

# Revenus du travail et emploi atypique, comparaison entre les analyses sociétales et individuelles

François GHESQUIÈRE et Jacques WELS<sup>1</sup>

---

*L'objectif de cet article est de comparer la relation entre l'emploi atypique et les revenus du travail aux niveaux sociétal (macro) et individuel (micro). Les données des enquêtes européennes SILC et EFT sont utilisées pour comparer successivement ces deux approches. À partir d'une approche descriptive utilisant des corrélations (macro), nous montrons qu'il n'existe pas de lien entre emploi atypique et revenu du travail. Une forte proportion d'emploi atypique par pays ne conduit pas à une augmentation (ou une diminution) des inégalités de revenu du travail au sein du pays. Inversement, au niveau micro, on observe dans la majorité des pays européens un lien fort et significatif entre emploi atypique et faiblesse du salaire : les emplois instables ou à temps partiel ont très souvent une faible rémunération. Par le biais d'une régression logistique réalisée pour trois pays (la France, les Pays-Bas et le Royaume-Uni), on met en évidence, non seulement les effets négatifs du travail à temps partiel et de l'emploi instable sur le revenu du travail, mais également l'impact du sexe, du niveau de formation et du secteur d'activité sur le risque d'occuper un emploi à faible revenu.*

Au cours du XX<sup>e</sup> siècle, le rapport salarial centré sur la figure typique du salarié à temps plein occupant un emploi stable, et pendant longtemps exclusivement masculin, s'est imposé sur les autres formes de rapports de travail (artisanal, travail familial, etc.) comme une forme hégémonique de relation d'emploi (Castel, 1995). Cependant, au cours des trente dernières années, cette figure s'est transformée à mesure que l'emploi a recouvert de

1. Aspirant FNRS, centre de recherche Metices, Université libre de Bruxelles ; doctorant FNRS-FRFC en sociologie, centre de recherche Metices, Université libre de Bruxelles.

nouveaux aspects. Certes, l'emploi « typique » perdure et domine. Mais, en périphérie, se sont développés de nouveaux rapports au marché du travail que l'on peut qualifier d'« atypiques », notamment sur les aspects relatifs à l'(in)stabilité de l'emploi (contrats temporaires, contrats à durée déterminée, emplois instables) et au temps de travail (temps partiel). Ces transformations ont ébranlé, sur le plan symbolique, l'hégémonie de l'emploi « typique » : l'emploi à vie dans une même entreprise n'est plus considéré comme la norme (Auer, Cazes, 2000). Un tel changement, tant du point de vue des pratiques que du point de vue normatif, a été principalement analysé de deux manières. La première, surtout développée dans l'univers francophone, utilise la notion de *précarité*. La seconde, qui marque davantage les débats européens, fait appel à la notion de *flexicurité*.

Le terme de précarité sert à décrire une situation d'instabilité inscrite dans un rapport social inégal de dépendance (Eckert, 2010). Centrée sur la stabilité de l'emploi, cette notion s'est développée dans les pays où la stabilité est valorisée et ouvre certains droits. Les pays d'Europe continentale, dont le système d'État-providence corporatiste-conservateur au sens d'Esping-Andersen (1990) est fondé sur le statut d'emploi <sup>2</sup>, ont donc constitué un terreau fertile à son épanouissement (Barbier, 2005). Le cas de la France est exemplaire à cet égard : les débats sur la précarité y sont centraux. *A contrario*, cette notion trouve moins d'écho dans les pays anglosaxons parce que le système d'État-providence libéral recourt plus à l'identification des besoins qu'au statut conféré par l'emploi comme condition d'accès aux droits sociaux.

Si la précarité de l'emploi concerne principalement le statut d'emploi – stabilité, type de contrat et régime de travail (temps plein/temps partiel) – et la protection qui y est afférente, le concept de précarité du travail développé par Paugam (2000) est quant à lui centré sur l'activité productive. Elle correspond à des situations où règnent de mauvaises conditions de travail (pénibilité, stress, etc.), des relations entre collègues dégradées et des emplois faiblement rémunérés. Il est dès lors possible de définir la précarité suivant ces deux angles : celui du travail et celui de l'emploi. Si, comme le montre Eckert (2010), les emplois instables sont généralement pénibles, peu épanouissants sur le plan relationnel, et mal rémunérés, alors il est pertinent d'utiliser le terme, politiquement connoté, de *précaire* pour les décrire. Au contraire, comme le suggèrent Vultur (2010) ou Sarfati (2012), si les travailleurs mobiles sont plutôt des jeunes ne désirant pas se fixer ou des salariés plus qualifiés, il est préférable de parler de mobilité ou d'instabilité que de précarité, dans la mesure où les précaires en termes d'emploi ne le sont pas en termes de travail.

2. Autrement dit, où il existe notamment un système obligatoire pour les salariés (mais également parfois pour les indépendants) d'indemnisation reposant sur la durée des cotisations du travail.

C'est en suivant cette dernière hypothèse qu'il est possible de saisir la notion de *flexicurité* (Bekker, Wilthagen, Kongshøj Madsen *et al.*, 2008 ; Conter, 2011 ; Gazier, 2008 ; Keune, Jepsen, 2007 ; Wilthagen, Tros, 2004). Ses partisans font le pari que les exigences de flexibilité des entreprises ne sont pas contradictoires avec la nécessité de sécurité des travailleurs. Deux types de flexibilité renvoient à l'emploi atypique : la *flexibilité externe numérique* – la capacité pour une entreprise d'ajuster son nombre de salariés à ses besoins –, qui passe par le recours à des contrats temporaires et à des emplois instables ; la *flexibilité interne numérique* – la capacité pour une entreprise d'ajuster le temps de travail de ses salariés à ses besoins –, qui passe par le recours à l'emploi à temps partiel. La sécurité peut quant à elle renvoyer tant à la dimension garantie d'un revenu suffisant pour les travailleurs qu'à une sécurisation des parcours professionnels <sup>3</sup>. Pour les tenants de la flexicurité, cette dernière doit être mise en œuvre par le développement de l'employabilité des travailleurs (facilitant ainsi les passages vers d'autres emplois) et d'une sécurité sociale garantissant un revenu suffisant entre les transitions professionnelles.

