leur ménage ont été appliqués. Ces points sont détaillés dans l'annexe A1.

6. Sauf pour la France, où les montants sont nets de cotisations sociales.

7. Lorsque les personnes ont connu plusieurs situations au cours d'un même mois, c'est la situation dans laquelle elles ont passé le plus de temps qui est reportée. La distinction entre temps complet et temps partiel est faite par les enquêtés et non sur la base d'un nombre d'heures hebdomadaires.

Dans les cinq pays étudiés, l'inégalité économique entre les femmes et les hommes de la population de référence est conséquente : l'écart⁸ des revenus d'activité annuels va d'un minimum d'environ 26 % en Suède à près de 49 % au Royaume-Uni ou en Allemagne (graphique I). Une part non négligeable de cette inégalité provient des écarts de « quantité » d'emploi : les femmes cumulent moins de mois d'emploi du fait d'une moindre participation à l'activité économique et, parmi celles qui y participent, les mois d'emploi sont, plus souvent que pour les hommes, des mois à temps partiel. L'écart est ainsi nettement inférieur – Suède exceptée – si l'on exclut du calcul les femmes et les hommes qui n'ont eu aucune activité économique, donc aucun revenu

d'activité⁹, au cours de la période de référence ; il est beaucoup plus faible si l'on restreint le champ aux seules personnes ayant occupé un emploi toute l'année et encore plus si l'on restreint aux seuls salariés à temps complet.

8. L'écart est calculé, ici comme dans tout l'article, comme la différence entre les revenus des hommes et ceux des femmes rapportée au revenu des hommes.

9. La cohérence entre l'absence totale de mois d'activité et l'absence de tout revenu d'activité n'est pas parfaite. Il ne s'agit pas nécessairement d'une anomalie : des revenus peuvent en effet être perçus avec retard, ou venir d'une activité marginale (par exemple quelques heures de travail occasionnelles) que les calendriers ne permettent pas d'identifier. Mais il peut aussi s'agir d'erreurs : d'une part, les personnes interrogées sur leur activité de l'année passée peuvent avoir oublié une situation marginale ; d'autre part, il se peut que le répondant ne soit pas la personne elle-même. Ces situations, qui n'ont qu'un effet négligeable sur l'écart des revenus d'activité moyens entre les femmes et les hommes, n'ont pas été écartées.

Encadré 1

EU-Silc

EU-Silc (European union statistics on income and living conditions) est depuis 2004 la source de référence pour l'établissement de statistiques comparatives sur les revenus et les conditions de vie matérielles dans les États membres et pour le calcul des indicateurs destinés au suivi des objectifs européens de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale. Le dispositif permet de disposer de variables harmonisées sur les revenus d'activité annuels des individus et leur activité économique à partir d'un calendrier rétrospectif qui couvre mois par mois la période des revenus. Il fournit aussi les revenus et la composition démographique des ménages pour l'ensemble des pays de l'Union européenne ; c'est la seule source européenne regroupant ces diverses catégories d'information, ce qui en fait un outil précieux.

Elle n'est cependant pas exempte de défauts qui peuvent occasionner des difficultés dans les travaux comparatifs (Iacovou *et al.*, 2012 ; Wolff *et al.*, 2010 ; Verma et Betti, 2010).

- Les données ne sont pas recueillies dans les mêmes conditions dans tous les pays. Certains pays mobilisent des sources administratives ; parmi les pays étudiés, cela concerne la Suède pour les revenus et certaines informations démographiques, et la France pour les revenus. Certains pays interrogent tous les individus de chaque ménage, d'autres un seul individu par ménage (cas de la Suède). Enfin, la période de collecte est plus ou moins étalée sur l'année : elle s'effectue sur toute l'année en Italie, en Suède et au Royaume-Uni, sur 4 mois en France, sur 7 mois en Allemagne.

- La période de référence pour les revenus et l'activité peut être fixe, elle correspond alors aux 12 mois de l'année civile précédente, ou « glissante » et elle dépend donc de la date d'enquête ; c'est le cas au Royaume-Uni, où la période de référence n'est, de fait,

jamais la même que pour les autres pays. Pour cette raison, les données mobilisées pour le Royaume-Uni sont celles de 2008, ce qui permet de rapprocher la période couverte avec les autres pays.

- Les revenus détaillés sont en principe bruts, c'est-à-dire avant prélèvements sociaux et fiscaux, à l'exception de la France où il s'agit de montants nets de cotisations sociales. Toutefois, dans certains pays (Italie, Suède), ce sont des montants nets qui sont collectés, puis convertis en montants bruts selon des méthodologies qui ne sont pas nécessairement uniformes d'un pays à l'autre (Iacovou *et al.*, 2012).

Enfin, on ne dispose pas toujours du degré de détail qui serait souhaitable pour certaines variables :

- Les variables concernant l'activité au cours de la période de référence ne rendent compte que de l'activité principale de chaque mois, c'est-à-dire le statut dans lequel la personne a passé le plus de temps au cours du mois ou qui lui a rapporté le revenu le plus élevé ; les activités secondaires ne sont pas identifiables. Il n'est en outre pas possible de distinguer les périodes de congé de maternité (en principe incluses dans les mois travaillés) ni de congé parental (en principe incluses dans les mois d'inactivité).

- Toutes les catégories de revenus et de prélèvements ne sont pas systématiquement identifiables : par exemple, les allocations de congés parental ne peuvent être distinguées au sein des allocations familiales, les cotisations sociales ne peuvent être distinguées des impôts sur les revenus.

- L'information sur la composition du ménage ne permet pas d'identifier les personnes qui ont eu des enfants si les enfants ne vivent pas avec leurs parents.

Les résultats présentés ici sont naturellement contraints par ces limites.

La différence entre l'approche la plus englobante (ensemble de la population de référence) et la plus restrictive (salariés à temps complet toute l'année) est particulièrement prononcée pour l'Italie et pour l'Allemagne.

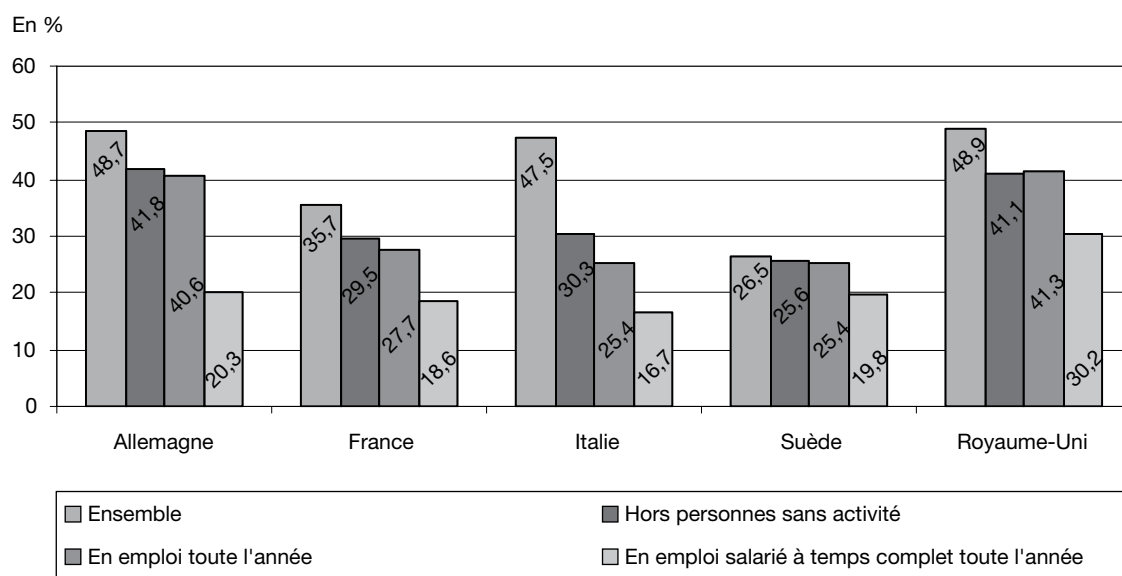
Plus d'inactives que d'inactifs et des actives plus souvent à temps partiel

La décreuse de l'inégalité des revenus d'activité à mesure que l'on écarte les personnes sans activité, puis les personnes qui ne travaillent pas

à temps complet traduit l'inégale répartition des femmes et des hommes par statut d'activité et type de temps de travail. Une première différence importante tient au nombre de mois d'activité économique : partout, mais avec des écarts plus ou moins prononcés, les femmes ont en moyenne un nombre de mois d'activité inférieur à celui des hommes, en grande partie du fait d'une part plus élevée des premières n'ayant pas d'activité économique (tableau 1).

Le ratio d'inactivité (part des femmes inactives / part des hommes inactifs) est considérablement

Graphique I
Écart des revenus d'activité entre les femmes et les hommes



Lecture : en Allemagne, l'écart des revenus d'activité entre l'ensemble des femmes et des hommes de la population de référence est de 48,7 %, il est de 41,8 % en excluant celles et ceux qui n'ont eu aucune activité économique, de 40,6 % en excluant ceux qui n'ont été actifs qu'une partie de l'année et de 20,3 % entre celles et ceux qui ont occupé toute l'année un emploi salariés à temps complet. Champ : population de référence (individus âgés de 20 à 59 ans, hors étudiants et retraités, vivant seuls ou en couple). Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

Tableau 1
Nombre moyen de mois d'activité et part de l'inactivité selon le sexe

	Allemagne	France	Italie	Suède	Royaume-Uni
Nombre moyen de mois d'activité économique dans la période de référence					
Hommes	11,5	11,8	11,7	11,7	11,2
Femmes	9,9	10,6	8,5	11,5	9,5
F/H	0,9	0,9	0,7	1,0	0,8
Proportion d'individus sans activité économique (%)					
Hommes	3,3	1,0	1,7	1,9	5,8
Femmes	15,1	10,1	28,1	3,4	18,8
F/H	4,5	9,8	16,7	1,8	3,2

Lecture : en Allemagne, le nombre moyen de mois d'activité des hommes au cours de l'année de référence est de 11,5 et 3,3 % des hommes n'ont eu aucun mois d'activité économique au cours de cette période. Champ : population de référence (individus âgés de 20 à 59 ans, hors étudiants et retraités, vivant seuls ou en couple). Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

plus élevé en Italie que dans les autres pays : la part de femmes sans activité économique y est près de 17 fois plus élevée que celle des hommes, avec plus du quart des femmes inactives. Cela contribue à la forte différence observée au graphique I entre l'écart des revenus d'activité mesuré dans l'ensemble de la population de référence puis en excluant les personnes sans activité. À l'opposé, en Suède, seulement 3,4 % des femmes n'ont pas d'activité économique et le ratio d'inactivité femmes/hommes est le plus bas des cinq pays¹⁰ ; en conséquence, il n'y a pratiquement pas de différence entre l'écart de revenu d'activité mesuré parmi l'ensemble ou en excluant les inactifs (cf. graphique I). Entre ces extrêmes, les situations sont contrastées : le ratio d'inactivité femmes/hommes est relativement bas au Royaume-Uni, malgré une part d'inactivité économique élevée parmi les femmes (la plus élevée après l'Italie), mais neutralisée par une proportion d'inactifs élevée également parmi les hommes. Le ratio d'inactivité femmes/hommes est plus élevé en France qu'en Allemagne, bien que la part des femmes inactives soit notablement plus faible en France (10 % contre 15 % en Allemagne), mais celle des hommes inactifs y est aussi plus faible (c'est la plus basse des cinq pays) et l'écart entre les sexes y est au final plus marqué.

L'autre différence saillante, entre les femmes et les hommes qui ont une activité économique, concerne la part des mois d'emploi salarié à temps partiel, beaucoup plus élevée parmi les femmes que parmi les hommes dans tous les pays – y compris en Italie où elle est faible

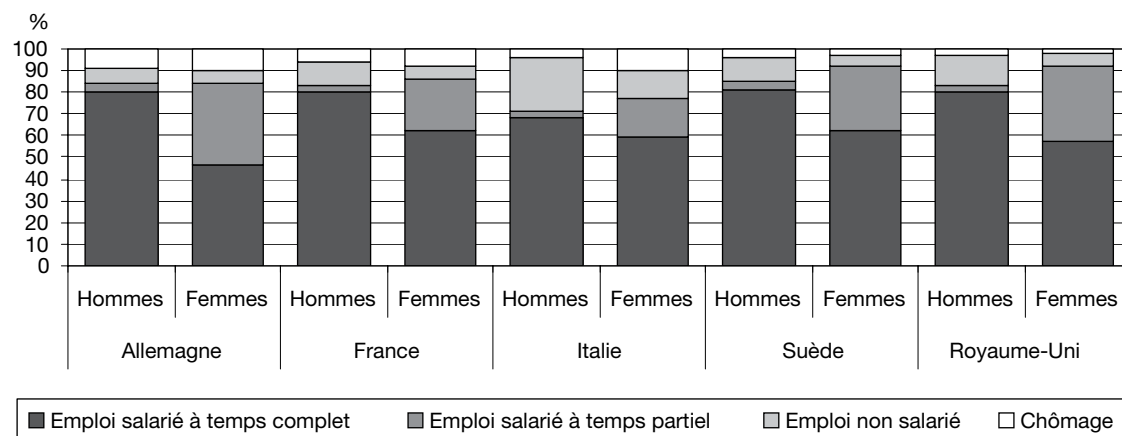
comparée aux autres pays (graphique II). L'excédent de temps partiel dans l'emploi des femmes par rapport aux hommes se répercute très visiblement sur le décrochage de l'écart des revenus d'activité lorsqu'il est mesuré uniquement parmi les salariés à temps complet (cf. graphique 1). Ce décrochage est particulièrement prononcé en Allemagne où, parmi les femmes, près de la moitié des mois d'emploi salarié sont des mois à temps partiel.

Dans la structure des mois actifs, les autres différences sensibles concernent la part des mois d'emploi non salarié, partout plus élevée parmi les hommes que parmi les femmes – ce statut d'emploi étant plus répandu en Italie que dans les autres pays qu'il s'agisse des femmes ou des hommes. L'emploi non salarié n'a pas été distingué ici entre temps complet et temps partiel, car, à la différence de l'emploi salarié, il n'y a pas de notion de durée hebdomadaire contractuelle qui constituerait une référence¹¹. Quant à

10. Cette opposition reflète celle observée sur la base des statuts au sens du BIT ; les deux pays sont pratiquement aux extrêmes opposés de l'UE en matière d'écart d'emploi entre les femmes et les hommes (Commission européenne, 2010, p. 19).

11. La distinction aurait un intérêt s'il était possible de repérer les situations de multi-activité, mais les calendriers n'indiquant que la situation principale dans le mois, cela n'est pas possible. Par ailleurs, à la différence des salariés dont le statut d'occupation change formellement lorsqu'ils sont privés d'activité (ils deviennent chômeurs ou inactifs), les indépendants peuvent connaître de fortes variations dans leur activité sans que leur statut ne change. Une part (difficile à estimer) de l'emploi non salarié pourrait correspondre à ce qui serait du chômage ou de l'inactivité s'il s'agissait d'emploi salarié. Le lien entre durée d'emploi et revenu d'activité est donc beaucoup plus lâche que dans le cas des salariés, et encore plus du fait de la nature particulière des revenus d'indépendants, dont résultent des difficultés de mesure bien connues.

Graphique II
Structure des mois d'activité économique par type d'occupation



Lecture : en Allemagne, en moyenne, environ 80 % des mois d'activité économique sont des mois d'emploi salarié à temps complet pour les hommes contre à peine 50 % pour les femmes.

Champ : personnes de la population de référence ayant eu une activité économique au cours de la période de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

la part des mois de chômage, elle apparaît plus élevée parmi les femmes que parmi les hommes en Allemagne, en France, et surtout en Italie ; c'est l'inverse en Suède et au Royaume-Uni.

La construction de « profils d'activité annuels », permet de rendre compte de façon plus synthétique des contours de l'activité des femmes et des hommes, en tenant compte de la façon dont les divers statuts possibles se combinent au cours de la période de référence (tableau 2). On y retrouve évidemment les grands traits de la composition des mois de la période de référence : l'excédent d'inactivité et de temps partiel des femmes par rapport aux hommes, la moindre proportion de non salariées.

La construction de profils permet aussi de faire apparaître les situations d'alternance entre emploi, chômage et inactivité. Ces situations sont partout plus fréquentes parmi les femmes que parmi les hommes – l'écart étant moins marqué en Suède que dans les autres pays – encore plus lorsqu'il s'agit d'alternances comportant

une majorité de mois sans emploi. Hors personnes inactives toute l'année, ces alternances sans emploi sont pour les deux sexes essentiellement composées de mois de chômage, en plus forte proportion cependant parmi les hommes que parmi les femmes. Cela pourrait signaler une plus grande porosité entre activité et inactivité pour ces dernières (les périodes sans emploi étant plus fréquemment des périodes hors marché du travail tandis qu'elles sont plus souvent des périodes de chômage parmi les hommes) ou encore relever d'une propension à se déclarer inactives lorsqu'elles sont sans emploi tandis que les hommes se déclareraient plutôt au chômage.