Les approches en termes de précarité d'une part et flexicurité d'autre part se rejoignent parce qu'elles relient emploi atypique et revenus. L'approche de la précarité qualifie l'emploi atypique de précaire lorsque le faible revenu constitue l'une des dimensions de cette précarité. Dans la perspective de la flexicurité, les emplois atypiques permettent de répondre aux exigences de flexibilité et le revenu constitue une des dimensions centrales de la sécurité des travailleurs. C'est la raison pour laquelle les analyses présentées ici se centrent sur les relations entre emploi atypique et revenu. Ce lien peut être étudié à deux niveaux différents : le niveau sociétal ou le niveau individuel. Nous en ébaucherons brièvement les enjeux théoriques dans une première partie. La seconde partie aura pour vocation de développer les éléments méthodologiques inhérents à une analyse en termes de mesure de revenu, d'une part, et de définition de l'emploi atypique, d'autre part. Les parties 3 et 4 analyseront aux niveaux macro et micro, et au plan statistique, les liens entre intégralité de revenus et emploi atypique en Europe.

## **I. L'opposition théorique et méthodologique entre les niveaux sociétal et individuel**

L'opposition entre les niveaux individuel et sociétal est souvent mentionnée dans les sciences sociales (Giddens, 1987). Selon la première perspective, le chercheur considère que c'est au niveau individuel qu'il faut analyser le social. Ainsi, il va tenter de comprendre des liens entre les différentes caractéristiques des individus. Par exemple, en essayant de voir dans

3. Pour une analyse des positions syndicales sur la question, consulter Grimault (2008) et Higelé (2011).

quelle mesure les travailleurs plus qualifiés reçoivent un salaire plus élevé. Selon la seconde perspective, le chercheur considère que c'est au niveau des faits sociaux (ou des sociétés dans leur totalité) qu'il faut analyser le social. Ainsi, il va analyser les relations entre faits sociaux. Par exemple, en essayant de voir si les sociétés où les États-providence sont plus développés présentent un niveau d'inégalité de revenus plus faible.

Cette opposition entre sociétal et individuel se retrouve dans les méthodes statistiques utilisées. Ainsi, l'invention de la notion d'homme moyen par Adolphe Quételet pendant la première moitié du XIX<sup>e</sup> siècle témoigne d'une certaine conception macro du social. Cette nouvelle conception permet de penser des régularités sociétales, là où les comportements individuels sont considérés comme imprévisibles. Par la suite, l'invention de la corrélation et de la régression par les statisticiens eugénistes anglais à la fin du XIX<sup>e</sup> siècle témoigne d'une certaine conception micro : les comportements et les caractéristiques des individus peuvent être reliés les uns aux autres à l'aide des probabilités (Desrosières, 1993).

Certaines techniques sont ainsi clairement individualistes – les régressions et les corrélations relient, par exemple, des caractéristiques individuelles entre elles. De même, les modèles de régression multi-niveaux – parfois présentés comme la solution aux difficultés provenant de la coexistence de plusieurs niveaux d'analyse – restent des modèles individualistes, dans la mesure où ils se contentent d'attribuer un rôle de contexte ou d'explication aux niveaux supérieurs (macro) ; le phénomène au centre de l'intérêt du chercheur (la variable à expliquer) se situant obligatoirement au niveau le plus micro (Snijders, Bosker, 2012). Au contraire, d'autres indicateurs sont clairement sociétaux. Il s'agit principalement des rapports et des indices d'inégalités (coefficient de Gini<sup>4</sup>, rapports interquartiles<sup>5</sup>, etc.) qui, décrivant la forme (souvent l'ampleur de la dispersion) d'une distribution statistique, ne fournissent aucune information sur les individus. Par exemple, le rapport entre les salaires des hommes et des femmes est une mesure d'un fait social (l'inégalité salariale de genre) qui, relationnel par définition, ne peut en aucune manière être réduit ou même transposé au niveau individuel.

D'autres mesures présentent une ambiguïté fondamentale sur le niveau – macro ou microsociétal – auquel elles renvoient. Il s'agit pour l'essentiel des taux, et plus généralement des moyennes. Bien que ces mesures caractérisent des populations, elles peuvent être vues comme de simples agrégats, dans une perspective d'individualisme méthodologique. C'est par exemple le cas avec les taux de pauvreté. Ces derniers, contrairement aux indicateurs d'inégalités comme le coefficient de Gini ou les rapports interdéciles,

4. Qui sera utilisé plus loin.

5. Il s'agit de la mesure relative des écarts entre les 25 % de la distribution les plus faibles et les 25 % de la distribution les plus élevés.

permettent d'identifier une population pauvre. En comparant les taux de pauvreté de différentes populations, il est possible de pointer des caractéristiques individuelles qui « expliquent » la pauvreté : le genre, l'état civil, l'origine ethnique, la qualification, etc. Cette démarche s'apparente, tout en étant statistiquement bien moins sophistiquée, à une régression logistique : on explique une variable dichotomique individuelle (le fait d'être ou de ne pas être pauvre) par d'autres variables individuelles. Notons que, dans ce cas, cette perspective d'analyse est clairement liée à un contexte politique de responsabilisation individuelle (Girès, Ghesquière, 2013).

On l'aura compris, ce qui distingue les approches et méthodologies macro des approches et méthodologies micro, se situe bien dans le statut des objets étudiés. Les approches macro s'intéressent aux faits sociaux. Elles vont donc mettre au jour des relations entre caractéristiques de groupes sociaux. L'approche micro, quant à elle, s'intéresse aux relations entre les caractéristiques des individus (qui peuvent être agrégées statistiquement).

Dans notre cas, au niveau individuel, il est possible de lier le type d'emploi d'un individu à ses revenus. Par exemple, Paugam (1995) relie l'emploi atypique à la pauvreté monétaire. Il en conclut que les personnes occupant des emplois atypiques ont plus de risques de vivre dans une situation de pauvreté que les personnes occupant des emplois stables. Ce type d'analyse statistique a lieu à un niveau micro parce qu'on étudie, et relie, les caractéristiques des individus (leur type d'emploi et leurs revenus). Au niveau sociétal, par contre, on lie, dans un même pays, l'importance de l'emploi atypique à la distribution des revenus.

Cette distinction de niveaux d'analyse est empiriquement nécessaire. En effet, depuis Robinson (1950), nous savons qu'une corrélation constatée au niveau écologique (macro) ne se retrouve pas automatiquement au niveau individuel (micro), et vice versa. Pour éviter les « erreurs écologiques » (généraliser aux individus les conclusions tirées d'analyses macro) et les « erreurs individualistes » (généraliser aux ensembles des conclusions tirées des individus), il est donc nécessaire de ne pas confondre les deux niveaux d'analyse. La comparaison systématique des analyses à deux niveaux différents permettra de contribuer au débat sur cette question du lien entre emploi atypique et revenu. Ainsi, suivant une telle opposition, l'objectif principal de cet article est de comparer les liens entre l'emploi atypique et les revenus au niveau individuel et au niveau sociétal.