Des profils d'activité différenciés par la situation familiale pour les femmes plus que pour les hommes

Une part importante des différences d'activité entre les femmes et les hommes tient à l'association plus étroite entre la situation familiale

Tableau 2
Profils annuels d'activité des femmes et des hommes

En %

		Emploi toute l'année					Alternances				Inactivité toute l'année	Total
		Salarié			Non salarié	à dominante(*)		emploi	sans emploi			
		ensemble	temps complet	temps partiel								
Allemagne	H	83,0	76,9	74,0	2,9	6,2	13,7	3,4	10,2	3,3	100,0	
	F	69,2	65,3	36,1	29,1	3,9	15,7	3,0	12,7	15,1	100,0	
	F/H	0,8	0,8	0,5	10,0	0,6	1,2	0,9	1,2	4,5		
France	H	89,1	78,7	75,6	3,0	10,5	9,8	3,7	6,2	1,0	100,0	
	F	76,4	71,5	51,5	20,0	5,0	13,5	3,9	9,6	10,1	100,0	
	F/H	0,9	0,9	0,7	6,6	0,5	1,4	1,1	1,6	9,8		
Italie	H	91,2	67,2	65,2	2,0	24,1	7,1	2,4	4,7	1,7	100,0	
	F	60,4	51,7	39,9	11,8	8,7	11,6	2,6	9,0	28,1	100,0	
	F/H	0,7	0,8	0,6	5,9	0,4	1,6	1,1	1,9	16,7		
Suède	H	91,1	80,6	76,8	3,8	10,6	7,0	2,6	4,4	1,9	100,0	
	F	88,7	84,5	56,8	27,7	4,2	7,9	3,2	4,7	3,4	100,0	
	F/H	1,0	1,0	0,7	7,3	0,4	1,1	1,2	1,1	1,8		
Royaume-Uni	H	89,4	76,9	73,7	3,3	12,5	4,8	1,7	3,1	5,8	100,0	
	F	74,9	70,1	44,4	25,7	4,8	6,3	2,2	4,2	18,8	100,0	
	F/H	0,8	0,9	0,6	7,8	0,4	1,3	1,3	1,4	3,2		

(*) les alternances sont dites à dominante « emploi » lorsque le calendrier comporte au moins 7 mois d'emploi.

Lecture : au Royaume-Uni, 89,4 % des hommes et 74,9 % des femmes ont été en emploi toute l'année, soit un ratio de 0,8. Parmi les hommes, en emploi toute l'année, 73,7 % occupaient des emplois salariés à temps complet, 3,3 % des emplois salariés à temps partiel et 12,5 % des emplois non salariés. 4,8 % des hommes ont alterné entre emploi et chômage ou inactivité, et 5,8 % n'ont eu aucune activité.

Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

et l'activité parmi les premières : de nombreux travaux ont mis en évidence le lien entre inactivité ou activité à temps partiel et enfants, et les statistiques issues des enquêtes sur les budgets-temps continuent de confirmer que les femmes assurent toujours l'essentiel des tâches domestiques et surtout parentales (Miranda, 2011). Les profils d'activité des femmes apparaissent en effet très différents selon qu'elles vivent seules ou en couple et selon qu'elles ont ou non des enfants : ainsi, le profil « emploi salarié à temps complet » est moins fréquent parmi les femmes en couple sans enfant que parmi les femmes qui vivent seules (Royaume-Uni excepté), encore moins parmi les femmes seules avec enfant(s) et encore moins parmi les femmes en couple avec enfant(s). La contrepartie s'observe dans les profils « emploi salarié à temps partiel » et « sans activité économique », dont la part est partout sensiblement plus élevée parmi les femmes en couple avec enfant(s) que parmi celles qui se trouvent dans d'autres

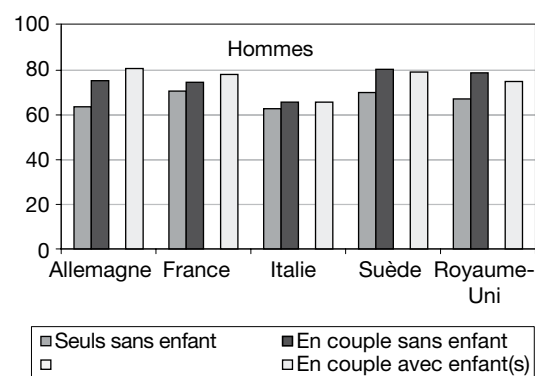
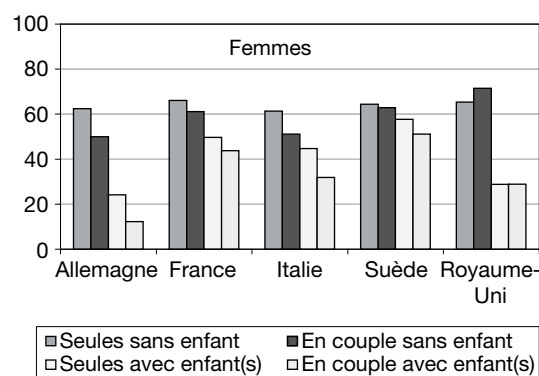
configurations familiales (graphique III, partie b). Parmi les hommes, le profil « temps complet » apparaît bien moins sensible à la situation familiale – et tendanciellement, il serait plutôt à l'inverse de ce qui est observé pour les femmes, plus fréquent parmi les hommes en couple, sans ou avec enfant(s), que parmi les hommes seuls (graphique III, partie a), témoignant de leur moindres difficultés à concilier une activité professionnelle et une vie familiale.

Outre le fort écart d'incidence de l'inactivité, les situations des femmes et des hommes sans activité économique s'opposent par la composition des mois d'inactivité, qui reflète de façon prédominante la prise en charge du travail domestique et parental pour les femmes, tandis qu'il s'agit beaucoup plus souvent de mois d'incapacité de travail pour les hommes (tableau 3). La part des « mois domestiques » est particulièrement élevée en Italie (85 % des mois d'inactivité), puis au Royaume-Uni (environ 71 %).

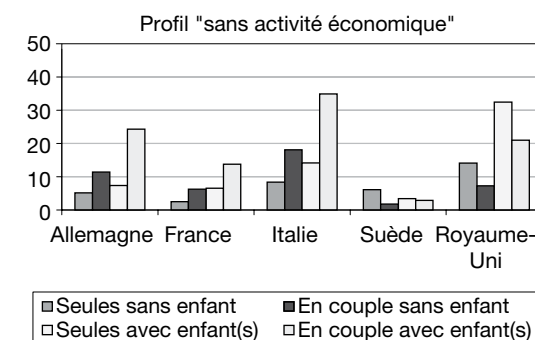
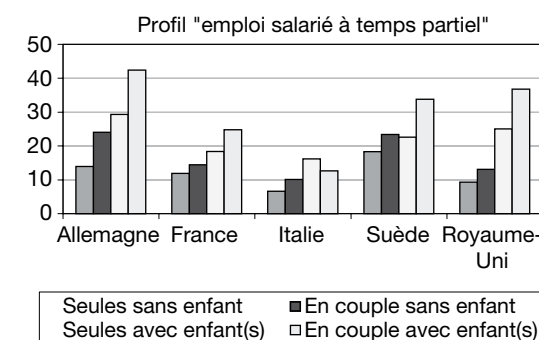
Graphique III
Profils d'activité selon la situation familiale

En %

a. Profil « emploi salarié à temps complet »



b. Femmes



Lecture : en Allemagne, un peu plus de 60 % des femmes seules sans enfant et environ 50 % des femmes en couple sans enfant travaillent toute l'année à temps complet, contre seulement un peu plus de 10 % des femmes en couple avec enfant(s). Ces dernières travaillent beaucoup plus souvent à temps partiel ou n'ont pas d'activité économique.

Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

La forte composante domestique et parentale de l'inactivité des femmes suggère en premier lieu une interprétation en termes de division du travail entre les sexes, mais les différences entre pays indiquent aussi des contextes nationaux qui favorisent plus ou moins l'activité économique des femmes. La littérature identifie deux grands ordres de facteurs explicatifs, mis en évidence par divers travaux comparatifs sur l'activité des femmes (Jaumotte, 2003 ; Del Boca *et al.*, 2009 ; OCDE, 2010 ; Genre *et al.*, 2010 ; Steiber et Haas, 2012 ; Thévenon, 2013) : la fiscalité, qui peut décourager la bi-activité dans les couples en pénalisant plus ou moins le « second apporteur » de revenus ; le contexte institutionnel de l'articulation entre vie professionnelle et familiale (durée du congé de maternité, offre de garde des enfants d'âge préscolaire et flexibilité du temps de travail, notamment à travers le temps partiel) et les possibilités plus ou moins étendues de congé parental (durée, rémunération, partage entre les mères et les pères), qui affectent les interruptions d'activité ou le choix d'un emploi à temps partiel. L'effet des enfants s'illustre particulièrement avec à la fois la part élevée du profil « sans activité économique » parmi les femmes avec enfant(s) en Italie, mais aussi en Allemagne et au Royaume-Uni, et par la différence considérable notée plus haut entre la part de femmes dans le profil « emploi à temps complet » selon qu'elles ont ou non des enfants. Les différences importantes entre ces trois pays et la France et la Suède pourraient traduire l'effet de contextes institutionnels plus favorables dans ces deux pays à l'articulation d'une activité économique et de charge familiale, notamment en termes d'offre de garde¹². Le recours au temps partiel différencie surtout l'Italie : son moindre développement est associé à une part nettement plus élevée du profil « inactivité » que dans les

autres pays. À cela s'ajoute une configuration de la fiscalité susceptible de décourager plus que dans les autres pays l'activité économique des femmes en couple : les ménages qui comportent des personnes dépendantes y bénéficient en effet d'abattements fiscaux substantiels (*cf.* Figari, 2011).

Des salaires plus bas pour les femmes

Compte tenu de la composition des mois d'activité, ce sont évidemment les salaires qui constituent l'essentiel des revenus d'activité : ils en représentent plus des trois-quarts partout et pour les deux sexes, sauf pour les hommes en Italie du fait de la forte part de l'emploi non salarié (tableau 4). Partout également, la part des salaires dans le revenu d'activité est plus élevée parmi les femmes que parmi les hommes, particulièrement en Italie et au Royaume-Uni. L'écart des revenus non salariaux entre femmes et hommes est plus important que celui mesuré entre les revenus salariaux, à l'exception notable de la Suède (encadré 2), mais concernant de plus faibles proportions des actifs, il pèse mécaniquement moins dans l'écart total des revenus d'activité que l'écart des salaires. L'écart des salaires a donc un effet crucial sur l'écart des revenus d'activité.

12. Le rôle des conditions du congé parental ne peut pas être approfondi ici, car les calendriers d'activité ne permettent pas de distinguer les mois congé parental parmi les mois d'inactivité des mères (la demande pour cette information est forte et cette limite devrait être dépassée dans les années à venir avec une révision des modalités du calendrier dans EU-Silc).

Tableau 3
Composition des mois d'inactivité

		Allemagne	France	Italie	Suède	Royaume-Uni
Part de mois passés aux tâches domestiques, parentales et de soin	H	10,0	(.)	7,5	(.)	17,6 (*)
	F	57,5	59,0	85,8	(.)	74,2 (*)
Part de mois en incapacité de travail	H	67,2	(.)	26,0	(.)	77,8 (*)
	F	11,7	34,2	1,5	(.)	22,4 (*)
Part des personnes percevant une allocation d'incapacité de travail	H	63,9	(.)	37,5	(.)	48,0
	F	14,2	10,3	3,8	(.)	17,9
(.) nombre d'observations trop faible. (*) variables non disponibles en 2008.						

Lecture : en Italie parmi les hommes sans activité économique, 7,5 % des mois correspondaient à une activité domestique, parentale ou de soin et 26 % à des mois d'incapacité de travail ; 37,5 % de ces hommes percevaient une allocation pour incapacité.
 Champ : personnes de la population de référence sans activité économique.
 Source : EU-Silc 2009.

Tableau 4
Composition des revenus d'activité des femmes et des hommes

En %

	Allemagne		France		Italie		Suède		Royaume-Uni	
	H	F	H	F	H	F	H	F	H	F
Salaires	84,5	85,6	87,2	90,9	70,5	79,4	93,0	95,0	85,5	93,7
Revenus non salariaux	6,8	4,3	8,4	3,6	26,3	15,8	5,1	2,9	13,1	6,0
Indemnités de chômage	8,7	10,2	4,4	5,5	3,2	4,9	1,8	2,1	1,4	0,3
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Lecture : en Allemagne, les salaires représentent 84,5 % des revenus d'activité des hommes, les revenus non salariaux 6,8 % et les indemnités de chômage 8,7%.

Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

Encadré 2

L'ÉCART DES REVENUS DES NON SALARIÉS

Entre les femmes et les hommes ayant été en emploi non salarié toute la période de référence, l'écart des gains non salariaux va de 23 % en Italie à 50 % en Allemagne, et il est négatif en Suède du fait de la particularité de ce statut dans ce pays (voir plus bas). Comme l'emploi salarié, l'emploi non salarié recouvre des activités très diverses dans lesquelles les femmes et les hommes sont inégalement distribués ; une partie de ces écarts correspond donc à ces différences structurelles qui opposent notamment métiers de services et métiers industriels (les études sur ces différences restent assez rares ; voir les monographies de Favre (2009) pour la France et Strohmeyer (2007) pour l'Allemagne). Toutefois, la comparaison avec les écarts de salaires est délicate, notamment du fait de la nature particulière des revenus d'indépendants qui rémunèrent le travail mais aussi le capital.

Les revenus de l'emploi non salarié posent plus largement un problème de mesure : apparentés à un résultat d'exercice comptable, ils peuvent être nuls voire négatifs. Par ailleurs, à la différence de l'emploi salarié, dans lequel chaque mois d'emploi donne un salaire, l'activité non salariée ne procure pas nécessairement un revenu régulier, et peut même ne pas procurer du tout de revenu : c'est le cas des aides familiaux qui aident un membre de leur famille dans leur activité sans être rémunérés – la source ne permet pas de les

isoler – mais cela peut aussi être le cas d'un indépendant qui ne réalise aucun chiffre d'affaire. Le lien entre le revenu et le fait d'occuper un emploi est ainsi potentiellement beaucoup plus lâche que dans le cas des salariés, ce qui rend la notion de revenu peu comparable aux salaires. En outre, le statut d'indépendant est assez hétérogène dans les pays étudiés (EIRO, 2010), rendant la comparaison difficile aussi entre pays.

En Suède, ce statut est défini par l'indépendance par rapport à un seul employeur, il peut donc inclure des personnes qui perçoivent des salaires de plusieurs employeurs – c'est le cas de la majorité des non salariés dans ce pays. Lorsque tous les gains (y compris salariaux) des non salariés sont intégrés, l'écart entre femmes et hommes retrouve son signe « habituel ». La perception de salaires par les non salariés apparaît relativement élevée aussi en France – traduisant peut-être des situations d'emplois multiples que les calendriers d'activité, qui n'indiquent pour chaque mois que le statut principal d'occupation, ne permettent pas d'observer. L'écart entre l'ensemble des gains est sensiblement plus élevé que mesuré sur la base des seuls revenus non salariaux. Dans les trois autres pays, le cumul de gains salariaux et non salariaux apparaît nettement moins fréquent, et l'écart n'est que légèrement modifié lorsque tous les gains sont pris en compte.

Tableau
Écarts de niveau du revenu des hommes et des femmes non salariés

En %

	Allemagne	France	Italie	Suède	Royaume-Uni
Écart des revenus non salariaux	50,1	31,1	23,5	- 33,8	49,9
Part des non salariés toute l'année ayant perçu des salaires					
Parmi les hommes	6,2	42,4	9,3	67,4	4,0
Parmi les femmes	14,4	36,4	9,2	56,8	5,2
Écart des revenus d'activité	48,9	36,6	24,5	21,2	47,0

Champ : non salariés toute l'année de la population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

En considérant de façon indistincte tous les mois d'emploi salarié qu'il s'agisse de temps complet ou de temps partiel, l'écart des salaires moyens annuels se situe dans une plage allant d'environ 24 % en Italie à plus de 40 % au Royaume-Uni et en Allemagne (tableau 5). En retenant uniquement les salaires des salariés n'ayant eu que des mois à temps complet, l'écart est partout notablement plus faible, pour s'étager entre environ 16 % en Italie au minimum et près de 30 % au Royaume-Uni. Ces niveaux ne sont pas directement comparables avec les statistiques disponibles basées sur d'autres sources européennes ; toutefois, pour les écarts de salaires annuels à temps complet, la cohérence avec les écarts calculés à partir de l'enquête sur la structure des salaires apparaît satisfaisante sachant que le champ de cette enquête et la définition du temps complet y sont différents¹³. Enfin, lorsqu'on rapporte les salaires annuels à temps complet au nombre de mois d'emploi dans ce statut, l'écart des salaires mensuels moyens se réduit par rapport à l'écart annuel en France, en Italie et au Royaume-Uni, et demeure à peu près inchangé en Allemagne et en Suède.

En général, les analyses de l'écart des salaires entre les femmes et les hommes visent à isoler ce qui provient de l'écart des caractéristiques productives, des différences entre les emplois occupés (ségrégations horizontale et verticale) et d'éventuelles différences de rendement de ces caractéristiques (discrimination salariale pure). Une telle analyse ne peut pas être menée ici : les calendriers d'activité n'indiquent que le nombre de mois d'emploi et s'il s'agit d'emploi à temps complet ou à temps partiel, mais pas le nombre d'heures effectuées ou les autres caractéristiques des emplois¹⁴. On peut toutefois illustrer l'effet des ségrégations, horizontale (les femmes et

les hommes ne se répartissent pas de la même façon par métier, par secteur d'activité et entre le public et le privé) et verticale (les femmes atteignent moins souvent que les hommes les niveaux hiérarchiques le plus élevés), à partir de l'examen de la place des femmes dans la distribution des salaires : ces ségrégations combinées se reflètent dans la nette sur-représentation des femmes dans le bas de la distribution des salaires et la part de femmes décroissante à mesure que l'on s'élève dans la hiérarchie des salaires. Cette configuration s'observe dans les cinq pays (graphique IV) : partout en effet, environ 14 % des femmes (plus au Royaume-Uni) se trouvent dans le premier décile des salaires¹⁵ et au mieux environ 6 % se trouvent dans le dernier ; les hommes sont à l'inverse moins fréquemment dans les déciles du bas de la distribution et plus fréquemment dans le haut. Entre les extrêmes, la plage dans laquelle les proportions de femmes et d'hommes sont proches est la plus étendue en Italie, puis en France et en Allemagne, la plus restreinte en Suède et au Royaume-Uni. Dans tous les pays, un plafond de verre se manifeste par l'ampleur de l'écart entre les proportions de femmes et d'hommes qui atteignent les déciles du haut de la distribution des salaires ; cet écart est particulièrement fort en Allemagne et au Royaume-Uni, un peu moins en France, encore moins en Italie et en Suède. La Suède présente par ailleurs un profil particulier : l'écart entre la répartition des femmes et des hommes dans la distribution

13. Les salariés des administrations publiques sont exclus, et le type de temps est défini par le nombre d'heures statutaires tandis qu'il est auto-déclaré dans EU-Silc.

14. Elles ne sont en effet disponibles que pour la situation à la date d'enquête, c'est-à-dire après la période de référence et sont donc susceptibles d'avoir changé.

15. Pour limiter l'effet des différences de durée de travail, on retient ici les salaires mensuels moyens à temps complet.

Tableau 5
Écarts des salaires

	Allemagne	France(*)	Italie	Suède	Royaume-Uni
Salaires annuels ensemble	41,0	26,5	24,3	26,7	42,3
Salaires annuels TC	20,5	18,2	16,5	18,3	29,5
Salaires annuels TC ESS (a)	22,0	19,5	n.d	19,3	28,1
Salaires mensuels TC	19,2	16,7	14,2	18,4	23,3

(*) À la différence des autres pays, les salaires sont nets des cotisations sociales. Or le taux moyen de prélèvements sociaux est légèrement dégressif car certaines cotisations sont calculées sur une base plafonnée ; les hommes ayant en moyenne des salaires plus élevés que les femmes, l'écart des salaires bruts serait un peu plus faible.

(a) : Enquête sur la structure des salaires, Eurostat.

Lecture : en France, l'écart des salaires annuels entre les femmes et les hommes ayant occupé un emploi salarié au cours de la période de référence est de 26,5 % ; il est de 18,2 % en excluant les emplois à temps partiel (19,5 % pour la même année selon l'enquête européenne sur la structure des salaires), et de 16,7 % pour les salaires mensuels moyens à temps complet.

Champ : salariés de la population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

des salaires traduit une ségrégation très marquée, mais à la différence des autres pays, il ne s'accroît presque pas dans les deux derniers déciles. Cela pourrait résulter du fait que la distribution des salaires y est moins dispersée que dans les autres pays¹⁶ et, sans que les données permettent de le vérifier, d'une ségrégation entre emplois du public et du privé plus marquée que dans les autres pays (cf. Datta Gupta *et al.*, 2008).

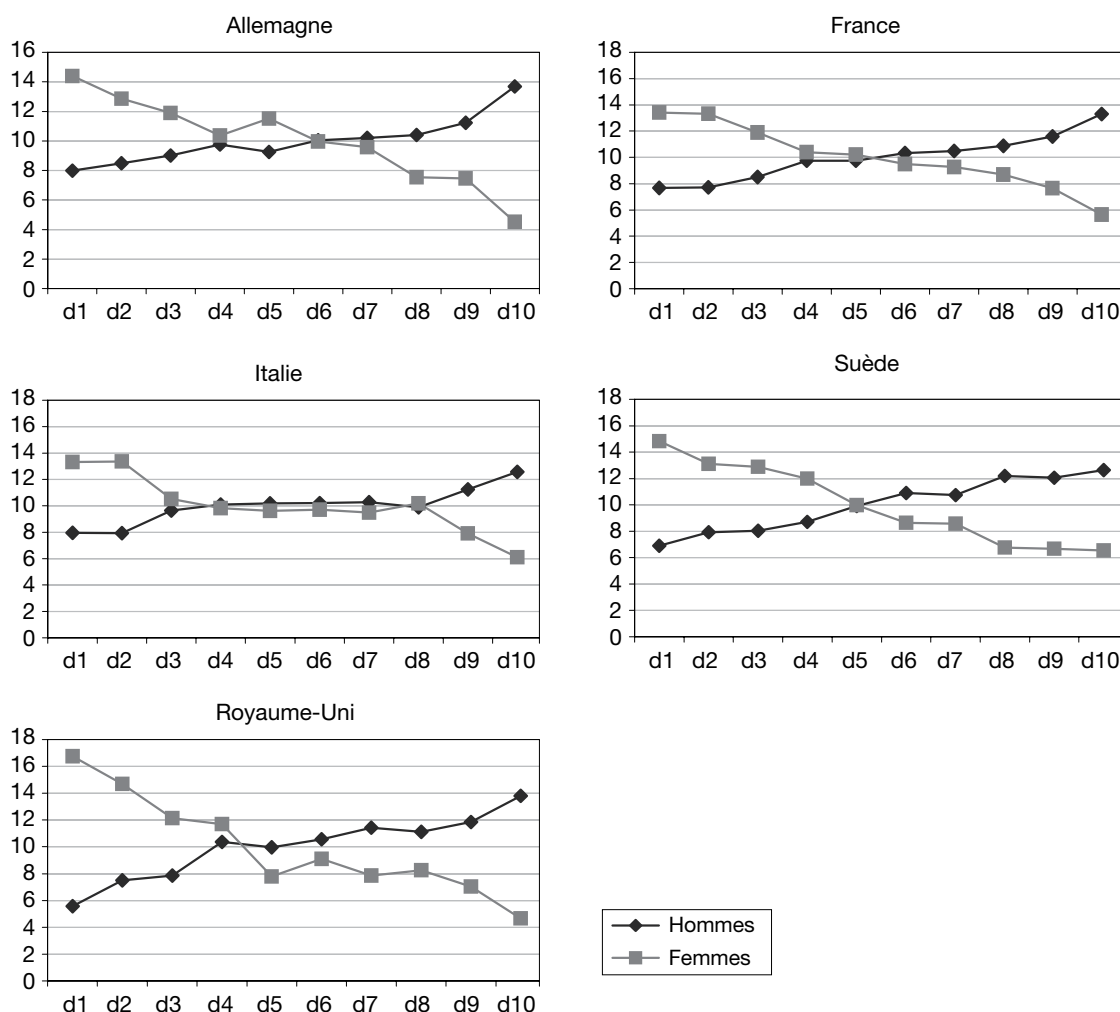
Une décomposition comptable de l'écart des revenus d'activité

Moins de mois d'activité, moins de mois à temps complet et des salaires plus bas dans les emplois à temps complet, comment chacune

de ces dimensions contribue-t-elle à l'écart des revenus d'activité annuels des femmes et des hommes ? Une décomposition de cet écart permet d'évaluer leur poids respectif. Le revenu d'activité annuel d'une personne peut être vu comme la somme des gains reçus mois après mois au cours de l'année ; les mois sans activité ne procurent aucun gain et les mois actifs procurent des gains variables selon qu'il s'agit de mois d'emploi, salarié ou non salarié, à temps complet ou partiel, ou de mois de chômage. L'écart des revenus d'activité entre les femmes et les hommes peut alors s'analyser comme

16. Le ratio $d9/d1$ y est de 2,5 contre 2,8 en France, 3,0 en Italie, 3,1 en Allemagne et 3,6 au Royaume-Uni.

Graphique IV
Distribution des salariés par décile de salaire mensuel moyen selon le sexe



Lecture : les courbes représentent la distribution des femmes (des hommes) par déciles de salaire moyen calculés pour l'ensemble des salariés. Une proportion inférieure à 10 % indique une sous-représentation dans le décile et inversement une proportion supérieure à 10 % indique une sur-représentation.
Champ : Salariés de la population de référence n'ayant que des mois à temps complet.
Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

résultant de la différence de « quantité » d'activité (nombre de mois actifs, donc susceptibles de donner lieu à un revenu), de composition des mois actifs (parts des mois d'emploi salarié à temps complet, à temps partiel, d'emploi non salarié, de chômage) et des écarts de « prix » moyen des mois actifs (autrement dit des écarts de salaires¹⁷, des bénéfiques d'indépendants et d'indemnités de chômage). On exprime alors l'écart des revenus d'activité annuels entre les femmes et les hommes comme la somme de trois composantes (la méthode de décomposition est détaillée dans l'encadré 3) :

- Un écart dû à la moindre activité des femmes, mesuré par la différence entre le nombre moyen de mois actifs des hommes et celui des femmes, valorisée au « prix » moyen des mois actifs des femmes ;

- Un écart dû aux différences de composition de l'activité, mesuré par la différence entre le nombre de mois d'emploi salarié, d'emploi non salarié et de chômage des hommes et ceux des femmes, valorisés par les gains moyens mensuels correspondants (respectivement : salaires, bénéfiques d'indépendants, indemnités de chômage) des femmes ; dans cet ensemble, on s'intéresse particulièrement à l'écart de répartition des mois d'emploi salarié entre temps complet et temps partiel parmi les femmes et parmi les hommes ;

- Un écart dû à la différence des « prix », mesuré par la différence entre le revenu d'acti-

17. L'écart des salaires lui-même ne sera pas décomposé, la source ne fournissant pas tous les éléments nécessaires pour le faire de façon satisfaisante.

Encadré 3

MÉTHODE DE LA DÉCOMPOSITION DE L'ÉCART DES REVENUS D'ACTIVITÉ

La décomposition s'inspire des méthodes d'analyse de l'écart des salaires entre deux groupes de salariés développées à partir des travaux d'Oaxaca (1973) ou Blinder (1973). Le principe consiste à valoriser les caractéristiques productives moyennes des individus d'un groupe par les rendements moyens, estimés à partir d'une équation de salaires, des mêmes caractéristiques des individus de l'autre groupe afin d'isoler ce qui relève des différences de caractéristiques (écart dit « expliqué ») et ce qui relève des différences de rendement des caractéristiques (écart dit « inexpliqué », interprété comme une mesure de la discrimination). L'adaptation qui en est faite ici est dite « comptable » au sens où les caractéristiques individuelles (limitées à la composition en termes de statuts occupés de la période de référence) sont valorisées non pas sur la base de l'estimation économétrique de rendements mais à partir d'un simple calcul des gains moyens mensuels dans les divers statuts d'occupation. On s'écarte également des conditions de mise en œuvre de la méthode standard sur deux points : d'abord, par le caractère composite du revenu d'activité (somme de salaires, de revenus d'indépendants et d'indemnités de chômage) ; ensuite parce que, à la différence de l'écart des salaires qui est mesuré parmi les salariés, l'écart des revenus d'activité est mesuré parmi l'ensemble des femmes et des hommes de la population de référence, y compris celles et ceux qui n'ont perçu aucun revenu d'activité.

On note Y le revenu d'activité annuel moyen, t la part moyenne des mois actifs (emploi ou chômage) au cours des 12 mois de la période de référence ; a_i représente la part moyenne des mois actifs dans un statut i , avec i les statuts des mois actifs : emploi salarié à

temps complet noté TC , emploi salarié à temps partiel noté TP , emploi non salarié noté NS , et chômage noté C ; y_i correspond au gain moyen d'un mois passé dans un statut i .

Le nombre moyen de mois dans le statut i est donc égal à $12 \cdot t \cdot a_i$; cette écriture permet de distinguer ensuite l'effet de la « quantité » d'activité et celui de la composition des mois d'activité. Le gain annuel moyen associé aux mois passés dans un statut i est égal à $12 \cdot t \cdot a_i \cdot y_i$; il est donc nul s'il n'y a pas de mois actif dans ce statut i et le revenu annuel d'activité est, en principe, nul pour les individus n'ayant aucun mois actif dans la période de référence ($t = 0$). En principe, car quelques observations n'ayant aucun mois d'activité dans le calendrier rétrospectif ont cependant un revenu d'activité non nul. Une première solution consiste à créer un statut spécifique pour ces cas, privilégiant l'optique des revenus ; l'alternative est de mettre à zéro les revenus d'activité pour ces observations, privilégiant l'optique des calendriers - c'est l'option retenue ici. La différence des résultats obtenus avec l'une ou l'autre de ces options est négligeable.

Le revenu d'activité annuel est écrit comme la somme des gains mensuels dans chacun des statuts occupés dans la période de référence, soit :

$$Y = 12 \cdot (t \cdot \sum_{i=(TC,TP,NS,C)} a_i y_i)$$

L'écart des revenus d'activité annuels moyens entre les hommes (h) et les femmes (f) s'écrit :

$$Y^h - Y^f = (12 \cdot t^h \cdot \sum_i a_i^h \cdot y_i^h) - (12 \cdot t^f \cdot \sum_i a_i^f \cdot y_i^f) \rightarrow$$

vité annuel des hommes et celui qu'ils auraient si, en conservant leur quantité et structure d'activité, ils avaient les gains mensuels moyens des femmes ; dans cet ensemble, on s'intéresse particulièrement à la contribution spéci-

fique de l'écart des salaires mensuels moyens à temps complet.

Dans l'écart des revenus d'activité, la part résultant de la différence du taux de mois actifs des

Encadré 3 (suite)

ce qui peut se décomposer de la façon suivante :

$$Y^h - Y^f = 12 \cdot \left[(t^h - t^f) \cdot \sum_i a_i^f \cdot y_i^f + t^h (\sum_i a_i^h \cdot y_i^f - \sum_i a_i^f \cdot y_i^f) + t^h (\sum_i a_i^h \cdot y_i^h - \sum_i a_i^h \cdot y_i^f) \right]$$

- Le premier terme mesure l'écart de revenu annuel qui résulte de la différence des taux de mois actifs des hommes et des femmes (écart des quantités).

- Le second terme mesure l'écart dû au fait que la composition des mois actifs n'est pas la même parmi les femmes et parmi les hommes (écart des structures). L'effet du temps partiel peut être appréhendé par la somme de l'écart de temps complet (positif pour les hommes) et de l'écart de temps partiel (négatif pour les femmes) et isolé en calculant $(\sum_i a_i^h \cdot y_i^f - \sum_i a_i^f \cdot y_i^f)$ pour $i=(TC, TP)$. Cette façon de procéder ne permet cependant pas d'appréhender ce qui est dû spécifiquement à l'inégale répartition entre temps complet et temps partiel au sein des mois d'emploi salarié (voir annexe 3) ; pour cela il faut procéder en deux temps de façon à isoler le poids du salariat en général de celui de la répartition entre temps complet et temps partiel. Le second terme est donc réécrit de la façon suivante :

$$t^h \cdot (\sum_i a_i^h \cdot y_i^f - \sum_i a_i^f \cdot y_i^f) = t^h (\sum_{i=(TC+TP, NS, C)} a_i^h \cdot y_i^f - \sum_{i=(TC+TP, NS, C)} a_i^f \cdot y_i^f) + t^h S^h (\sum_{i=(tc, tp)} a_i^h \cdot y_i^f - \sum_{i=(tc, tp)} a_i^f \cdot y_i^f)$$

où S correspond à la part de l'ensemble des mois d'emploi salarié (qu'ils soient à temps complet ou à temps partiel) dans les mois actifs, et *tc* et *tp* indiquent la part des mois à temps complet et à temps partiel dans les mois d'emploi salarié. La première partie de l'expression mesure l'écart de structure des mois actifs, indifféremment au type de temps dans l'emploi salarié, et la seconde partie mesure l'écart de structure des temps au sein de l'emploi salarié.

- Le troisième terme mesure l'écart de gain moyen mensuel dans un statut d'occupation donné (écart des prix). Dans le cas des salaires, l'écart correspond précisément à ce qui fait l'objet des décompositions habituellement mises en œuvre dans les analyses de l'écart des salaires. Il inclut donc lui-même à la fois les écarts de structure (capital humain, catégorie professionnelle, ancienneté, secteur d'activité, etc.) et les écarts de rendement que les décompositions de l'écart des salaires visent usuellement à isoler, ce que les données ne permettent pas de faire ici. Ici, la part

due à l'écart des salaires à temps complet se mesure directement en calculant $t^h (\sum_i a_i^h \cdot y_i^h - \sum_i a_i^h \cdot y_i^f)$ pour $i = TC$.

Choix d'une norme de « prix »

Dans la décomposition présentée ci-dessus, les différences de quantités et de structures sont valorisées par les « prix » des femmes (les y_i^f) et l'écart dû aux différences de prix est calculé pour la quantité et la structure d'activité des hommes. Il est tout aussi possible de faire l'inverse (« prix » des hommes et quantité et structure des femmes) ; cela change le niveau des composantes, car l'écart dû aux différences structurelles est d'autant plus grand qu'il est valorisé par les prix du groupe qui a les gains moyens les plus élevés (voir annexe B). On a choisi de valoriser les différences de quantités et structures par les gains moyens des femmes pour tenir compte du fait que les emplois à temps partiel sont très majoritairement occupés par des femmes ; les salaires moyens mensuels des hommes à temps partiel seraient donc une norme de prix peu satisfaisante. L'autre intérêt de cette option est de faire reposer le calcul de l'écart dû aux prix sur la structure d'activité des hommes, a priori moins susceptible que celle des femmes d'être affectée par les caractéristiques familiales.