## II. Éléments méthodologiques

Les analyses présentées ci-dessous ont été réalisées principalement sur la base des données individuelles provenant du panel Statistics on Income and

Living Conditions (SILC) et des Enquêtes sur les forces de travail (EFT) <sup>6</sup>. Les données SILC permettent de relier au niveau individuel des indicateurs d'emploi atypique au revenu. Les données EFT ne fournissent pas d'informations suffisantes pour le revenu <sup>7</sup>, mais, grâce à des échantillons plus grands, elles permettent d'obtenir des estimations plus précises de l'importance de l'emploi atypique dans les pays que celles provenant de SILC. Notons également que toutes les analyses présentées ont été pondérées <sup>8</sup>. La comparaison se fonde sur les pays membres de l'Europe des 27 et prend pour point de référence l'année 2010.

Dans la mesure où la focale est orientée sur l'emploi atypique, la population que nous étudions se limite aux travailleurs en situation d'emploi. Les demandeurs d'emploi et les divers inactifs ne font pas partie de nos échantillons. La précarité de l'emploi, centrée sur une seule transition, permet en effet de s'axer sur les dynamiques du marché du travail et non sur les mécanismes de redistribution des richesses et transferts sociaux.

## **II.1. Définition et mesure du revenu**

La plupart des analyses qui étudient la question du revenu considèrent cet indicateur comme une mesure du niveau de vie des individus (Destremau, Salama, 2002). Dans cette perspective, le revenu pris en compte est souvent le revenu disponible des ménages, c'est-à-dire la somme, pour l'ensemble des membres du ménage, des revenus du travail et du capital desquels on retire les taxes et on ajoute les transferts sociaux. L'utilisation de cette définition suppose que l'on s'intéresse au revenu en tant que moyen (de satisfaire des besoins, de maintenir un certain niveau de vie, etc.) et non à sa provenance – et donc à la relation (salariale, par exemple) qui la sous-tend. En outre, cette conception fait l'hypothèse, plus qu'incertaine (Meulders, O'Dorchai, Plasman *et al.*, 2011), d'un partage des revenus totalement égalitaire entre les membres d'un même ménage. Une telle définition permet cependant d'identifier les déterminants de la pauvreté, dans une perspective individuelle, ou d'évaluer les effets de la redistribution des richesses dans une perspective sociétale.

Dans la mesure où, comme nous l'avons vu, nous nous intéressons exclusivement aux travailleurs occupés, nous n'avons pas suivi cette perspective. Notre définition considère le revenu *brut, individuel et provenant*

6. Des informations détaillées sur ces deux bases de données sont disponibles sur le site web d'Eurostat : <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/microdata/introduction>.

7. Les EFT ne permettent pas de disposer des revenus bruts ou des revenus nets, mais uniquement de la situation de chaque individu dans la distribution nationale des revenus du travail, catégorisée en déciles.

8. Pour les données SILC, le poids de chaque individu a été réduit pour que la taille de l'échantillon pondéré équivaille à celle de l'échantillon réel et non celle de la population d'intérêt, comme c'est le cas dans les données. Cela a permis d'éviter une augmentation drastique et artificielle de la précision des intervalles de confiance et de la signification des tests d'hypothèse.

*directement*<sup>9</sup> *du travail* (salaires et profits pour les travailleurs indépendants). Le choix du revenu brut plutôt que du revenu net résulte d'une contrainte technique : ne pas exclure les nombreux pays pour lesquels les revenus nets ne sont pas disponibles dans la base de données SILC. Le choix du revenu individuel se justifie parce que ce sont les individus, et non les ménages, qui vendent leur travail sur le marché de l'emploi. Enfin, le choix de ne prendre en compte que les revenus directs du travail se justifie également parce que nous nous intéressons à l'emploi, et non directement au niveau de vie. En effet, cette définition du revenu est un indicateur de la qualité de l'emploi, ce qui est pertinent sous l'angle de la précarité. De plus, ce lien de causalité ne nécessite pas forcément d'étudier d'autres mécanismes de (re)distribution tels que la répartition inégale du patrimoine et la structure de l'État-providence. En effet, l'étude du salaire (y compris le « salaire » des indépendants) permet de mesurer directement le revenu attaché au poste.

Avant de passer aux mesures des emplois atypiques, plusieurs précisions méthodologiques concernant la mesure du revenu méritent d'être mentionnées. Dans SILC, les revenus sont mesurés pour l'année civile précédant l'enquête. Ainsi, pour l'enquête de 2011 (que nous utilisons), c'est le salaire annuel total de l'année 2010 qui est retenu. Cela peut poser deux types de problèmes. D'une part, il est problématique de relier le salaire de 2010 avec les caractéristiques de l'emploi de 2011. Nous verrons ci-dessous comment nous avons pu régler ce problème. D'autre part, le salaire annuel des salariés qui n'ont pas travaillé toute l'année sera plus faible, non pas parce qu'ils ont occupé un emploi à bas salaire, mais parce qu'ils n'ont travaillé que pendant une période limitée. Pour pallier ce problème, nous avons mensualisé ce salaire en divisant le salaire annuel par le nombre de mois que la personne a déclaré avoir travaillé (à temps plein ou à temps partiel, comme salarié ou indépendant) lors de l'année de référence pour le revenu<sup>10</sup>. Cette manière de procéder, certes complexe, permet d'obtenir, pour les données SILC, la meilleure estimation possible du salaire attaché au poste. Enfin, notons que ces deux variables (salaire et nombre de mois travaillés) nous ont permis d'opérationnaliser notre définition de la population de référence : tous les répondants qui ont déclaré un salaire strictement supérieur à zéro et qui ont déclaré travailler (à temps plein ou temps partiel) comme activité principale au moins un mois lors de l'année de perception des revenus.

9. Les revenus indirects du travail qui correspondent aux prestations sociales, comme les autres transferts sociaux, n'ont pas été pris en compte.

10. Dans l'enquête SILC, chaque répondant doit indiquer pour chacun des mois de l'année civile précédant l'enquête (c'est-à-dire l'année de mesure des revenus) son statut principal par rapport au marché de l'emploi : salarié à temps plein, salarié à temps partiel, indépendant à temps plein, indépendant à temps partiel, étudiant, retraité, demandeur d'emploi, autre inactif, etc. C'est sur la base de ce statut que nous avons pu déterminer le nombre de mois travaillés par le répondant lors de l'année de référence pour la perception des revenus.

## **II.2. Deux dimensions des emplois atypiques : instabilité et temps partiel**

Ce texte interroge, à l'aune des comparaisons internationales, le travail atypique dans ses deux dimensions que sont le temps de travail et la stabilité de l'emploi.