Mise en œuvre de la décomposition

La principale difficulté est de calculer des gains moyens mensuels par statut (les « prix »), ce qui suppose de pouvoir rapporter le montant annuel d'une catégorie de revenu au nombre de mois passés dans le statut qui procure cette catégorie de revenu. Or il n'est pas possible d'obtenir pour toutes les observations une correspondance parfaite entre un type de statut et une catégorie de revenu (cf. encadré 1). Deux problèmes se posent :

- Le cumul de plusieurs sortes de revenus pour un seul statut observé : des observations ayant un seul statut au cours des mois actifs peuvent avoir plusieurs catégories de revenus (par exemple, uniquement des mois d'emploi salarié mais des salaires et des indemnités de chômage) ; dans ce cas, tous les gains ont été assimilés au type de revenu correspondant au statut observé.

- L'impossibilité de distinguer, dans le salaire annuel, ce qui provient des mois à temps complet ou à temps partiel pour des observations ayant connu ces deux situations ; pour « distribuer » le salaire annuel, trois catégories d'emploi salarié ont été distinguées : à temps complet si les mois sont exclusivement à temps complet, à temps partiel s'ils sont exclusivement à temps partiel, à temps « mixte » s'il y a pour une même observation des mois à temps complet et à temps partiel.

femmes et des hommes représente des proportions proches, de l'ordre de 16-17 % de l'écart total en Allemagne et au Royaume-Uni, un peu plus, près de 21 %, en France ; sa contribution monte à 40 % en Italie, contre à peine 7 % à l'autre extrême, en Suède (tableau 6). En ce qui concerne les différences de structure des mois actifs, c'est en Allemagne qu'elles contribuent le plus fortement à l'écart des revenus d'activité annuels, représentant près de 37 % de l'écart total, puis en Suède (24 %) et en France (22 %), un peu moins en Italie et au Royaume-Uni. Sauf en Italie, du fait de la part importante de l'emploi non salarié, cette composante correspond très majoritairement à l'inégale répartition de l'emploi salarié entre temps complet et temps partiel parmi les femmes et parmi les hommes, voire totalement au Royaume-Uni et plus que totalement en Suède. Dans ces deux pays, dont la particularité est une part des mois de chômage égale (Suède) ou plus élevée (Royaume-Uni) parmi les hommes que parmi les femmes (cf. graphique II), l'effet des autres différences de structure est négatif.

L'addition de ces deux premières grandes composantes constitue plus de la moitié de l'écart des revenus d'activité en Italie et en Allemagne. Dans les trois autres pays, c'est la contribution de l'écart de « prix » des mois d'activité des femmes et des hommes qui est majoritaire ; dans tous les pays, elle résulte pour l'essentiel, Italie exceptée, des écarts de salaires moyens dans les emplois à temps complet¹⁸.

L'analyse de la structure de l'écart des revenus d'activité fait ainsi apparaître en première analyse une ligne d'opposition entre d'un côté les pays où les effets de quantité et de structure dominant (Allemagne et Italie), de l'autre la France, la Suède et le Royaume-Uni où ce sont les effets prix qui l'emportent. Mais le clivage ne se dessine plus de façon si nette si l'on tient compte du niveau de l'écart des revenus d'activité, ce qui rapproche alors le Royaume-Uni de l'Allemagne et de l'Italie, et de ses composantes elles aussi en niveau et non plus en part de l'écart (graphique V). Dans le groupe à haut niveau de l'écart, les configurations apparaissent extrêmement différentes, avec chacun des trois pays en quelque sorte « spécialisé » dans l'un des piliers de l'inégalité économique entre les femmes et les hommes : le plus fort écart dû au déficit d'activité en Italie, le plus fort écart associé au déficit de temps complet en Allemagne, et l'écart dû à l'inégalité des salaires à temps complet le plus élevé au Royaume-Uni. À l'opposé, la Suède se singularise essentiellement par le niveau très faible de l'écart d'inactivité, qui compense un niveau assez élevé de l'écart dû à l'inégalité des salaires à temps complet. La France apparaît intermédiaire, avec des écarts modérés dans toutes les dimensions.

18. Ces écarts de salaire dépendent eux-mêmes des différences de caractéristiques productives (capital humain) entre les femmes et les hommes dans les emplois salariés, de la ségrégation des emplois par occupation et par secteur, ainsi que d'une possible discrimination salariale – précisément ce que cherchent à déterminer les décompositions usuelles de l'écart des salaires.

Tableau 6

Structure de l'écart des revenus annuels d'activité

En % de l'écart total

	Allemagne	France	Italie	Suède	Royaume-Uni
Écart dû aux différences du nombre de mois actifs	17,5	20,6	40,0	6,7	16,2
Écart dû aux différences de structure des mois actifs	36,7	22,0	20,1	23,8	19,4
dont :					
Répartition temps complet / temps partiel dans l'emploi salarié	35,5	17,6	10,7	26,2	19,8
Autres différences de structure	1,2	4,4	9,4	- 2,4	- 0,4
Écart dû aux différences de gains mensuels moyens	45,8	57,4	39,9	69,5	64,5
dont :					
Écart des salaires à temps complet	35,2	41,0	21,7	60,8	54,5
Écarts des gains dans les autres types d'occupation	10,6	16,4	18,3	8,7	10,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Lecture : en Allemagne, l'écart des revenus annuels d'activité entre les femmes et les hommes correspond pour 17,5 % à des différences du nombre de mois d'activité, pour 36,7 % à des différences de structure des mois d'activité (dont 35,5 % dus à la répartition des mois d'emploi salarié entre temps complet et temps partiel) et pour 45,8 % à des différences de gains mensuels moyens (dont 35,2 % dus à l'écart des salaires à temps complet).

Champ : population de référence (individus âgés de 20 à 59 ans, hors étudiants et retraités, vivant seuls ou en couple).

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni)

La variété des configurations semble assez cohérente avec les caractéristiques des « régimes » de la typologie retenue comme grille de lecture, notamment dans leurs dimensions de soutien/facilitation de l'accès des femmes au travail rémunéré par l'offre d'accueil des enfants plus ou moins développée et institutionnalisée, qui se traduit par les différences observées en ce qui concerne les composantes quantitatives de l'écart des revenus d'activité. L'Allemagne, où le modèle de la mère au foyer demeure fort, se caractérise par un niveau encore faible de l'offre d'accueil des enfants qui permet une activité à temps partiel dont la modalité dominante est le travail à mi-temps ; les mères reprennent une activité à temps plein quand les enfants ont grandi, mais dans des emplois relativement peu qualifiés ce qui se traduit par un niveau conséquent de l'écart de revenu d'activité dû à la différence des salaires à temps complet. L'Italie se différencie par un modèle familial dans lequel les femmes en couple demeurent encore relativement peu actives, renforcé par une fiscalité qui pénalise notablement le travail d'un second membre de la famille par la perte d'un abattement qui peut être conséquent comparé au risque de bas salaire lorsque le niveau de qualification est faible. À l'opposé, la Suède affiche un haut taux d'activité des femmes, associé à un niveau élevé de l'offre d'emploi à temps partiel et un accueil collectif des enfants très développé, à la différence du Royaume-Uni où l'offre d'accueil marchande est à la fois insuffisante et coûteuse, faisant porter l'essentiel des ajustements sur le temps partiel. La France se situe entre ces deux

derniers pays pour le niveau des composantes quantitatives de l'écart, et une composante associée aux écarts de salaire à temps complet la plus faible des cinq pays, Italie exceptée.

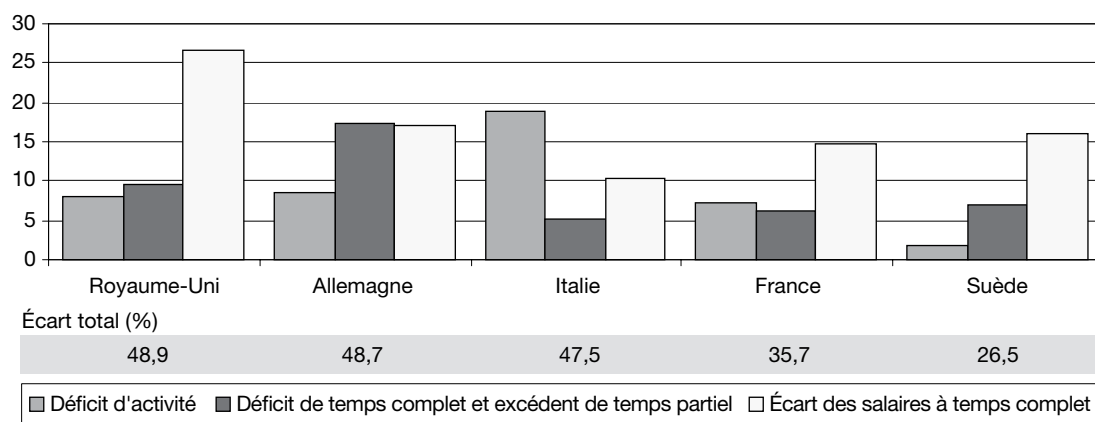
L'analyse statistique de l'écart des revenus d'activité suggère finalement une sorte de *trade-off* entre activité économique des femmes, accès à l'emploi à temps complet et inégalité salariale. Cela rejoindrait une interprétation en termes d'effets de sélection : l'accès à l'emploi à temps complet étant plus filtré pour les femmes que pour les hommes, celles qui y accèdent auraient un niveau de qualification en moyenne plus élevé ce qui se traduirait par un moindre écart des salaires (Olivetti et Petrongolo, 2008). Un tel effet de sélection apparaît en effet de façon très visible dans les cinq pays en ce qui concerne l'emploi à temps complet (graphique VI)

La sur-représentation des plus hauts niveaux de diplôme parmi les femmes qui travaillent toute l'année à temps complet est la plus notable en Allemagne, au Royaume-Uni et surtout en Italie, où la part de femmes ayant un diplôme du supérieur parmi les femmes en emploi à temps complet est près de 1,5 fois plus élevée qu'en moyenne parmi l'ensemble des femmes. Un tel effet de sélection pourrait aussi signaler un mouvement de polarisation tel que décrit par Thévenon (2009), qui rapproche la hausse du taux d'activité des femmes et celle de la part de femmes sans enfant, ajoutant ainsi une dimension démographique au « *trade-off* » suggéré plus haut.

Graphique V

Les trois grandes composantes de l'écart des revenus d'activité des femmes et des hommes

En %



Lecture : en Allemagne, l'écart des taux d'activité entre les femmes et les hommes contribue pour environ 8 points à l'écart de revenu d'activité, l'écart de répartition entre temps complet et temps partiel pour près de 10 points et l'écart des salaires à temps complet pour un peu plus de 25 points, dans un écart total de 48,9 %.

Champ : population de référence (individus âgés de 20 à 59 ans, hors étudiants et retraités, vivant seuls ou en couple).

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

Quant aux différences associées à l'écart des salaires à temps complet, elles illustrent en grande partie les ségrégations, plus ou moins prononcées, mentionnées plus haut. En particulier, le Royaume-Uni où cette composante est, de loin, la plus importante (atteignant 27 %), est aussi le pays dans lequel la sur-représentation des femmes dans le bas de la distribution des salaires est la plus prononcée, avec près de 17 % des femmes dont le salaire se trouve dans le premier décile de la distribution (comme observé sur le graphique IV). Dans les autres pays, l'écart dû aux salaires à temps complet est nettement plus faible (d'au moins 10 points). De façon quelque peu contre-intuitive, il est très proche en Allemagne et en Suède, alors que ces deux pays se différencient notablement en matière d'objectif d'égalité entre les femmes et les hommes et de politiques favorisant l'emploi des femmes, incomparablement plus développées en Suède. Pour Datta Gupta *et al.* (2008), ce niveau relativement élevé de l'écart des salaires illustrerait l'effet « boomerang », selon leurs termes, des politiques mises en œuvre pour atteindre cet objectif, qui, si elles ont eu le mérite de porter le taux d'activité des femmes à son niveau élevé, ont aussi contribué à une quasi segmentation du marché du travail avec un secteur féminin notamment dans les services publics.

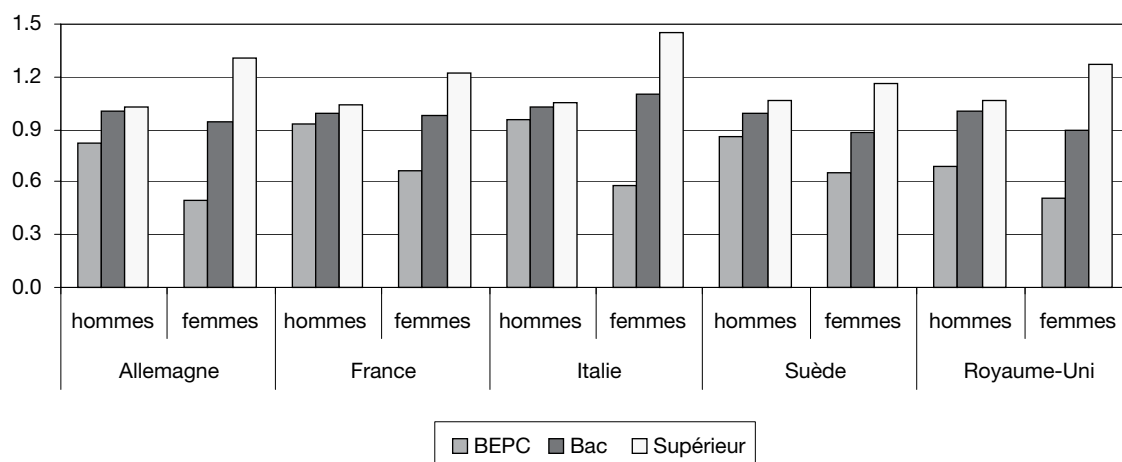
Malgré cette réserve, la Suède se place cependant clairement au rang de meilleur élève en termes de résultat économique des femmes par rapport aux hommes. Les différences entre pays

sont nettes, mais la suite du tableau d'honneur est plus difficile à établir : l'Allemagne, l'Italie et le Royaume-Uni sont assez proches quant au niveau de l'inégalité économique, mais la composition de celle-ci diffère notablement. La position intermédiaire de la France indique un certain retard de participation des femmes à l'activité économique par rapport à la Suède mais dans un marché du travail où la ségrégation pourrait être moindre ; la combinaison atténuée de chacune des dimensions de l'inégalité économique entre les femmes et les hommes la place devant l'Allemagne, l'Italie et le Royaume-Uni. Ce tableau d'honneur est assez compatible avec la typologie des États-providence, notamment dans sa déclinaison qui prend en compte les relations emploi/famille et les politiques publiques destinées à faciliter l'emploi des femmes : développées, sous des modalités différentes, en Suède et en France, limitées en Allemagne, inexistantes en Italie et au Royaume-Uni. Dans l'ensemble, ces résultats tendraient à confirmer des « régimes de genre » très différents.

Inégalité économique et inégalité des niveaux de vie : de forts décalages

Si l'on considère maintenant les niveaux de vie des femmes et des hommes, le décalage par rapport à l'inégalité économique est

Graphique VI
Niveaux d'éducation des personnes en emploi à temps complet rapportés à la moyenne parmi les femmes et parmi les hommes



Lecture : en Allemagne, la part des femmes ayant un diplôme du supérieur est 1,3 fois plus élevée parmi les femmes en emploi toute l'année à temps complet qu'en moyenne parmi les femmes.

Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

spectaculaire : quand l'écart des revenus d'activité s'établit, selon le pays, de 27 % à 49 %, celui des niveaux de vie va de 0% au plus bas en Suède à un maximum d'à peine 7 % au Royaume-Uni (graphique VII).

L'ampleur du « décalage » indique une différence profonde entre la distribution des revenus d'activité et celle des niveaux de vie ; on peut l'illustrer en représentant ces deux distributions pour les femmes et pour les hommes (graphique VIII). On observe d'abord que, pour les deux sexes, la dispersion des niveaux de vie est bien moindre que celle des revenus d'activité ; mais une asymétrie apparaît aussi car alors que la distribution des niveaux de vie tend à se situer à gauche de celle des revenus d'activité pour les hommes (donc les niveaux de vie sont concentrés à un niveau inférieur à celui des revenus d'activité), c'est l'inverse qui se produit pour les femmes, excepté en Suède où le déplacement vers la gauche s'observe également pour les femmes. En conséquence, l'inégalité entre les femmes et les hommes est bien moindre en termes de niveau de vie qu'en termes de revenus d'activité. L'objet de cette dernière partie est d'examiner ce qui se passe entre les deux écarts, c'est-à-dire dans la séquence qui va des revenus d'activité aux niveaux de vie.

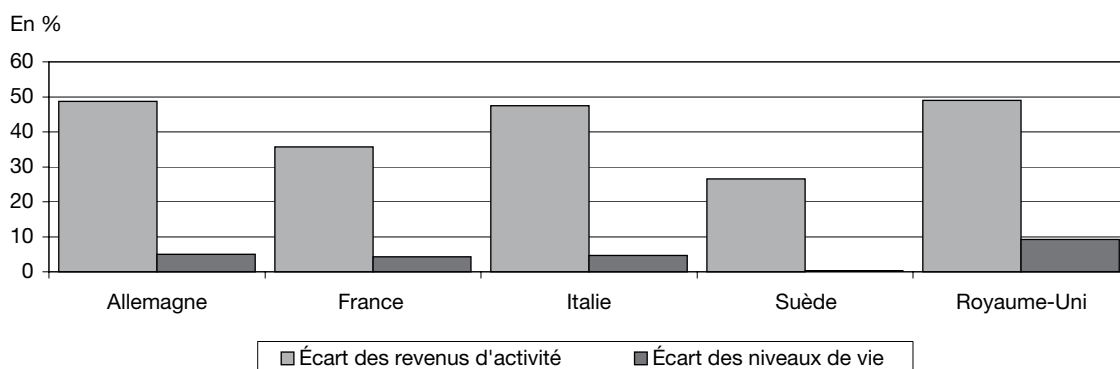
De façon standard, le niveau de vie est mesuré sur la base du revenu disponible d'un ménage et de la composition par âge de ce ménage²⁰, en faisant l'hypothèse de mise en commun de tous les revenus entre tous les membres du ménage et d'égalité entre tous les individus au sein d'un même ménage. Avec cette hypothèse, une partie des femmes et des hommes, ceux qui vivent en

couple, ont le même niveau de vie ; la faiblesse de l'écart des niveaux de vie comparé à celui des revenus d'activité résulte donc du nivellement produit par « la mise en ménage » des femmes et des hommes, plus favorable aux femmes qu'aux hommes compte tenu de l'inégalité des revenus d'activité initiale. Une décomposition de l'indice de Gini, basée sur les travaux de Dagum (1997) et appliquée à l'inégalité des salaires entre les femmes et les hommes notamment par Koubi *et al.* (2005a, 2005b), permet d'illustrer cet effet de nivellement. Classiquement, l'inégalité est décomposée en deux termes, l'inégalité intra-groupes (Gw) et l'inégalité inter-groupes (Gb) (ici entre les femmes et les hommes), qui nous intéresse particulièrement. L'intérêt de la décomposition mise en œuvre ici est de faire apparaître une troisième composante, qui isole dans l'inégalité inter-groupes la part qui provient du fait qu'une partie des distributions de chaque groupe peuvent se chevaucher. La décomposition mesure donc l'inégalité inter-groupes « nette » (Gbn) de ce chevauchement, un troisième terme (Gt), qui correspond à

19. Le revenu disponible inclue les revenus de l'activité économique des membres du ménage, les autres revenus marchands que peuvent recevoir les ménages (loyers, intérêts), les transferts nets avec d'autres ménages (par exemple pensions alimentaires versées ou reçues) et les revenus sociaux nets des prélèvements sociaux et fiscaux. Les différentes notions de revenu sont détaillées en annexe.

20. La taille du ménage et sa composition sont prises en compte par une échelle d'équivalence qui pondère de façon différente les individus du ménage selon leur âge, de façon à rendre compte des économies d'échelle, c'est-à-dire le fait que les besoins de 2 personnes vivant ensemble sont inférieurs à 2 fois les besoins d'une seule de ces personnes. L'échelle utilisée actuellement dans les statistiques européennes (dite échelle OCDE-modifiée) donne un poids de 1 au premier adulte du ménage, 0,5 à chaque adulte supplémentaire et 0,3 à chaque enfant (personne de moins de 14 ans).

Graphique VII
Écarts des revenus d'activité et des niveaux de vie entre les femmes et les hommes



Lecture : en Allemagne, l'écart des revenus d'activité entre les femmes et les hommes est de près de 50 %, et l'écart des niveaux de vie est de 5 %.

Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

ce chevauchement, évaluant la part de l'inégalité entre les hauts revenus du groupe « défavorisé » et les bas revenus du groupe « favorisé ». Le coefficient de Gini (G) est la somme de ces trois composantes²¹ :

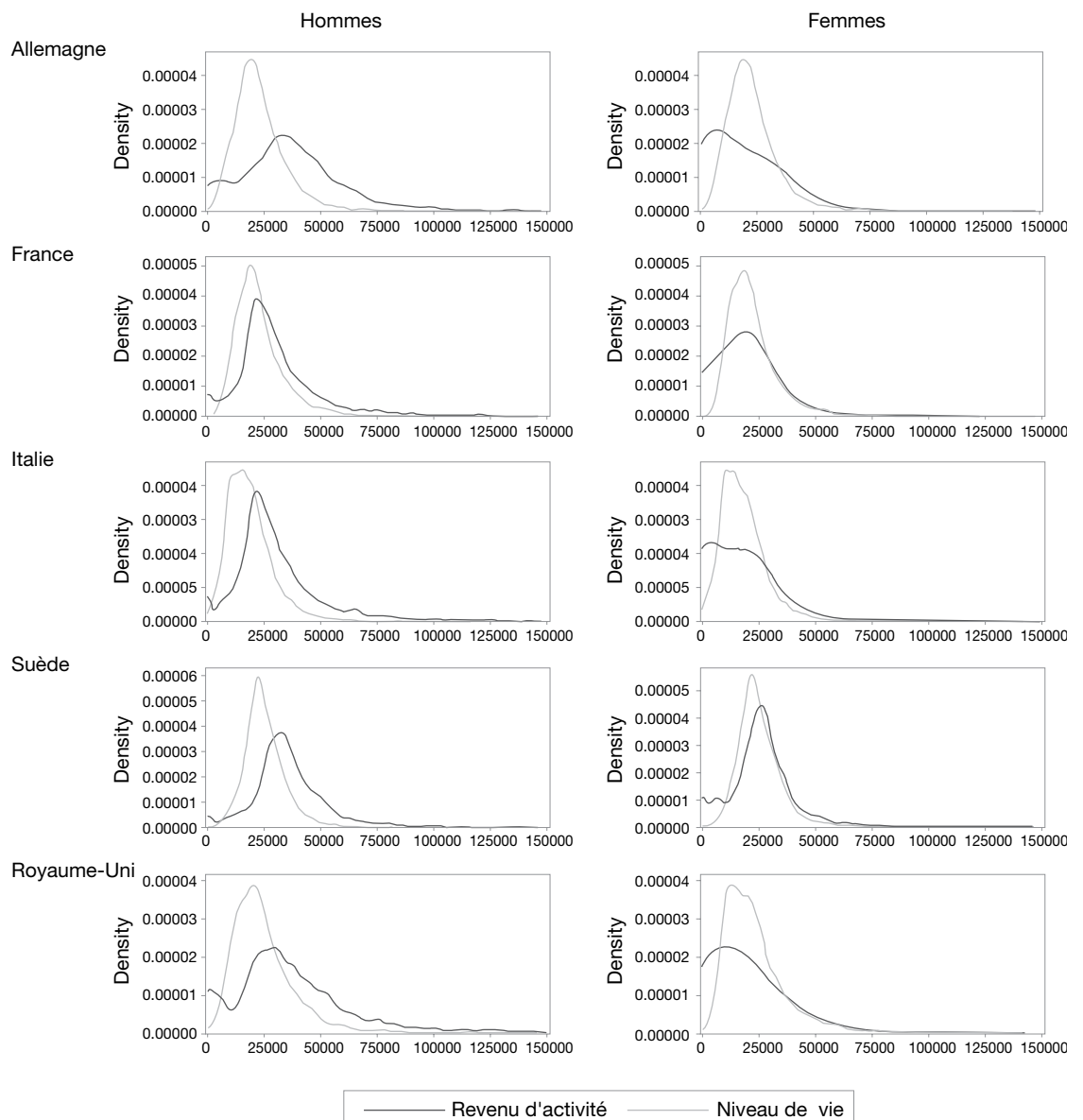
$$G = G_w + G_b = G_w + G_{bn} + G_t.$$

La décomposition du coefficient de Gini permet de voir la différence de structure de l'inégalité selon qu'elle est mesurée pour les revenus d'activité ou pour les niveaux de vie des femmes

et des hommes ; dans ce dernier cas, l'inégalité inter-groupes nette (Gbn) devient résiduelle – elle ne résulte plus que de l'inégalité entre les femmes et les hommes qui ne vivent pas en couple – et il ne reste pratiquement plus que des inégalités intra-groupes (Gw) à égalité avec des inégalités de chevauchement (Gt), qui reflètent l'inégalité des revenus entre les ménages (tableau 7)²². Dans

21. La méthodologie est celle détaillée dans Koubi et al. (2005b) ; une présentation formalisée de la décomposition est donnée dans l'annexe C.

Graphique VIII
Distribution des revenus d'activité et des niveaux de vie des femmes et des hommes



Lecture : les courbes représentent la distribution « lissée » des revenus d'activité et des niveaux de vie des femmes et des hommes. Les niveaux de vie sont, dans tous les cas, moins dispersés que les revenus d'activité. Les niveaux de vie des hommes sont concentrés à un niveau inférieur à leurs revenus d'activité, tandis que c'est plutôt l'inverse pour les femmes.

Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

l'inégalité des niveaux de vie entre les individus, l'inégalité économique entre les femmes et les hommes devient ainsi presque invisible, comme si elle n'existait pas, dans les cinq pays.

Du revenu d'activité au niveau de vie

Deux facteurs interviennent de façon centrale dans la différence entre les revenus d'activité individuels et les niveaux de vie des individus : la redistribution au sein des ménages, telle qu'elle est supposée avec les hypothèses de mise en commun et partage égal des ressources, et les politiques publiques de redistribution, via les

prestations sociales et les prélèvements sociaux et fiscaux. L'effet de la redistribution intra-ménage porte principalement sur les revenus d'activité ; dans la population étudiée, d'âge actif, les revenus d'activité représentent en effet l'essentiel des revenus reçus par les ménages, donc l'essentiel de ce sur quoi peut porter le partage au sein du ménage (tableau 8).

Cette redistribution ne peut évidemment se produire que pour les personnes qui ne vivent

22. Cela suggère au passage que la réduction de l'inégalité économique entre les femmes et les hommes pourrait entraîner une augmentation de l'inégalité des niveaux de vie. Cette question est discutée, par exemple, dans Harkness (2010).

Tableau 7
Niveau et structure de l'inégalité des revenus d'activité au niveau de vie

	Écart (H-F)/H en %	Coefficient de Gini			Décomposition du coefficient		
		hommes	femmes	ensemble	Gw	Gbn	Gt
Revenus d'activité							
Allemagne	48,7	0,36	0,50	0,45	0,20	0,18	0,07
France	35,7	0,34	0,41	0,39	0,18	0,12	0,08
Italie	47,5	0,36	0,52	0,45	0,21	0,16	0,08
Suède	26,5	0,27	0,28	0,29	0,14	0,09	0,07
Royaume-Uni	48,9	0,44	0,51	0,50	0,23	0,16	0,10
Niveau de vie							
Allemagne	5,0	0,28	0,28	0,28	0,14	0,01	0,13
France	4,3	0,28	0,29	0,29	0,14	0,01	0,13
Italie	4,7	0,31	0,32	0,31	0,16	0,01	0,14
Suède	0,1	0,20	0,21	0,20	0,10	0,00	0,10
Royaume-Uni	9,2	0,32	0,32	0,32	0,16	0,02	0,14

Lecture : en Italie, l'écart des revenus d'activité entre les femmes et les hommes de la population de référence est de 47,5 % et l'écart des niveaux de vie de 4,7 % ; la distribution des revenus d'activité est plus inégale pour les femmes (Gini=0,52) que pour les hommes (Gini=0,36). L'inégalité parmi les femmes et parmi les hommes (Gw) contribue pour 0,21 point à l'inégalité totale des revenus d'activité (Gini=0,45), l'inégalité entre les femmes et les hommes, nette du chevauchement des distributions (Gbn), contribue pour 0,16 et l'inégalité dans la zone de chevauchement (Gt) pour 0,08.

Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

Tableau 8
Part des revenus d'activité dans le revenu avant prélèvements

En %

	Ensemble	Par type de ménage :			
		Personnes seules	Couples sans enfant	Famille monoparentale	Couples avec enfant(s)
Allemagne	89,1	90,5	95,8	63,1	88,4
France	84,6	85,2	92,4	66,1	85,3
Italie	92,9	94,2	96,3	78,0	93,3
Suède	90,0	92,0	95,6	83,5	87,3
Royaume-Uni	82,6	84,5	95,7	43,8	87,1

Lecture : au Royaume-Uni, les revenus d'activité représentent 82,6 % du revenu des ménages avant prélèvements ; cette proportion est de 84,5 % pour les ménages composés d'une personne seule, 95,7 % pour les ménages composés d'un couple sans enfant, 43,8 % pour ceux composés d'une famille monoparentale et 87,1 % pour ceux composés d'un couple avec enfant(s).

Champ : population de référence niveau ménages.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

pas seules ; au niveau macro, l'ampleur finale de la redistribution intra-ménage dépend ainsi de la structure démographique des ménages (part des personnes vivant seules, des couples avec ou sans enfant, des familles monoparentales) et, bien entendu, de l'inégalité des revenus d'activité entre les femmes et les hommes : si les femmes et les hommes percevaient des revenus égaux, il n'y aurait de fait pas d'effet redistributif au sein des ménages.

Dans la population étudiée, la grande majorité des femmes et des hommes vivent en couple, cette proportion étant plus élevée en France et en Italie que dans les trois autres pays (tableau 9). La contrepartie se trouve principalement dans la part de personnes qui vivent seules sans enfant, plus souvent des hommes que des femmes, et la part de parents qui ne vivent pas en couple (les « familles monoparentales »), plus souvent des femmes que des hommes, et dans une proportion notablement plus élevée au Royaume-Uni que dans les autres pays.

La composition du ménage est essentielle pour expliquer la relation entre le niveau de vie et le revenu d'activité : les personnes en couple peuvent en effet voir l'absence ou la faiblesse de leur revenu d'activité compensée par le revenu d'activité du conjoint – si le revenu du conjoint est plus élevé ; les personnes qui

ont des enfants, quant à elles, doivent répartir le revenu entre plus de personnes que celles qui n'en ont pas – en revanche, elles peuvent bénéficier de transferts sociaux destinés aux familles. Pour analyser la façon dont ces différents effets interviennent dans la construction du niveau de vie des femmes et des hommes, on procède en trois étapes. Tout d'abord, on examine l'effet de la redistribution (supposée) au sein du ménage, pour les seuls revenus d'activité, qui, comme on l'a noté plus haut, composent l'essentiel des revenus des ménages d'âge actif. En outre, les autres revenus n'étant pas détaillés au niveau individuel²³, la démarche ne peut pas leur être appliquée.

23. Outre les hypothèses standard (mise en commun des revenus et égalité), le fait de ne pas disposer de ces revenus au niveau des individus interdit de mesurer des niveaux de vie strictement individuels ; pour une part, cela résulte du fait qu'une partie de ces revenus ne sont pas individuels, par exemple les revenus du patrimoine qui peuvent être ceux d'un patrimoine détenu en commun, ou certains revenus de transfert, comme les allocations familiales sont destinés aux familles et non à une personne en particulier, ou enfin les prélèvements fiscaux qui concernent le foyer lorsque l'imposition est jointe. Toutefois, même si l'on en disposait, cela ne permettrait pas de résoudre la question de la répartition effective des revenus entre les membres des ménages ; il manque ici la connaissance d'une règle de partage qui permettrait alors de vérifier la portée de l'hypothèse standard. Celle-ci en effet est maintenant largement considérée comme probablement excessive, mais cela ne suffit pas pour mettre en œuvre un mode de calcul qui serait plus proche des pratiques effectives de mutualisation des revenus dans les couples. De nombreux travaux portent sur ces questions aux conséquences importantes en terme de ciblage des politiques publiques (voir par exemple Bennett et Sutherland, 2011).

Tableau 9
Répartition des femmes et des hommes par type de ménage

En %

Personnes vivant :	seules sans enfant	en couple sans enfant	seules avec enfant(s) (*)	en couple avec enfant(s) (*)	Ensemble des personnes en couple	Ensemble des parents (*)
Hommes						
Allemagne	30,4	27,2	1,0	41,5	68,7	42,4
France	22,1	20,8	2,2	55,0	75,7	57,1
Italie	20,9	15,2	1,2	62,7	77,9	63,9
Suède	30,4	19,3	4,1	46,1	65,4	50,2
Royaume-Uni	22,2	26,4	2,2	49,2	75,6	51,4
Femmes						
Allemagne	26,1	26,0	8,1	39,8	65,8	47,9
France	15,9	20,3	10,0	53,9	74,2	63,9
Italie	13,4	15,4	7,7	63,5	78,9	71,1
Suède	18,9	21,3	9,1	50,7	72,1	59,8
Royaume-Uni	13,1	25,1	13,1	48,7	73,8	61,9

(*) Seuls sont pris en compte sont les enfants dépendants, c'est-à-dire âgés de moins de 25 ans et sans activité économique.