La première dimension est largement étudiée dans les comparaisons internationales (O'Reilly, Fagan, 1998). Certes, le temps partiel peut recouvrir des significations multiples. Il peut être considéré à la fois comme une façon d'intégrer le marché du travail ou encore comme une exclusion de l'individu. De plus, son développement est largement fonction des secteurs d'activité, de la présence des femmes sur le marché de l'emploi ou encore de mécanismes institutionnels qui permettent et facilitent son usage. Cependant, malgré des limites évidentes, la mesure du temps partiel n'est pas, en soi, difficile. Au niveau macro, la définition utilisée par les données EFT est homogénéisée pour la majorité des pays. La distinction entre « temps plein » et « temps partiel » est basée sur une réponse spontanée de la personne interrogée, excepté dans le cas des Pays-Bas, de l'Irlande et de la Norvège où la modalité « temps partiel » est déterminée sur la base du nombre d'heures travaillées habituellement. Dans ces trois cas, un nombre d'heures inférieur à 35 heures sera considéré comme du « temps partiel ». Une telle définition permet de pallier un éventuel biais causé par la variété des temps de travail en Europe. Au niveau micro, la définition utilisée par les données SILC se base sur les statuts subjectifs mensuels des répondants pour l'année de référence du revenu. Si le répondant a déclaré avoir travaillé à temps partiel au moins pendant un mois, il est considéré comme un travailleur à temps partiel : ainsi, une personne déclarant avoir travaillé 11 mois à temps plein et un mois à temps partiel sera incluse dans la catégorie des travailleurs à temps partiel.

L'instabilité de l'emploi est souvent mesurée au travers du contrat de travail (indéterminé ou temporaire). Mais cet indicateur pose problème pour les comparaisons internationales dans la mesure où le sens et les conséquences de ce type de contrat diffèrent en fonction des pays et de l'époque. Les critiques peuvent être de deux ordres. D'une part, la forme juridique du contrat de travail et ses modalités varient fortement selon les cadres nationaux (Supiot, 1994) ; d'autre part, la teneur réelle du contrat de travail ou, pour le dire autrement, son utilisation et sa valeur sociale diffèrent également d'un pays et d'une époque à l'autre (Barbier, 2005 ; Paugam, 2000).

Nous avons ainsi choisi de mesurer la stabilité de l'emploi par l'ancienneté. Suivant Auer et Cazes (2000), le seuil de 12 mois d'ancienneté dans un emploi a permis de distinguer les travailleurs stables des travailleurs



mobiles<sup>11</sup>. C'est cette distinction entre travailleurs stables et travailleurs mobiles qui nous a permis de calculer, au niveau macro, un taux d'emplois instables. Au niveau micro, nous avons procédé légèrement différemment. Étant donné que nous mesurons le salaire (et le régime de travail) pour l'année précédant l'enquête, il est possible de mesurer la stabilité de l'emploi à partir du statut des répondants l'année suivant la mesure du revenu (l'année de l'enquête). Si le répondant a déclaré occuper toujours le même emploi<sup>12</sup>, on considère que son emploi de l'année précédente était stable. Par contre, s'il déclare occuper un autre emploi, être au chômage ou en formation, on considère que son emploi de l'année précédente était instable. Enfin, les quelques cas où le répondant déclare appartenir à une autre catégorie d'inactif (retraité, au foyer, invalide, autre inactif...) n'ont pas été inclus dans les analyses micro, considérant qu'on ne peut se prononcer sur le caractère plus ou moins stable de l'emploi qu'ils occupaient l'année précédente.

### III. Au niveau macrosocial, un lien peu visible entre revenus du travail et emploi atypique

La perspective macrosociologique a pour fonction, essentiellement par la création d'indicateurs comme les taux d'emploi ou de chômage, de comparer la situation de plusieurs pays. Les variables utilisées peuvent être soit des données agrégées<sup>13</sup>, soit des variables plus qualitatives mesurées directement au niveau des pays comme certaines caractéristiques du droit du travail ou des relations professionnelles.

Les analyses présentées ci-dessous n'usent pas d'une perspective typologique, classificatoire ou encore hiérarchique des pays. Il s'agit ici davantage de dresser le portrait de l'ampleur et de la signification statistique<sup>14</sup> des corrélations entre les caractéristiques des pays européens. L'usage de ces simples corrélations – qui sont des outils bien rudimentaires – peut poser problème. Mais, en l'absence d'autres méthodes appropriées, seules ces dernières peuvent convenir. En effet, il nous semble difficile, voire impossible, à cause de la taille très réduite de « l'échantillon de pays » – qui limite

11. Cette définition qui permet de mettre l'accent sur l'ancienneté d'un travailleur dans l'entreprise ne prend cependant pas en compte les évolutions contractuelles (contrats temporaires, contrats à durée indéterminée) chez un même employeur.
12. Un changement d'employeur ou un changement de contrat est considéré comme un changement d'emploi. Par contre, un simple changement d'attributions (chez un même employeur) n'est pas considéré comme un changement d'emploi.
13. Autrement dit, des données qui, sous la forme d'indicateurs, reprennent des informations pour un ensemble de personnes et non pas des individus isolés. Les moyennes ou les médianes sont des exemples d'indicateurs agrégés.
14. Notons que l'ensemble des pays étudiés n'est pas un échantillon au sens strict – c'est-à-dire tiré au hasard dans un ensemble plus grand de pays. Bien que l'on puisse considérer que les pays étudiés constituent un échantillon d'une population hypothétique de toutes les situations possibles des pays européens (Snijders, Bosker, 2012:217-219), cette conception peut soulever un débat. C'est pourquoi, pour les corrélations entre caractéristiques de pays, il est préférable de ne considérer la signification statistique qu'à titre illustratif.

très fortement la puissance statistique des tests – d'utiliser des méthodes qui intègrent de nombreuses variables, comme les diverses régressions multiples<sup>15</sup>. Dès lors, des outils grossiers tels que les corrélations et les régressions linéaires simples nous ont semblé être les moins inadaptés à une telle analyse. Il est cependant important d'insister sur le fait que ces résultats possèdent, avant tout, un caractère illustratif permettant de stimuler des hypothèses. Plus précisément, deux relations vont être abordées à l'aide de régressions et de corrélations, chacune se référant à une dimension de l'emploi atypique. Le premier a trait à la corrélation des taux de temps partiel et de l'inégalité des revenus du travail, le second à la corrélation entre le taux d'instabilité en emploi et cette même inégalité des revenus du travail.