Lecture : en Allemagne, 30,4 % des hommes vivent dans un ménage d'une seule personne, 27,2 % vivent en couple sans enfant, 1 % seuls avec enfant(s), 41,5 % en couple avec enfant(s). Au total, 68,7 % des hommes allemands vivent en couple et 42,4 % sont des pères.
Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

Pour les individus en couple, on utilise une notion de « revenu d'activité conjugal » pour désigner la somme des revenus de deux conjoints également partagée entre eux et de « revenu d'activité conjugal équivalent », incluant les économies d'échelle²⁴, pour désigner le niveau de vie qu'auraient deux conjoints s'ils ne disposaient que de leur revenu d'activité et n'avaient pas d'enfant ; ce niveau de vie serait alors égal au revenu d'activité mutualisé rapporté au nombre d'équivalents-adultes (soit 1,5 pour un couple sans enfant). On appelle « effet conjugal » la différence entre le revenu d'activité individuel et le revenu conjugal équivalent. Pour les personnes qui ont des enfants, on appelle « revenu d'activité familial équivalent » le niveau de vie qu'aurait le ménage si les parents ne disposaient que de leur revenu d'activité, et « effet familial » sa différence avec le revenu d'activité conjugal équivalent (dans le cas de personnes en couple, individuel dans le cas de parents sans conjoint) due à la présence d'enfant(s). En notant y_i le revenu d'activité d'un individu et y_{cj} celui de son éventuel conjoint, p (valant 0 ou 1) la présence d'un conjoint et c le nombre d'enfants (de 0 à n), on a donc :

- revenu d'activité conjugal = $(y_i + p*y_{cj}) / (1 + p)$
- revenu d'activité conjugal équivalent = $(y_i + p*y_{cj}) / (1 + p*0,5)$
- effet conjugal = $[(y_i + p*y_{cj}) / (1 + p*0,5)] - y_i$
- revenu d'activité familial = $(y_i + p*y_{cj}) / (1 + p*0,5 + c*0,3)$
- effet familial = $[(y_i + p*y_{cj}) / (1 + p*0,5 + c*0,3)] - [(y_i + p*y_{cj}) / (1 + p*0,5)]$

Le niveau de vie est ensuite obtenu en ajoutant successivement les autres revenus privés du ménage (revenus de la propriété et du capital, transferts inter-ménages nets) puis les transferts sociaux et en retranchant les prélèvements sociaux et fiscaux²⁵, toutes ces composantes étant calculées par équivalent-adulte. En utilisant les notions intermédiaires qui viennent d'être définies, le niveau de vie d'une personne s'écrit de la façon suivante :

- Niveau de vie individuel =
- Revenu d'activité individuel
- + effet conjugal (nul si la personne n'est pas en couple)
- + effet familial (nul si la personne n'a pas d'enfant)
- + autres revenus privés
- + transferts sociaux nets

Dans les couples : un effet conjugal plus fort pour les femmes que pour les hommes

Dans les couples²⁶, sous l'hypothèse standard de mise en commun des revenus et d'égalité au sein du ménage, chaque conjoint dispose du même revenu. L'ampleur de l'effet conjugal pour un individu dépend du niveau de son revenu d'activité par rapport à celui de son conjoint. Au niveau macro, il dépend donc essentiellement de la part de couples dont les deux conjoints sont actifs, de l'intensité de leur activité (temps complet ou temps partiel, année complète ou alternances) et de l'inégalité des revenus entre les femmes les hommes. Dans la population étudiée, la part de personnes en couple bi-actif est majoritaire dans les cinq pays, mais avec des différences sensibles en moyenne et dans la combinaison des statuts en emploi. L'Allemagne et l'Italie se singularisent, selon des lignes déjà observées, par la faible part de couples dont les deux conjoints sont actifs à temps complet en Allemagne et la forte part de couples dont seul un des conjoints est actif en Italie (tableau 10). La part des couples dont seul un conjoint est actif est en outre sensiblement plus élevée en Allemagne et au Royaume-Uni qu'elle ne l'est en France, et elle est très faible en Suède.

Dans les couples dont les deux conjoints sont salariés toute l'année, l'écart des salaires annuels est moins prononcé entre conjoints qu'en moyenne entre les femmes et les hommes, et encore moins si l'on ne considère que les couples dont les deux conjoints travaillent à temps complet – signe d'une relative homogamie des caractéristiques sociales des conjoints. La Suède fait exception, ce qui pourrait refléter la forte ségrégation salariale déjà soulignée ; l'Italie aussi fait exception, par l'ampleur de la différence entre l'écart des salaires observé en moyenne entre les femmes et les hommes et celui observé entre conjoints à temps complet – mais qui ne concerne qu'environ un quart des couples. Toutefois, quelles que soient les différences entre pays sur ces deux dimensions, la part des couples dans lesquels l'homme a un revenu d'activité plus élevé que celui de la

24. En appliquant de façon standard l'échelle dite OCDE-modifiée, qui donne un poids de 1 au premier adulte du ménage, un poids de 0,5 à chaque adulte supplémentaire et un poids de 0,3 à chaque enfant (moins de 14 ans).

25. Le calcul du revenu disponible est rappelé dans l'annexe A3.
26. L'optique de l'inégalité entre les femmes et les hommes adoptée dans l'étude conduit à ne pas prendre en compte les couples de même sexe. Le très faible nombre d'observations (dans le champ retenu, 0,8 % des personnes en couple) ne permet par ailleurs pas de les prendre en compte de façon séparée.

femme est largement majoritaire partout, s'étendant de 72 % à 80 % environ, le revenu d'activité des femmes en couple ne représentant en moyenne que de 28 % environ à 40 % du revenu d'activité de leur couple.

La mise en commun et le partage égal des revenus entre conjoints est donc mécaniquement plus favorable aux femmes qu'aux hommes. L'effet conjugal, reflet inverse de l'inégalité économique entre les femmes et les hommes, est en conséquence très asymétrique selon le sexe : en moyenne, le revenu conjugal équivalent est proche du revenu d'activité individuel pour les hommes (grâce aux économies d'échelle) et partout plus élevé pour les femmes, mais plus ou moins selon l'intensité de l'inégalité au sein des couples (graphique IX). Cette asymétrie résulte d'une division du travail entre les sexes partout plus favorable – en termes de résultat économique individuel – pour les hommes et de l'inégalité des gains sur le marché du travail. C'est, dans la population étudiée, le principal facteur de la différence entre l'inégalité des revenus d'activité et l'inégalité des niveaux de vie.

L'effet « charges familiales » : un peu plus fort pour les parents isolés

L'effet brut des charges familiales, c'est-à-dire de la présence d'enfants dépendants, est d'augmenter le nombre de personnes entre lesquelles le revenu se répartit (cet effet pourra être compensé en partie par les transferts sociaux – allocations et/ou dispositions fiscales, *infra*). Il concerne une partie des personnes en couple (se cumulant alors avec l'effet conjugal) et les parents qui vivent sans conjoint. L'effet est évidemment le même pour les parents en couple quel que soit leur sexe, puisque chacun dispose par hypothèse d'une part égale du revenu conjugal, et il est d'une ampleur comparable dans les cinq pays, indiquant que la taille des familles est, elle aussi, comparable (graphique X). Il est partout un peu plus fort pour les parents isolés, dont le revenu d'activité individuel est en moyenne plus faible que le revenu d'activité conjugal des parents en couple. Il est très faiblement différent entre les pères isolés et les mères isolées ; la principale différence de ce point de vue est celle de l'incidence de la situation de parent isolé, nettement plus élevée parmi les femmes.

Tableau 10
Activité et revenus d'activité dans les couples

	DE	FR	IT	SE	UK
En %					
Combinaison de l'activité économique					
2 conjoints en emploi toute l'année dont	59,6	69,4	52,4	84,1	73,8
2 salariés à temps complet	22,7	39,2	26,1	47,2	36,9
2 salariés dont 1 à temps partiel	29,6	18,8	9,5	24,3	23,7
Au moins 1 non salarié	7,3	11,4	16,8	12,6	13,2
1 conjoint en emploi toute l'année et 1 inactif	19,2	11,3	29,9	2,6	13,8
Autres combinaisons	21,3	19,3	17,7	13,4	12,4
Ensemble des couples	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Écart des revenus d'activité annuels entre hommes et femmes					
A l'intérieur des couples					
Couples de 2 salariés toute l'année	31,3	11,7	9,6	27,3	19,9
Couples de 2 salariés à temps complet toute l'année	2,9	4,5	0,0	19,3	9,4
En moyenne sur l'ensemble					
Parmi les salariés toute l'année	38,7	26,3	24,0	27,8	37,7
Parmi les salariés à temps complet toute l'année	20,0	18,8	15,7	20,0	25,9
Part des couples dans lesquels le revenu d'activité de l'homme est plus élevé que celui de la femme	79,3	76,6	81,3	76,3	72,5
Part moyenne du revenu de la femme dans le revenu d'activité du couple	29,4	36,4	27,9	39,8	33,8
(*) Cette catégorie inclut les couples sans aucune activité, dont le nombre trop faible ne permet pas de les isoler.					

Lecture : au Royaume-Uni, 73,8 % des personnes vivant en couple vivent dans un couple dont les deux conjoints sont en emploi toute l'année (dont 36,9 % tous les deux salariés à temps complet, 23,7 % l'un à temps complet et l'autre à temps partiel), 13,8 % vivent dans un couple dont l'un des conjoints est inactif. L'écart des revenus d'activité entre les conjoints des couples de deux salariés est de 19,9 % (contre 37,7 % en moyenne entre les femmes et les hommes). Le revenu d'activité de l'homme est plus élevé que celui de sa conjointe dans 72,5 % des cas, et en moyenne, le revenu d'activité de la femme représente 33,8 % du revenu d'activité du couple.
Champ : individus en couple de la population de référence.
Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

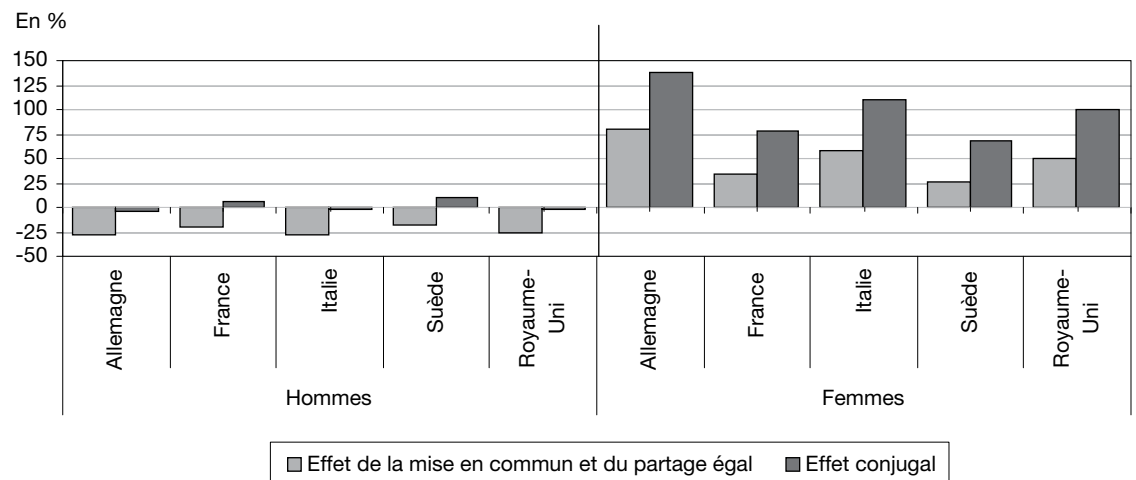
L'effet conjugal ne concerne que les personnes en couple, l'effet familial ne concerne que les personnes qui ont des enfants, et les deux effets se cumulent pour celles qui sont en couple avec enfant(s). Au niveau de l'ensemble des femmes et des hommes, ces deux effets sont donc modulés par la distribution des unes et des autres par type de ménage (graphique XI). L'effet conjugal est ainsi un peu moins prononcé en moyenne que parmi les personnes en couple, notamment pour les femmes ; l'effet familial (addition des

enfants dans le calcul) est plus fort parmi les femmes lorsque toutes sont prises en compte du fait de l'écart d'incidence des situations de parent isolé selon le sexe du parent.

Le niveau de vie des femmes et des hommes : presque égal, par hypothèse

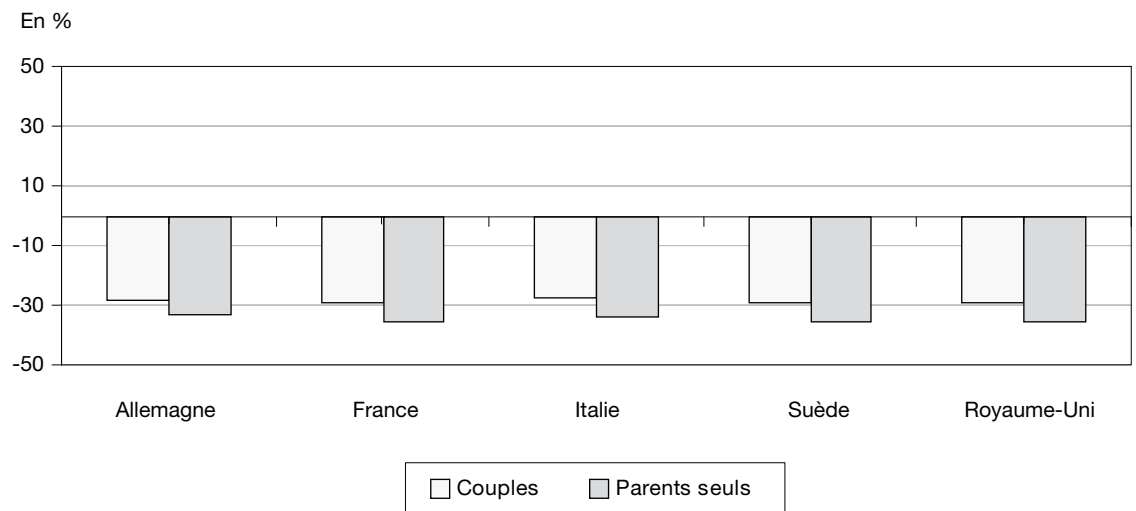
Pour arriver au niveau de vie, d'autres composantes des revenus doivent être prises en compte : les revenus hors travail (revenus du patrimoine

Graphique IX
Effet « conjugal » sur les revenus d'activité



Lecture : le graphique indique la différence entre le revenu d'activité individuel et le niveau de vie qu'aurait chaque conjoint si le couple ne disposait que de revenus d'activité et n'avait pas d'enfant.
Champ : individus en couple de la population de référence.
Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

Graphique X
Effet des enfants selon la situation conjugale des parents



Lecture : le graphique indique la différence entre le revenu d'activité conjugal (pour les parents en couple) ou individuel (pour les parents isolés) et le revenu d'activité familial, c'est-à-dire une fois les enfants pris en compte.
Champ : parents (d'enfants dépendants) de la population de référence.
Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

immobilier ou financier), les transferts directs entre ménages (pensions alimentaires notamment) et les transferts sociaux. Comme ces composantes ne sont connues qu'agrégées au niveau du ménage et supposées également partagées entre ses membres, leur effet dans la composition du niveau de vie apparaît à peu près identique pour les deux sexes (tableau 11).

Comme attendu, les revenus d'activité individuels composent l'essentiel du niveau de vie, et leur part est plus élevée parmi les hommes que parmi les femmes, reflétant le sens de l'écart moyen de revenus d'activité. L'effet conjugal est positif pour les femmes dans les cinq pays, ainsi que pour les hommes en France et en Suède sous l'effet des économies d'échelle, mais pas dans les trois autres pays. Naturellement, plus l'inégalité des revenus d'activité est forte, plus la part de l'effet conjugal est élevée en moyenne pour les femmes ; le Royaume-Uni, l'Allemagne et l'Italie, où cette inégalité est la plus prononcée sont donc les pays où les transferts intra-ménage sont les plus importants pour le niveau de vie des femmes.

Les revenus du capital et de la propriété représentent une part relativement faible dans les cinq pays²⁷ et, par construction, peu différente entre les femmes et les hommes. La seule différence notable concerne la part des transferts directs (nets) entre ménages, en moyenne négative pour les hommes et, sauf en Allemagne, nulle ou positive pour les femmes.

La part des revenus sociaux est naturellement positive partout, toutefois plus faible en Italie²⁸, et celle des prélèvements évidemment négative et assez proche entre les cinq pays France exceptée, les revenus étant déjà nets de cotisations sociales²⁹.

Les différences de composition du niveau de vie selon la configuration familiale sont notables, exception faite du constat de la plus faible part des revenus d'activité des femmes dans toutes les configurations. L'écart de la part de ces revenus entre les femmes et les hommes est cependant bien plus faible parmi les personnes qui vivent seules que dans les autres cas, ce qui reflète partiellement³⁰ l'impact des circonstances familiales sur le résultat économique relatif des femmes et des hommes. La part des revenus du patrimoine³¹ est à peu près stable à travers les configurations familiales, plus faible toutefois partout (par rapport aux moyennes nationales)

27. Leur part est notablement plus élevée en France. Cela résulte d'un ajustement avec l'enquête Patrimoines et les données de la Banque de France qui n'est pas effectué dans les autres pays (cf. Eurostat Doc. LC-71-12 EN).

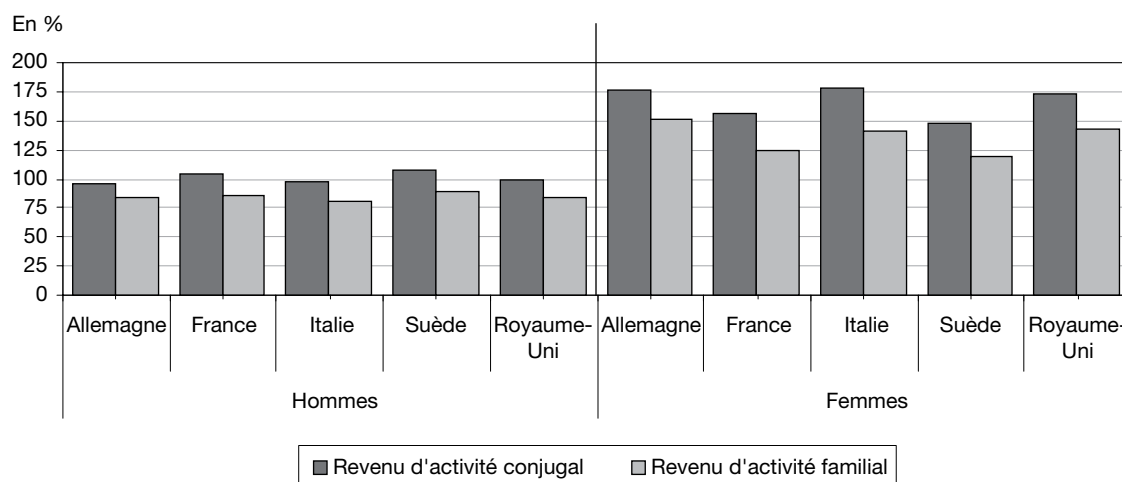
28. Cela pourrait résulter de l'absence d'un dispositif de type revenu minimum dans ce pays.