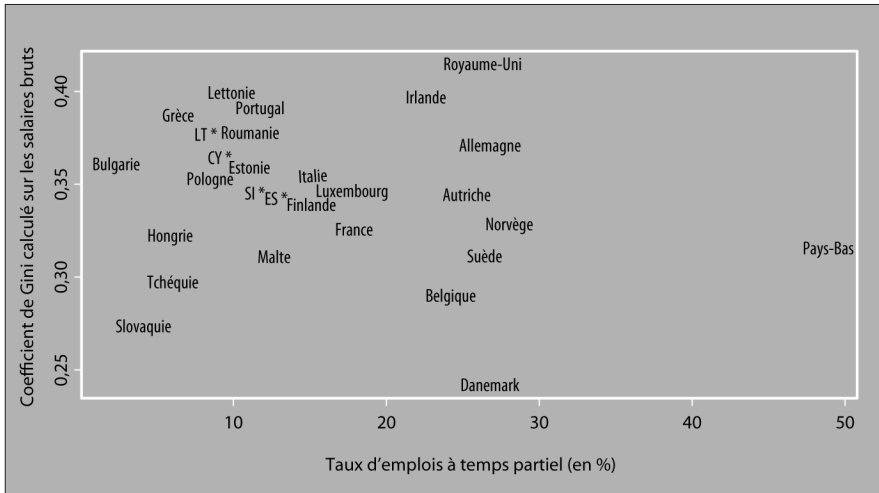
Pour mesurer l'inégalité des revenus du travail au sein des pays, nous avons calculé le coefficient de Gini sur les salaires de la population en emploi de chaque pays. Cet indicateur, qui varie de 0 (égalité parfaite) à 1 (inégalité parfaite) possède trois avantages (Destremau, Salama, 2002). Premièrement, il prend en compte toutes les inégalités, qu'elles soient considérées comme légitimes ou non. Deuxièmement, il est insensible à l'unité monétaire et au niveau de revenu moyen de la population. Enfin, les sociétés plus redistributives seront toujours considérées comme plus égalitaires. Ces propriétés avantageuses ont conduit cet indicateur à s'imposer largement dans la littérature scientifique traitant des inégalités.

Le graphique 1 permet d'illustrer, au niveau macro, la relation entre les inégalités salariales et la proportion d'emplois à temps partiel. Les pays membres de l'Union européenne (à l'exception de la Croatie, pour laquelle nous ne disposons pas des données nécessaires) et la Norvège sont répartis en fonction de la valeur de chacun de ces deux indicateurs. On peut observer que la distribution des pays ne répond pas à une logique précise ; il ne semble pas y avoir de relation entre pourcentage de temps partiel et coefficient de Gini. Les pays tels que le Danemark, la Belgique, l'Autriche et le Royaume-Uni dont la proportion d'emplois à temps partiel est similaire présentent des niveaux d'inégalité de revenu clairement différents : il est plus faible au Danemark et plus élevé au Royaume-Uni. De même, des pays tels que la Hongrie, la France et les Pays-Bas, dans lesquels on observe le même niveau d'inégalité salariale, ont des taux de temps partiel nettement distincts, allant de relativement faibles (Hongrie) à très élevés (Pays-Bas). Ce constat se confirme si on calcule le coefficient de corrélation : il vaut  $-0,164$  et n'est pas significativement différent de zéro. On peut donc

15. Les régressions multi-niveaux, quant à elles, ne se situent pas en réalité au niveau macro, comme nous l'avons dit plus haut. De plus, pour ces méthodes, la question de la taille réduite de « l'échantillon de pays » se poserait aussi pour les variables de niveau macro. Les méthodes alternatives se basent généralement sur des postulats (par exemple, la *qualitative comparative analysis* développée par Charles Ragin suppose une conception combinatoire de causalité et dichotomique des phénomènes) ou des objectifs (par exemple, l'analyse en composante principale et les classifications hiérarchiques ne cherchent à évaluer les relations entre « variables ») inadaptés à notre étude.

conclure qu'il n'existe pas de corrélation entre l'extension du régime de travail à temps partiel et les inégalités salariales, du moins au niveau sociétal.

**Graphique 1. Relation au niveau macrosocial entre les inégalités salariales et le travail à temps partiel en 2010**



\* CY : Chypre ; ES : Espagne ; LT : Lituanie ; SI : Slovénie.

Note de lecture : Le graphique présente en abscisse (x) le pourcentage d'emplois à temps partiel parmi la population totale à l'emploi par pays et en ordonnée (y) le coefficient de Gini calculé sur les salaires bruts pour ces mêmes pays. De cette façon, on peut situer chaque pays sur l'échelle de ces deux variables, selon que le taux d'emplois à temps partiel est élevé ou faible et que le coefficient de Gini est élevé ou faible. Par exemple, en France, le coefficient de Gini est de 0,326 – ce qui indique une inégalité salariale plutôt moyenne – et la part d'emplois à temps partiel s'élève à 17,9 %.

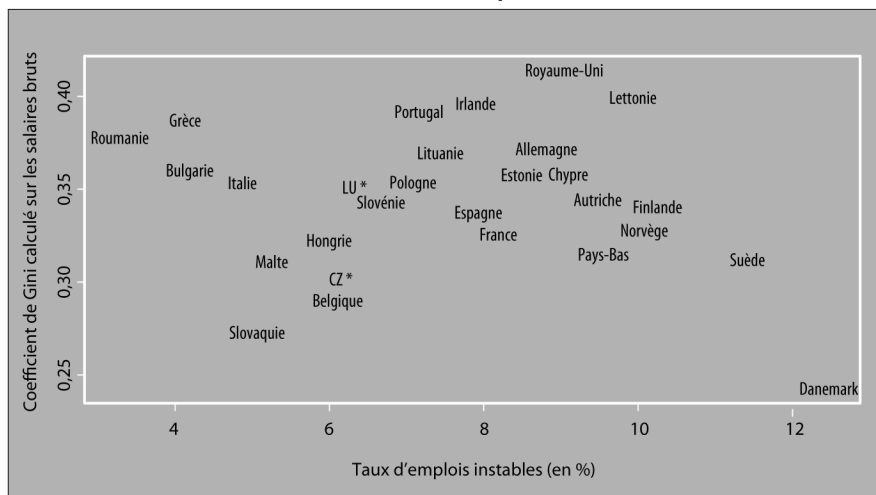
Source : SILC 2011 (salaires 2010) et EFT 2010.

Le même type d'exercice a été réalisé en croisant ce coefficient de Gini avec la proportion d'emplois instables – définie comme le ratio entre le nombre de travailleurs dont l'ancienneté dans l'emploi est inférieure à une année et le nombre total de travailleurs, calculé à partir des données individuelles EFT. Au sein d'un pays, plus ce taux est élevé, plus l'emploi peut y être caractérisé comme mobile et flexible (au sens de la flexibilité externe numérique, soit l'ajustement du nombre de salariés aux besoins de l'entreprise) puisque les emplois à court terme y sont nombreux. Comme nous l'avons vu, cette variable a été constituée pour pallier les problèmes de comparabilité des types de contrat de travail.