29. Cela explique également la part plus faible des revenus d'activité, notamment pour les hommes.

30. Cela peut résulter aussi des différences de caractéristiques productives entre les femmes et les hommes qui vivent seul(e)s, et/ou entre les femmes qui vivent seules et celles qui vivent en famille ; cette piste n'est pas explorée ici.

31. Elle est nettement plus élevée en France que dans les pays comparés. Expliquer cette différence demanderait une investigation spécifique qui n'est pas dans le sujet de cette étude.

Graphique XI
Du revenu d'activité individuel (=100) au revenu familial des hommes et des femmes



Lecture : le graphique indique l'effet global de la présence d'un conjoint et d'enfant(s) dépendant(s) dans le ménage. Par exemple, pour les femmes en Allemagne, le revenu d'activité conjugal est de 75 % plus élevé que le revenu d'activité individuel, et le revenu d'activité familial de 50 % plus élevé.

Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

Tableau 11
Composition du niveau de vie des femmes et des hommes

En %

	Al	Fr(*)	It	Se	R-U	Al	Fr(*)	It	Se	R-U
	Hommes					Femmes				
Ensemble										
Revenu individuel d'activité	160	129	164	144	156	86	86	91	106	87
Effet conjugal	- 6	6	- 4	10	- 1	65	49	71	51	64
Effet familial	- 19	- 25	- 29	- 26	- 24	- 21	- 27	- 33	- 30	- 27
Revenus du patrimoine	3	11	4	4	5	3	10	4	4	5
Transferts privés nets	- 1	- 1	0	0	- 1	0	0	1	0	0
Transferts sociaux	6	5	3	7	5	7	7	3	8	8
Prélèvements sociaux et fiscaux	- 43	- 27	- 38	- 40	- 41	- 40	- 25	- 36	- 40	- 38
Niveau de vie	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Personnes seules sans enfant										
Revenu individuel d'activité	143	114	137	131	136	134	109	129	128	124
Effet conjugal	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Effet familial	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Revenus du patrimoine	3	11	4	2	3	3	11	3	2	3
Transferts privés nets	- 3	- 1	- 2	0	- 2	0	0	1	0	0
Transferts sociaux	4	5	2	4	6	6	7	4	7	9
Prélèvements	- 47	- 29	- 41	- 37	- 42	- 42	- 27	- 38	- 37	- 37
Niveau de vie	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Personnes en couple sans enfant										
Revenu individuel d'activité	128	103	127	118	124	81	71	75	85	85
Effet conjugal	14	13	8	17	14	61	45	59	50	53
Effet familial	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Revenus du patrimoine	3	13	4	4	4	3	13	4	4	4
Transferts privés nets	- 1	- 1	0	0	- 1	- 1	- 1	0	0	- 1
Transferts sociaux	2	1	1	2	1	2	1	1	2	1
Prélèvements	- 46	- 29	- 39	- 41	- 43	- 46	- 29	- 39	- 41	- 43
Niveau de vie	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Parents sans conjoint (**)										
Revenu individuel d'activité	182	164	197	197	152	123	127	153	172	94
Effet conjugal	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Effet familial	- 61	- 58	- 67	- 69	- 52	- 40	- 45	- 52	- 62	- 34
Revenus du patrimoine	4	16	3	8	12	3	8	5	4	9
Transferts privés nets	- 2	- 3	- 1	0	0	9	5	10	3	4
Transferts sociaux	15	9	5	5	20	26	24	9	14	42
Prélèvements	- 38	- 28	- 37	- 40	- 32	- 20	- 17	- 27	- 31	- 16
Niveau de vie	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Personnes en couple avec enfant(s)										
Revenu individuel d'activité	199	147	187	163	190	53	83	81	102	79
Effet conjugal	- 27	6	- 9	13	- 11	120	70	97	74	99
Effet familial	- 49	- 45	- 50	- 52	- 52	- 49	- 45	- 50	- 52	- 52
Revenus du patrimoine	3	10	4	5	6	3	10	4	5	6
Transferts privés nets	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Transferts sociaux	10	7	3	11	7	10	7	3	11	7
Prélèvements	- 36	- 25	- 36	- 41	- 39	- 36	- 25	- 36	- 41	- 39
Niveau de vie	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

(*) Pour la France, les revenus d'activité sont déjà nets des prélèvements sociaux ; cela explique les parts plus faibles des revenus individuels d'activité des hommes et des prélèvements sociaux et fiscaux en général.

(**) Pour les hommes, les résultats reposent sur un nombre d'observations restreint qui invite à une interprétation prudente.

Lecture : pour l'Allemagne, le revenu d'activité des hommes de la population de référence représente 160 % de leur niveau de vie (contre 86 % dans le cas des femmes) ; l'effet conjugal (combinaison avec le revenu d'activité de la conjointe le cas échéant), l'effet familial (intégration des éventuelles charges d'enfants dépendants) représentent respectivement - 6 % et - 19 % (respectivement 65 % et - 21 % pour les femmes). Les revenus du patrimoine et les transferts privés nets représentent en tout 2 % (3-1) ; les transferts sociaux représentent 6 % du niveau de vie et les prélèvements fiscaux et sociaux - 43 %.

Champ : population de référence.

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

parmi les mères de familles monoparentales et plus élevée pour les personnes des couples sans enfant. Dans les autres composantes, la différence la plus importante s'observe pour la part des transferts sociaux, très sensible à la présence d'enfants – l'exception est ici celle de l'Italie, où la part de ces transferts, si elle est plus élevée dans le niveau de vie des personnes avec enfant, est néanmoins très faible par rapport aux autres pays. Dans le cas des mères de famille monoparentale, la contribution des revenus sociaux au niveau de vie apparaît partout plus élevée que dans toute autre configuration (Italie exceptée), et particulièrement au Royaume-Uni, ce qui pourrait témoigner de l'accent mis dans ce pays sur la lutte contre la pauvreté des enfants. La part des transferts directs entre ménages, qui contribuent en moyenne faiblement aux niveaux de vie, apparaît plus importante parmi les hommes qui vivent seuls, les personnes des couples sans enfant et les femmes qui ne sont pas en couple mais qui ont des enfants ; le signe des contributions (positif seulement pour ces dernières), suggère des transferts liés au versement de pensions alimentaires.

Enfin, tendanciellement, la part des prélèvements apparaît moindre pour les personnes en couple avec enfant(s) comparées à celles en couple sans enfant et pour les personnes seules avec enfant comparées à celles sans enfant sauf en Suède. Il est toutefois difficile, sauf dans le cas de la France, de voir dans cette apparente sensibilité aux configurations familiales une dimension fiscale des politiques familiales car les données agrègent les prélèvements sociaux et fiscaux : il s'agit ici d'une importante limitation³², puisqu'il n'est pas possible de séparer les impôts des cotisations sociales alors qu'une large part de ces dernières porte sur les revenus du travail mais n'est pas liée à la configuration familiale, à la différence des impôts sur les revenus.

* *
*

À quelle aune évaluer l'inégalité économique entre les femmes et les hommes ? Mesurer l'inégalité entre les femmes et les hommes à partir de leurs revenus d'activité ou à partir de leurs niveaux de vie aboutit à deux constats contradictoires : d'un côté, l'inégalité des revenus d'activité est considérable ; de l'autre, l'inégalité des niveaux de vie est presque négligeable. S'il n'y a pas de mystère quant à la raison d'une telle différence – la méthodologie standard de calcul

des niveaux de vie débouche mécaniquement sur une quasi-égalité dès qu'une large majorité des individus vivent en couple – le changement radical d'interprétation selon que l'on se réfère à l'une ou à l'autre des mesures mérite que l'on s'y arrête, pour souligner l'impact considérable des hypothèses de mise en commun et de partage égal des ressources au sein des ménages sur la mesure des inégalités entre individus et la difficulté pour mettre en œuvre des indicateurs pertinents de l'inégalité entre les femmes et les hommes.

L'indicateur le plus fréquemment mobilisé, et médiatisé, l'écart des salaires, est trop étroit car il ne donne de l'inégalité qu'une mesure partielle – surtout quand il est mesuré, comme le plus souvent (par exemple dans les statistiques européennes telles qu'on peut les consulter sur le site d'Eurostat³³) à partir des salaires horaires, ou seulement entre salariés à temps complet, ce qui fait disparaître l'effet des différences de durées hebdomadaires de travail. Souvent en outre, tous les emplois ne sont pas pris en compte (par exemple ceux des entreprises de moins de 10 salariés) et, par définition, les emplois non salariés ne sont pas dans le champ. Mais surtout, les personnes sans emploi sont nécessairement hors champ ; or les femmes se trouvent bien plus souvent dans cette situation que les hommes.

L'approche par le niveau de vie, qui permet de prendre en compte toutes les situations vis-à-vis de l'activité, annule virtuellement l'inégalité entre les femmes et les hommes, par construction puisque le calcul du niveau de vie des individus postule la mise en commun des revenus et leur partage égal au sein des ménages. Or il est désormais largement admis que l'approche « unitaire » du ménage (Samuelson, 1956 ; Becker 1974, 1991) qui fonde ce calcul, n'est tenable ni théoriquement ni empiriquement³⁴. Cela ne signifie pas qu'il n'y a pas de mise en commun, mais elle serait plutôt partielle,

32. Cela plaide pour une évolution de la source EU-Silc soit avec la fourniture de revenus nets de cotisations sociales, soit avec la fourniture des montants de cotisations sociales sur les revenus d'activité au niveau individuel.

33. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&nit=1&language=fr&pcode=tsiem040&plugin=1>

34. Il n'est pas possible ici de rendre compte de l'abondante littérature qui s'est accumulée depuis une bonne trentaine d'années sur le sujet ; citons les critiques anciennes des hypothèses du modèle unitaire par Ben-Porath (1982) ; Pollak (1985) ; Bergstrom (1989) ; Chiappori (1992). Voir également : Donni et Chiappori (2009) pour une revue des modèles non unitaires développés depuis les années 1980 ; l'emblématique article de Lundberg. Pollak et Wales (1997) montrant le lien entre l'allocation des ressources par le ménage et les revenus reçus par chacun des conjoints ; une revue de débats récents sur l'allocation des ressources dans les ménages dans Bennett (2013).

comme le montrent les résultats de quelques enquêtes récentes³⁵. Dans ces conditions, la méthodologie standard du niveau de vie permet de comparer entre eux des ménages, mais elle obscurcit la comparaison entre les individus car elle conduit à négliger toute inégalité intra-ménage. L'apparente quasi-égalité des niveaux de vie peut alors masquer une réelle inégalité économique, en termes d'autonomie individuelle et d'indépendance financière, entre les femmes et les hommes.

Les enjeux d'un progrès sur la mesure des inégalités entre les individus en général, entre les femmes et les hommes en particulier, sont importants : d'une part pour définir les objectifs des politiques publiques et les outils appropriés (Bennett et Sutherland, 2011 ; De Henau et Himmelweit, 2013) ; d'autre part, pour com-

prendre les facteurs et les conséquences de l'inégalité entre les femmes et les hommes. Ces enjeux sont d'autant plus importants dans un contexte économique où les situations d'emploi peuvent être moins stables et un contexte démographique caractérisé par une formalisation et une stabilité des unions moindres que par le passé. Ainsi, même en admettant que les revenus sont effectivement partagés au sein des ménages de telle sorte que les transferts intra-ménages effacent – dans les couples – l'inégalité des revenus de l'activité individuelle, l'équilibre ainsi atteint ne résiste ni à la perte d'emploi du « principal apporteur » de revenu, ni évidemment à la séparation du ménage. De nombreuses décisions sont prises dans le contexte de configurations familiales données et sont susceptibles d'affecter différemment les femmes et les hommes ; c'est le cas en particulier des choix d'activité. Il est donc important de pouvoir disposer d'indicateurs qui permettent d'analyser la situation économique individuelle des femmes et des hommes en lien avec ces choix avant d'appliquer des hypothèses de mutualisation et d'égalité au sein des ménages. □

35. Enquête danoise sur le budget des ménages (cf. Bonke et Browning, 2009), module « Décisions dans les couples » de l'enquête Insee sur les emplois du temps 2010 pour la France, module Eu-Silc 2010 "Intra- household allocation of resources" (cf. Ponthieux, 2012b).

BIBLIOGRAPHIE

Aeberhardt R., Pouget J. et Skalitz A. (2007), « Le revenu salarial et ses composantes, évolutions et inégalités de 1978 à 2005 », dans Insee, *Les salaires en France*, pp. 27-49.

Allègre G. (2011), « From wage inequality to living standard inequalities at household level », dans Fraser et al. (éds.), *Working Poverty in Europe: A Comparative Approach*, Palgrave Macmillan, pp. 232-249.

Baudelot C. et Choquet O. (1981), « Du salaire au niveau de vie », *Économie et Statistique*, n° 139, pp. 17-28.

Becker, G.S. (1974), « A Theory of Social Interactions », *The Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 6, pp. 1063-1093.

Becker G.S. (1991), *A Treatise on the Family*, Enlarged edition, Cambridge University Press.

Bennett F. (2013), « Researching within-household distribution: overview, developments, debates and

methodological challenges », *Journal of Marriage and Family*, n° 75, pp. 582-597.

Bennett F. et Sutherland H. (2011), « The importance of independent income: Understanding the role of means-tested earnings replacement benefits », *ESRC, ISER working paper n° 2011-09*.

Ben-Porath Y. (1982), « Economics and the family - match or mismatch? A review of Becker's A treatise on the family », *Journal of Economic Literature*, vol. 20, n° 1, pp. 52-64.

Bergstrom T.C. (1989), « A fresh look at the rotten-kid theorem and other household mysteries », *The Journal of Political Economy*, vol. 97, n° 5, pp. 1138-1159.

Blinder A.S. (1973), « Wage discrimination: reduced form and structural estimates », *The Journal of Human Resources*, n° 8, pp. 436-455.

Bonke J. et Browning M. (2009), « Pooling of income and sharing of consumption within

households », *Discussion Papers Series n° 428*, Dept. of Economics, University of Oxford.

Commission européenne (2010), *Rapport sur l'égalité entre les femmes et les hommes*, Office des publications de l'Union européenne, Luxembourg. Téléchargeable sur : <http://www.ec.europa.eu/social/>.

Chiappori P.A. (1992), « Collective labor supply and welfare », *Journal of Political Economy*, vol. 100, n° 3, pp. 437-467.

Cipollone A., Patacchini E. et Vallanti G. (2012), *Women's labour market performance in Europe: trends and shaping factors*, CEPS Special report, September 2012.

Conseil de l'Europe (2010), *The gender pay gap in the Member states of the European Union: quantitative and qualitative indicators*, Rapport de la Présidence Belge (16516/10 - ADD 2 SOC 779).

Dagum C. (1997), « A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio », *Empirical Economics*, vol. 22, n° 4, pp. 515-531.

Datta-Gupta N., Smith N. et Verner M. (2008), « The impact of Nordic countries' family friendly policies on employment, wages and children », *Review of the Economics of the Household*, n° 6, pp. 65-89.

Del Boca D., Pasqua S. et Pronzato C. (2008), « Motherhood and market work decisions in institutional context: a European perspective », *Oxford Economic Papers*, n° 61, pp. i147-i171.

De Henau J. et Himmelweit S. (2013), « Comparing welfare regimes by their effect on intra-household inequalities », dans Ferri et Masonis-Paya (éds), *Sustainability and transformation in European social policy*, 9^e conférence ESPAnet, pp. 117-146.

Donni O. et Chiappori P.A. (2009), « Non-unitary Models of Household Behavior: A Survey of the Literature », *IZA Discussion Paper n°4603*.

EIRO (2010), *Self-employed workers: industrial relations and working conditions*, Eurofound, Dublin. Téléchargeable sur : <http://www.eurofound.europa.eu/comparative/tn0801018s/index.htm>

Esping-Andersen G. (1990), *The three worlds of welfare capitalism*, Polity Press, Cambridge.

Esping-Andersen G. (1999), *Social foundations of postindustrial economies*, Oxford University Press.

Eurofound (2010a), *Working poor in Europe*, Eurofound, Dublin.

Eurofound (2010b), *Family life and work*, Eurofound, Dublin.

Favrat A., Prady D., Tavan C. (2012), Du Smic au niveau de vie : composantes et évolutions, *Economie et statistique*, n° 448-449, pp. 29-47.

Favre F. (2009), « Hommes - femmes, des différences de revenu sensibles pour les non-salariés », dans Insee, *Les revenus d'activité des indépendants*, pp. 31-45.

Figari F. (2011), « From housewives to independent earners: can the tax system help Italian women to work? », *ISER Working Paper Series n°2011-15*.

Gardiner K. et Millar J. (2006), « How low-paid employees avoid poverty: an analysis by family type and household structure », *Journal of Social Policy*, vol. 35, n° 3, pp. 351-369.

Gauthier A.H. (1996), *The state and the family: A comparative analysis of family policies in industrialized countries*, Clarendon Press.

Genre V., Gomez Salvador R. et Lamo A. (2010), « European women: why do(n't) they work? », *Applied Economics*, n° 42, pp. 1499-1514.

Gornik J.C. (2004), « Women's economic outcomes, gender equality and public policy: Lessons from the Luxembourg Income Study », *Socio-Economic Review*, n° 2, pp. 213-238.

Gornick J.C. et Jacobs J. (1998), « Gender, the welfare State and public employment: a comparative study of seven industrialised countries », *American Sociological Review*, n° 63, pp. 688-710.

Gornik J.C. et Jäntti M. (2010), « Women, poverty and social policy regimes: a cross-national analysis », *Luxembourg Income Study Working Paper n° 534*.