Le graphique 2 met en parallèle ces deux dimensions. Il n'apparaît, à nouveau, pas de corrélation. À titre d'exemple, les pays scandinaves (Suède, Danemark, Norvège, Finlande), où l'emploi instable est largement plus fréquent que dans les autres pays (il occupe 10 à 12 % de l'emploi total), ne sont pourtant pas caractérisés par une importante inégalité de revenu du travail (le coefficient de Gini reste aux alentours de 0,32). *A contrario*,

des pays comme la Grèce ou la Roumanie, qui ne comprennent pas un pourcentage important d'emplois instables (aux alentours de 4 %), présentent un coefficient de Gini de l'ordre de 0,38. Enfin, les exemples de la Slovaquie, de Malte, de la Belgique et de la Tchéquie montrent que le taux d'emplois instables et l'inégalité de revenu du travail peuvent tous les deux rester relativement bas. À l'opposé, les cas du Royaume-Uni et de la Lettonie montrent qu'un important taux d'emplois instables peut se combiner avec une inégalité salariale importante. Cette absence de corrélation entre ces deux indicateurs se confirme dans la mesure où le coefficient de corrélation atteint -0,159, soit une légère corrélation négative, qui n'est, de nouveau, pas significative.

**Graphique 2. Relation au niveau macrosocial entre les inégalités salariales et l'instabilité de l'emploi en 2010**



\* CZ : République tchèque ; LU : Luxembourg.

Note de lecture : Le graphique présente en abscisse (x) le pourcentage d'emplois instables sur la population totale à l'emploi par pays et en ordonnée (y) le coefficient de Gini calculé sur les salaires bruts pour ces mêmes pays. Par exemple, en France, le coefficient de Gini est de 0,326 – ce qui indique une inégalité salariale plutôt moyenne – et la part d'emplois instables (c'est-à-dire d'emplois occupés depuis moins d'un an par le même travailleur) s'élève à 8,2 %.

Source : d'après les données SILC 2011 (salaires 2010) et EFT 2010.

#### **IV. Au niveau microsocial, de fortes probabilités de recevoir un bas salaire en contrepartie d'un emploi atypique**

Nous avons vu dans la section précédente qu'au niveau sociétal, sur la base des données EFT et SILC, il n'y a pas de lien apparent entre l'emploi atypique et les inégalités salariales dans le cadre de comparaisons internationales. La présente partie tente d'explorer la nature de cette relation au niveau individuel.

Pour ce faire, il est nécessaire de transformer le concept d'inégalité de façon à ce qu'il soit opérationnalisable au niveau individuel. En effet, l'inégalité étant la caractéristique d'un groupe, elle ne peut être individualisée. Le coefficient de Gini ne peut donc pas caractériser des individus. La solution a été de procéder par analogie aux taux de pauvreté qui individualisent la question des inégalités de revenus. Nous avons considéré qu'une personne occupe un *emploi à bas salaire* si son revenu brut direct et individuel du travail est inférieur à 60 % du revenu médian national. Cette définition *relative* du seuil séparant les emplois à bas salaire des emplois à revenu supérieur permet, comme pour la pauvreté relative (Destremau, Salama, 2002), d'adapter la définition de ce qu'est un bas salaire aux contextes nationaux. Il faut cependant considérer l'ampleur de l'arbitraire d'un tel choix, inhérent à tous les indicateurs de pauvreté séparant artificiellement deux populations. Une telle définition est néanmoins empiriquement reliée à l'inégalité des revenus du travail puisque la corrélation, au niveau sociétal, entre la proportion d'emplois à bas salaires et le coefficient de Gini utilisé vaut 0,706, et est statistiquement significative à plus de 99,99 %<sup>16</sup>.

Le tableau 1 compare, par pays, la proportion d'emplois à bas salaire selon l'emploi standard et l'emploi atypique. Cette dernière catégorie comprend, comme nous l'avons vu, le régime de travail à temps partiel et l'emploi instable de l'année de perception du salaire. Nous indiquons également la proportion de bas salaires pour la population totale en emploi ainsi que pour les hommes et les femmes. On peut observer que, dans tous les pays, les travailleurs à temps partiel occupent bien plus souvent des emplois à bas salaire que les travailleurs à temps plein. En effet, dans la plupart des pays, plus de 50 % des travailleurs à temps partiel ont un bas salaire, alors que généralement la proportion des travailleurs à temps plein qui perçoit un bas salaire oscille entre 10 et 15 %. Cet effet du temps partiel sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire n'est pas vraiment surprenant : à salaire horaire égal, les travailleurs à temps partiel, prestant moins d'heures de travail, ont un salaire total plus faible. Notons que les Pays-Bas, où le temps partiel est très répandu et considéré comme normal, comprend parmi les emplois à temps partiel une proportion de bas salaires *relativement* faible, mais sans que cette situation soit atypique puisque d'autres pays où le travail à temps partiel est moins répandu, notamment le Danemark et la Belgique, se trouvent dans une situation similaire.

Si l'on s'intéresse à l'instabilité de l'emploi, on constate que le risque d'occuper un emploi à bas salaire est plus important pour les travailleurs mobiles que pour les travailleurs stables. Ce risque s'élève généralement à 30 % pour les travailleurs instables alors qu'il tourne autour de 15 % pour

16. Ce coefficient de corrélation est d'ailleurs tiré vers le bas par le Portugal qui combine un coefficient de Gini élevé avec un taux d'emplois à bas salaire faible (tableau 1). Si on exclut ce pays, le coefficient de corrélation monte à 0,831.

**Tableau 1. Proportion de bas salaires  
selon le type d'emploi dans les pays européens**

*En % (sauf 1)*

| Pays      | Ensemble | Hommes | Femmes | Emplois stables | Emplois instables | Temps plein | Temps partiel | Coefficient de Gini <sup>1</sup> |
|-----------|----------|--------|--------|-----------------|-------------------|-------------|---------------|----------------------------------|
| Allemagne | 27,85    | 14,85  | 41,77  | 24,70           | 52,31             | 15,55       | 61,74         | 0,370                            |
| Autriche  | 21,04    | 12,13  | 31,22  | 18,95           | 34,30             | 12,52       | 51,00         | 0,344                            |
| Belgique  | 15,77    | 9,20   | 23,09  | 13,81           | 32,87             | 7,98        | 38,74         | 0,290                            |
| Bulgarie  | 16,91    | 13,79  | 20,40  | 15,39           | 29,29             | 14,62       | 67,79         | 0,360                            |
| Chypre    | 20,53    | 8,84   | 33,19  | 19,04           | 31,33             | 15,33       | 67,82         | 0,357                            |
| Danemark  | 11,75    | 11,41  | 12,10  | 10,31           | 23,25             | 8,70        | 33,62         | 0,242                            |
| Espagne   | 20,33    | 13,76  | 28,19  | 17,38           | 34,92             | 13,62       | 63,04         | 0,336                            |
| Estonie   | 20,41    | 14,67  | 26,12  | 19,17           | 27,71             | 15,14       | 55,97         | 0,358                            |
| Finlande  | 18,63    | 16,87  | 20,65  | 15,43           | 36,54             | 13,23       | 52,41         | 0,340                            |
| France *  | 16,56    | 10,24  | 23,49  | 14,70           | 32,04             | 8,75        | 52,76         | 0,326                            |
| Grèce     | 23,44    | 16,58  | 33,11  | 22,22           | 30,77             | 16,24       | 76,21         | 0,388                            |
| Hongrie   | 14,65    | 13,25  | 16,17  | 10,50           | 38,08             | 11,49       | 67,48         | 0,321                            |
| Irlande * | 27,12    | 21,57  | 33,52  | 24,87           | 43,38             | 12,59       | 61,31         | 0,396                            |
| Italie    | 21,28    | 15,20  | 29,47  | 19,33           | 36,24             | 14,03       | 57,46         | 0,353                            |



En % (sauf 1)

| Pays        | Ensemble | Hommes | Femmes | Emplois stables | Emplois instables | Temps plein | Temps partiel | Coefficient de Gini <sup>1</sup> |
|-------------|----------|--------|--------|-----------------|-------------------|-------------|---------------|----------------------------------|
| Lettonie    | 22,27    | 19,29  | 24,93  | 18,55           | 40,33             | 18,24       | 70,82         | 0,399                            |
| Lituanie ** | 23,19    | 17,57  | 28,84  | 21,90           | 30,27             | 19,27       | 71,57         | 0,370                            |
| Luxembourg  | 22,54    | 12,39  | 35,36  | 20,16           | 41,08             | 14,96       | 49,96         | 0,346                            |
| Malte       | 16,25    | 11,86  | 24,08  | 13,91           | 34,66             | 10,38       | 70,05         | 0,310                            |
| Norvège     | 18,90    | 12,32  | 27,10  | ***             | ***               | 10,73       | 56,45         | 0,327                            |
| Pays-Bas    | 21,12    | 8,59   | 34,27  | 19,19           | 37,46             | 5,44        | 41,46         | 0,315                            |
| Pologne     | 19,56    | 17,39  | 22,30  | 16,65           | 34,22             | 15,81       | 59,71         | 0,354                            |
| Portugal    | 12,70    | 9,87   | 15,79  | 11,56           | 20,22             | 8,52        | 67,60         | 0,391                            |
| Roumanie    | 23,66    | 22,43  | 25,38  | 23,58           | 26,21             | 16,37       | 88,81         | 0,377                            |
| Royaume-Uni | 25,76    | 15,46  | 36,91  | 25,56           | 27,20             | 10,70       | 64,51         | 0,414                            |
| Slovaquie   | 10,86    | 8,13   | 13,81  | 9,75            | 22,06             | 9,20        | 68,04         | 0,273                            |
| Slovénie    | 13,60    | 11,88  | 15,48  | 11,46           | 20,80             | 11,47       | 52,06         | 0,342                            |
| Suède **    | 18,28    | 12,53  | 23,53  | 13,98           | 28,77             | 9,55        | 39,72         | 0,312                            |
| Tchéquie    | 15,07    | 8,74   | 23,14  | 14,26           | 24,06             | 13,20       | 68,47         | 0,296                            |

1. Coefficient compris entre 0 (situation parfaitement égalitaire) et 1 (situation parfaitement inégalitaire).

\* Données de l'enquête 2010.

\*\* Données de l'enquête 2009.

\*\*\* Dans SILC, il n'est pas possible pour la Norvège de distinguer valablement les emplois instables des emplois stables.

Source : d'après données SILC 2011 (salaires de 2010).

les travailleurs stables. Notons que cette différence est significative pour tous les pays, sauf pour le Royaume-Uni et la Roumanie. Cette absence de différence significative pour le Royaume-Uni trouve écho dans le fait qu'il s'agit d'un pays où la stabilité de l'emploi est moins valorisée et où la question de la précarité n'est (presque) pas débattue (Barbier, 2008 ; Paugam, 2000). Enfin, concernant les inégalités de genre, nous pouvons constater que les femmes ont toujours plus de probabilités d'occuper un emploi à bas salaire que les hommes – sauf au Danemark, seul pays où la proportion d'emplois à bas salaire ne diffère pas significativement selon le genre. Dans tous les autres pays, ces écarts sont statistiquement significatifs, même s'ils sont quantitativement différents. Par exemple, cet écart est très important en Allemagne (plus de 25 points de pourcentage, les femmes ont près de trois fois plus de probabilités d'occuper un emploi à bas salaire que les hommes), alors que cet écart est bien moins important (mais statistiquement significatif) en Roumanie ou en Hongrie.

Ces constats devraient nous conduire à la conclusion que l'emploi atypique mène à de bas salaires. Cependant, l'emploi du conditionnel en début de paragraphe se justifie en raison du caractère relativement approximatif des résultats du tableau 1. En effet, le lien entre les deux dimensions de l'emploi atypique et l'occupation d'emplois à bas salaire pourrait n'être qu'un artefact résultant de l'absence de prise en compte d'autres variables. Par exemple, en supposant que les travailleurs instables occupent plus souvent des emplois peu qualifiés, la surreprésentation des bas salaires chez les travailleurs mobiles ne serait qu'une illusion dépendant en réalité de la qualification.

Nous avons donc mobilisé un modèle de régression logistique permettant de prédire une variable dichotomique à partir de différentes variables explicatives. Les effets des variables individuelles sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire divergeant fondamentalement selon les pays, les modèles de régression logistique ont été évalués séparément pour chaque pays. Les variables dont nous voulons tester l'effet sont les mêmes que celles du tableau 1. Nous avons ajouté des variables de contrôle : le sexe <sup>17</sup>, la qualification (diplôme de l'enseignement secondaire inférieur ou moins, diplôme de l'enseignement secondaire supérieur, et diplôme de l'enseignement supérieur), l'âge (regroupé en catégories de 10 ans allant de 15 à 75 ans <sup>18</sup>)

17. Les régressions logistiques pour les trois pays mentionnés ont été également réalisées pour les femmes séparément. Les résultats ne différant qu'assez peu de ceux obtenus pour l'ensemble de la population, nous avons choisi de ne pas les présenter ici.