Gregg P. et Wadsworth J. (2005), « Measuring labor market performance on jobs and pay at the individual and household level », dans Marx et Salverda (éds.), *Low wage employment in Europe*, Acco, Leuven, pp. 117-130.

Harkness S. (2010), « The contribution of women's employment and earnings to household income inequality: A cross-country analysis », *Luxembourg Income Study WP n° 531*.

- Iacovou M., Kaminska O. et Levy H. (2012)**, « Using EU-SILC data for cross-national analysis: strengths, problems and recommendations », *ESRC, ISER working paper n° 2012-03*.
- Jaumotte F. (2003)**, « Les femmes sur le marché du travail : évidence empirique sur le rôle des politiques économiques et autres déterminants dans les pays de l'OCDE », *Revue économique de l'OCDE* n° 37, pp. 57-123.
- Kenworthy L. (2008)**, « Sources of equality and inequality: Wages, jobs and redistribution », *Luxembourg Income Study WP n° 471*.
- Koubi M., Mussard S., Seyte F. et Terraza M. (2005a)**, « Évolution des inégalités salariales en France entre 1976 et 2000 : une étude par la décomposition de l'indicateur de Gini », *Économie et prévision*, n° 3-4-5, pp. 139-169.
- Koubi M., Mussard S., Seyte F. et Terraza M. (2005b)**, « Un exemple d'application de la décomposition de la mesure de Gini aux inégalités par genre et par catégories socioprofessionnelles », *Actes des Journées de Méthodologie Statistique*. Téléchargeable sur : http://jms.insee.fr/files/documents/2005/406_1-jms2005_session04_koubi-mussard-seyte-terraza_actes.pdf.
- Laïb N. (2006)**, « Situation sur le marché du travail et pauvreté monétaire », *Études et résultats*, n° 499.
- Laïb N. (2007)**, « Les inégalités de niveau de vie des femmes en couple », *Études et résultats*, n° 560.
- Lambert P.J. et Aronson J.R. (1993)**, « Inequality decomposition analysis and the Gini coefficient revisited », *The Economic Journal*, vol. 103, n° 420, pp. 1221-1227.
- Lapinte A. et Vanovermeir S. (2009)**, « Du revenu salarial au niveau de vie », dans Insee, *Les revenus et le patrimoine des ménages*, pp. 59-75.
- Lewis J. (1992)**, « Gender and the development of welfare regimes », *Journal of European Social Policy*, vol. 2, n° 3, pp. 159-173.
- Lewis J. (1999)**, « Rethinking social policy: Gender and welfare regimes », *IWM Working Paper n° 6/1999*.
- Lohmann H. (2011)**, « Comparability of EU-SILC survey and register data: The relationship among employment, earnings and poverty », *Journal of European Social Policy*, n° 21, pp. 37-54.
- Lohmann H. et Marx I. (2008)**, « The different faces of in-work poverty across Welfare State regimes », dans Andress et Lohmann (éds.), *The working poor in Europe. Poverty, employment and globalization*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Lundberg S., Pollak R.A. et Wales T. (1997)**, « Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the UK Child Benefit », *The Journal of Human Resources*, vol. 32, n° 3, pp. 463-480.
- Marx I. et Nolan B. (2012)**, « In-work Poverty », dans Cantillon et Vandembroucke (éds.), *For better, for worse, for richer, for poorer*, Oxford University Press.
- Marx I. et Verbist G. (2005)**, « Low-paid work and poverty : a cross-country perspective », dans Bazen et al. (éds.), *Low wage employment in Europe*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Miranda V. (2011)**, « Cooking, caring and volunteering: Unpaid work around the world », *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, n° 116. Téléchargeable sur : <http://dx.doi.org/10.1787/5kghrjm8s142-en>.
- Oaxaca R.L. (1973)**, « Male-female wage differentials in urban labor markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, pp. 693-709.
- OCDE (2012)**, *Gender equality in education, employment and entrepreneurship: Final report to the MCM 2012*, C/MIN(2012)5. Téléchargeable sur : <http://www.oecd.org/social/familiesandchildren/50423364.pdf>.
- OCDE (2010)**, *Perspectives de l'emploi*, OCDE, Paris.
- Olivetti C. et Petrongolo B. (2008)**, « Unequal pay or unequal employment? A cross-country analysis of gender gaps », *Journal of Labor Economics*, vol. 26, n° 4, pp. 621-654.
- Orloff A.S. (1993)**, « Gender and the social rights of citizenship: The comparative analysis of gender relations and welfare states », *American Sociological Review*, vol. 58, n° 3, pp. 303-328.
- Peña-Casas R. et Ghailani D. (2011)**, « Towards individualizing gender in-work poverty risks », dans Fraser et al. (éds.), *Working Poverty in Europe: A Comparative Approach*, Palgrave Macmillan, pp. 202-231.

- Pollak R.A. (1985)**, « A transaction cost approach to families and households », *Journal of Economic Literature*, vol. 23, n° 2, pp. 581–608.
- Ponthieux S. (2010)**, « Assessing and analysing in-work poverty risk », dans Atkinson & Marlier (éds.), *Income and living conditions in Europe*, EU Publications Office, Luxembourg, pp. 307-328.
- Ponthieux S. (2013)**, « Intra-household sharing of resources – What can we learn from the 2010 EU-Silc module? », Eurostat, Methodologies and working papers collection, Luxembourg. Téléchargeable sur : http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product_details/publication?p_product_code=ks-ra-13-013.
- Rake K. et Daly M. (2002)**, « Gender, household and individual income in France, Germany, Italy, The Netherlands, Sweden, the USA and the UK », *Luxembourg Income Study WP n°332*.
- Rowntree R.S. (2000 [1901])**, *Poverty: A study of town life*, The Policy Press, Bristol.
- Samuelson P. (1956)**, « Social indifference curves », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, n° 1, pp. 1-22.
- Steiber N. et Haas B. (2012)**, « Advances in explaining women's employment patterns », *Socio-Economic Review*, n° 10, pp. 343-367.
- Strohmeier R. (2007)**, « Gender gap and segregation in self-employment: On the role of field of study and apprenticeship training », *German Council for Social and Economic Data, RatSWD Research note 13*.
- Thévenon O. (2013)**, « Drivers of female labor force participation », *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 145, OECD Publishing. Téléchargeable sur : <http://dx.doi.org/10.1787/5k46civrngnms6-e>.
- Thévenon O. (2009)**, « L'augmentation de l'activité des femmes en Europe : progrès de la conciliation ou polarisation des comportements ? », *Population*, vol. 64, n° 2, pp. 263-304.
- Thévenon O. (2006)**, « Régimes d'État social et conventions familiales : une analyse de la régulation des relations emploi-famille », *Économies et Sociétés* série Socio-économie du travail, vol. 27, n° 6, pp. 1137-1171.
- Verma V. et Betti G. (2010)**, « Data accuracy in EU-SILC », dans Atkinson & Marlier (éds.), *Income and living conditions in Europe*, EU Publications Office, Luxembourg, pp. 57-78.
- Wolff P., Montaigne F. et Gara Rojas G. (2010)**, « Investing in statistics: EU-SILC », dans Atkinson & Marlier (éds.), *Income and living conditions in Europe*, EU Publications Office, Luxembourg, pp. 37-56.

MÉTHODOLOGIE ET DÉFINITIONS

1 – Population de référence

La population étudiée est, conceptuellement, celle des personnes en âge de travailler. Toutefois, pour tenir compte de différences nationales (notamment en ce qui concerne la poursuite des études et l'âge de départ effectif à la retraite), éviter des configurations familiales complexes, assurer la comparabilité entre les individus et la cohérence entre les revenus au niveau individu et au niveau ménage, le champ a été restreint selon les critères suivants :

- Critères démographiques : individus âgés de 20 à 59 ans, actifs ou inactifs, ayant terminé leur éducation initiale et n'étant pas à la retraite, qui ne sont pas des enfants. Un « enfant » est défini comme un individu âgé de moins de 25 ans, vivant avec au moins un parent et ayant été en emploi au plus un trimestre dans la période de référence.

- Caractéristiques du ménage : ménages formés d'une seule personne, ou d'un couple sans enfant, ou d'une

famille monoparentale, ou d'un couple avec enfant(s) – les enfants étant définis comme indiqué ci-dessus. Les ménages dont le revenu disponible est négatif sont exclus.

- Calendriers rétrospectifs : les observations dont les calendriers comportent moins de 12 mois renseignés sont exclues.

- Cohérence entre les revenus et l'activité au niveau individu : les observations ayant des mois d'emploi salarié mais aucun salaire sont exclues.

- Cohérence entre les revenus au niveau individus et au niveau ménage : pour maintenir la cohérence entre le revenu du ménage et ses composantes au niveau individuel, l'exclusion d'une observation entraîne celle de tous les individus appartenant au même ménage.

Le tableau suivant indique l'effet de l'application de ces critères et le nombre d'observations obtenues.

	Allemagne	France	Italie	Suède	Royaume-Uni
Ensemble des individus de 16 ans et plus	23 832	20 232	43 111	14 866	16 823
Exclusions par étape, en % de l'effectif restant à l'étape précédente					
Âge seul	38.4	34.6	36.7	37.3	38.2
+ Exclusion enfants, étudiants, retraités	9.4	13.9	13.1	16.2	9.4
+ Caractéristiques du ménage	25.3	24.3	41.6	26.5	29.2
+ Calendrier rétrospectif incomplet (individu)	0.0	0.2	0.0	2.5	9.4
et effet ménage	0.0	0.2	0.0	0.7	5.4
+ Cohérence activité et revenus	0.0	0.4	1.3	1.5	2.5
et effet ménage	0.0	0.1	0.2	0.2	0.8
Population de référence	9 933	8 540	13 607	5 436	5 523
en % de la population âgée de 20 à 59 ans	67,7	64,6	49,8	58,4	53,1

Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).

2 – Traitements sur l'activité et les revenus

L'activité au cours de la période de référence est déterminée à partir de l'information donnée par des calendriers rétrospectifs. Ils permettent de décompter le nombre de mois passés dans différents statuts au cours de cette période, qui est celle correspondant aux revenus annuels.

Il y a toutefois de nombreux décalages entre la composition de la période de référence en termes d'activité et la composition des revenus d'activité : par exemple, certaines personnes n'ayant aucun mois d'activité ont cependant un revenu d'activité (en général faible), tandis que certaines personnes ayant une activité n'ont aucun revenu d'activité. Ainsi, les situations décrites sur la base des calendriers d'activité ou sur la base des revenus ne sont pas nécessairement identiques (voir également Lohmann, 2011). Il ne s'agit cependant pas forcément d'erreurs : d'une part, les calendriers d'activité n'indiquent que la situation principale de chaque mois, or des situations secondaires peuvent occasionner des

catégories de revenus différentes – on pourra ainsi avoir dans ce cas des observations ayant des revenus d'indépendants alors qu'elles ont été exclusivement en emploi salarié durant toute la période de référence ; d'autre part, des revenus provenant d'activités antérieures à la période de référence peuvent être reçus avec retard et donc ne pas correspondre à l'activité observée pendant cette période – ainsi, des observations peuvent avoir un revenu d'activité alors qu'elles sont inactives pendant toute la période de référence. Enfin, l'absence du type de revenu attendu est possible dans le cas des non salariés : leur revenu, qui est un résultat d'exercice comptable, peut être nul ou négatif.

Pour ces raisons, le principe retenu a été de ne pas « corriger » ces décalages. Le seul traitement particulier a concerné des observations ayant des mois d'emploi salarié et pas de salaire mais un revenu d'indépendant non nul et/ou des mois d'emploi non salarié : dans ce cas, les mois d'emploi salarié ont été ré-affectés en mois d'emploi non salarié (ce traitement n'a concerné que l'Italie et la Suède).

Pour les revenus, la seule intervention a concerné les revenus négatifs des indépendants ; ils ont été mis à zéro, et pour maintenir la cohérence entre les revenus individuels et le revenu du ménage, la perte a été reportée dans les revenus du capital. Cette correction ne concerne, pour les individus de la population de référence, que la Suède.

3 - Construction des profils annuels d'activité

Les profils annuels permettent de synthétiser l'information des calendriers d'activité par des types de situation principale. Deux profils sont identifiables immédia-

tement : dans l'un, les personnes sont toute l'année en emploi ; dans l'autre, elles ne sont jamais présentes sur le marché du travail. L'emploi toute l'année est ensuite réparti entre emploi salarié et emploi non salarié, puis l'emploi salarié est lui-même réparti entre temps complet et temps partiel. Dans les rares cas où plusieurs statuts ont été connus, l'arbitrage a été fait sur le nombre de mois (avec un seuil de 7 mois et plus pour faire basculer dans un profil ou dans un autre). Parmi les personnes qui n'ont été actives ou en emploi qu'une partie de la période de référence, on distingue (avec le même seuil) les alternances avec emploi majoritaire des alternances avec épisodes de chômage ou d'inactivité majoritaires.

Profils:	Nombre de mois requis					
	Emploi	Temps complet	Salarié Temps partiel	Non salarié	Chômage	Pas d'activité économique
Emploi toute l'année	12				0	0
Salarié à temps complet		≥ 7	< 6			
Salarié à temps partiel		< 6	≥ 7			
Non salarié				< 6	≥ 7	
Alternances	> 1					< 12
Dominante emploi					< 6	
Dominante sans emploi					≥ 7	
Inactivité toute l'année	0					12

4 – Revenus et niveaux de vie

Revenu individuel d'activité :

Salaires + bénéfices des indépendants + indemnités de chômage perçus au cours de la période de référence.

- Il s'agit pour tous les pays de montants bruts de prélèvements sociaux (sauf dans le cas de la France) et fiscaux.

- Les indemnités journalières de maladie n'étant pas identifiables en tant que telles pour l'Italie (elles sont incluses dans les salaires), elles ont été ajoutées aux salaires également pour les autres pays.

Revenu disponible par équivalent adulte

Revenu disponible du ménage / nombre d'équivalents-adultes (unités de consommation, calculées avec l'échelle d'équivalence OCDE modifiée).

Revenu disponible du ménage

Revenu d'activité du ménage	Somme des revenus individuels d'activité des adultes du ménage
+ Autres revenus marchands du ménage	Revenus de la propriété et du capital - pertes des activités indépendantes + revenus d'activité des enfants du ménage
+ Transferts nets entre ménages	Transferts reçus - transferts versés
+ Revenus sociaux	Somme des pensions de réversion, bourses, allocations handicap/incapacité, reçues par les individus du ménage + allocations familiales, allocations logement, autres aides sociales
- Prélèvements	Cotisations sociales + impôts sur le revenu + taxes directes + impôt sur la fortune

**VARIANTE DE VALORISATION DANS LA DÉCOMPOSITION
DE L'ÉCART DES REVENUS D'ACTIVITÉ**

Composition de l'écart (%) selon la norme adoptée pour valoriser les écarts structurels

Valorisation	Allemagne		France		Italie		Suède		Royaume-Uni	
	F	H	F	H	F	H	F	H	F	H
Écart dû aux différences du nombre de mois actifs	17,5	29,4	20,6	29,0	40,0	56,7	6,7	9,0	16,2	28,7
Écart dû aux différences de structure des mois actifs	36,7	37,9	22,0	31,8	20,1	16,7	23,8	35,9	19,4	21,5
Écart dû aux différences de gains mensuels moyens	45,8	32,7	57,4	39,1	39,9	26,6	69,5	55,1	64,5	49,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

*Champ : population de référence (individus âgés de 20 à 59 ans, hors étudiants et retraités, vivant seuls ou en couple).
Source : EU-Silc 2009 (2008 pour le Royaume-Uni).*

DÉCOMPOSITION DU COEFFICIENT DE GINI

Soit une population P, où on observe n unités de revenu y_i ($i = 1, \dots, n$), de moyenne μ .

Le coefficient de Gini mesuré pour P s'écrit :

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{r=1}^n |y_i - y_r|}{2n^2 \mu}$$

P comporte k groupes P_j ($j = 1, \dots, k$).

On note n_j le nombre d'individus dans P_j , μ_j la moyenne des revenus dans P_j , p_j la part des individus de P_j dans P, et s_j la part du revenu total allant à P_j .

La décomposition proposée par Dagum (1997) sépare le coefficient de Gini en trois éléments :

$$G = G_w + G_{nb} + G_t$$

avec :

- G_w , la contribution de l'inégalité intra-groupes :

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j,$$

- G_{nb} , la contribution de l'inégalité inter-groupes nette :

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) \cdot D_{jh},$$

- G_t , la contribution de l'intensité de transvariation inter-groupes :

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) \cdot (1 - D_{jh}),$$

où :

$$G_{jj} \text{ est le coefficient de Gini pour } P_j : G_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ij} - y_{rj}|}{2n_j^2 \mu_j},$$

G_{jh} est l'inégalité totale entre P_j et P_h :

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ij} - y_{rh}|}{n_j n_h (\mu_j + \mu_h)},$$

D_{jh} est la distance économique entre P_j et P_h :

$$D_{jh} = \frac{\left(\sum_{y_{ij} < y_{rh}} (y_{rh} - y_{ij}) \right) - \left(\sum_{y_{ij} > y_{rh}} (y_{ij} - y_{rh}) \right)}{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ij} - y_{rh}|};$$

elle est égale à 0 si les distributions des deux groupes sont identiques, et égale à 1 s'il n'y a aucun chevauchement entre les distributions.

Le programme utilisé dans l'article, mis au point par Malik Koubi, est disponible en ligne :

<http://www.lameta.univ-montp1.fr/online/gini.html>