18. L'âge est considéré comme une variable qualitative, regroupé en classes décennales, plutôt que comme une variable quantitative parce que nous supposons (et cela se vérifie dans le tableau 2) que l'effet de l'âge sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire n'est pas linéaire. Tant les jeunes que les aînés peuvent davantage souffrir des emplois à bas salaire par rapport aux travailleurs d'âge médian. De plus, en raison de la faible taille de l'échantillon, il n'est plus guère possible d'assurer au traitement des données une validité statistique sans regrouper en classes de 10 années.



et le secteur d'activité (catégorisé selon la nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté européenne – NACE 19)<sup>20</sup>.

Il en ressort que, pour la majorité<sup>21</sup> des pays, les travailleurs occupant des emplois instables et les travailleurs à temps partiel ont une chance non négligeable d'occuper des emplois à bas salaire, indépendamment de l'effet du sexe, de la qualification, de l'âge, et du secteur d'activité. Par ailleurs, dans tous les pays, sauf au Danemark, nous constatons que les femmes – même en neutralisant l'effet des autres facteurs, dont le temps partiel – ont toujours plus de risques que les hommes d'occuper un emploi à bas salaire.

Par économie de place, nous présenterons les résultats détaillés de la régression logistique uniquement pour la France, les Pays-Bas et le Royaume-Uni (tableau 2). Ces trois pays ont été sélectionnés en raison de leur variété (Trampusch, 2007 ; Slomp, 2000 ; Visser, Van Ruysseveldt, 1996 ; O'Reilly, Fagan, 1998) : la France est un pays continental, caractérisé par une implication forte de l'État dans les relations professionnelles et dans lequel la question de l'emploi standard (et celle de la précarité) est centrale (Paugam, 2000 ; Barbier, 2005) ; les Pays-Bas sont un petit pays caractérisé par des relations professionnelles de type néo-corporatistes et dont le développement très important d'un travail à temps partiel « non précaire » est exceptionnel ; le Royaume-Uni est un pays aux relations professionnelles peu centralisées, au marché du travail peu régulé et avec peu d'implication de l'État, la question de la stabilité de l'emploi y est considérée comme auxiliaire (Paugam, 2000 ; Barbier, 2005).

19. Plus d'informations sur la classification NACE (2<sup>e</sup> révision) et les compositions des différents secteurs sont disponibles sur le site d'Eurostat : [http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/nomenclatures/index.cfm?TargetUrl=LST\\_NOM\\_DTL&StrNom=NACE\\_REV2&StrLanguageCode=EN](http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/nomenclatures/index.cfm?TargetUrl=LST_NOM_DTL&StrNom=NACE_REV2&StrLanguageCode=EN).

20. Pour des raisons techniques, contrairement à l'instabilité de l'emploi et au régime de travail, ces variables ont été mesurées pour l'année d'enquête (et non pour l'année de référence du salaire). Pour le sexe et l'âge, cela ne doit poser quasiment aucun problème (notons que l'âge indiqué, calculé à partir de l'année de naissance, est bien celui en vigueur pour l'année du salaire, et non l'année de l'enquête). Pour la qualification non plus : étant donné que nos catégories sont assez larges, on peut supposer que très peu de répondants passent d'une catégorie à l'autre. Le secteur d'activité est à notre sens la seule variable qui peut poser problème. En effet, parmi les personnes qui ont changé d'emploi entre l'année du salaire et l'année de l'enquête, certaines peuvent avoir également changé de secteur. Leur secteur sera donc mal interprété. Malheureusement, il ne nous est pas possible de connaître le secteur de l'année du salaire. Notons que les personnes qui ne travaillent plus lors de l'année de l'enquête (parce qu'elles ont perdu leur emploi), mais ont travaillé lors de l'année de perception du salaire sont classées dans la catégorie secteur inconnu. Nous avons donc préféré utiliser cette estimation imparfaite du secteur plutôt que de ne pas prendre en compte le secteur des travailleurs, car, comme nous le verrons, les effets de cette variable sont significatifs.

21. Dans tous les pays, les emplois à temps partiel conduisent au bas salaire. Concernant l'instabilité de l'emploi, le lien est significatif et positif dans tous les pays sauf au Royaume-Uni, où, comme nous le verrons, il semblerait que l'emploi instable diminue le risque de bas salaire et en Autriche, au Danemark, en Irlande, en Lituanie et en Slovénie où aucun lien n'a pu être constaté. Nous n'avons pu tester ce dernier en Norvège, car la mesure de la stabilité de l'emploi dans l'enquête SILC y est manifestement erronée. Par ailleurs, en Finlande et en Suède, nous avons constaté ce lien, mais, également en raison d'erreurs dans les données, nous n'avons pas pu neutraliser l'effet du secteur d'activité.

**Tableau 2. Régression logistique modélisant la chance d'occuper un emploi à bas salaire en France, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni en 2010**

| Variable     | Modalité   | France             |                   |                    | Pays-Bas           |                   |                    | Royaume-Uni        |                   |                    |
|--------------|--|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
|              |  | Borne inférieure * | Rapport de chance | Borne supérieure * | Borne inférieure * | Rapport de chance | Borne supérieure * | Borne inférieure * | Rapport de chance | Borne supérieure * |
| (Constante)  |  | 0,020              | 0,027             | 0,036              | 0,042              | 0,057             | 0,079              | 0,037              | 0,050             | 0,068              |
| Sexe         | Homme  |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |
|              | Femme  | 1,107              | 1,285             | 1,492              | 1,732              | 2,060             | 2,449              | 1,579              | 1,849             | 2,166              |
| Éducation    | Inférieur-secondaire   | 1,639              | 1,911             | 2,227              | 1,460              | 1,771             | 2,147              | 1,140              | 1,417             | 1,762              |
|              | Secondaire supérieur ou post-secondaire  |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |
|              | Supérieur  | 0,381              | 0,450             | 0,531              | 0,441              | 0,525             | 0,624              | 0,364              | 0,425             | 0,497              |
|              | < 25   | 2,492              | 3,115             | 3,895              | 2,117              | 2,831             | 3,786              | 1,889              | 2,375             | 2,987              |
|              | 25-34  | 1,031              | 1,238             | 1,487              | 0,988              | 1,200             | 1,459              | 0,953              | 1,177             | 1,452              |
| Âge          | 35-44  |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |
|              | 45-54  | 0,782              | 0,935             | 1,117              | 0,631              | 0,772             | 0,944              | 0,759              | 0,927             | 1,133              |
|              | 55-64  | 0,911              | 1,134             | 1,411              | 0,736              | 0,936             | 1,191              | 0,963              | 1,204             | 1,504              |
|              | > 64   | 0,880              | 1,904             | 4,116              | 0,063              | 0,358             | 2,022              | 1,559              | 2,300             | 3,391              |
|              | (b-e) Industries extractives, manufacturières, gaz, électricité, vapeur, eau et traitement des déchets |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |
| Secteur NACE | NACE inconnu   | 2,355              | 3,295             | 4,610              | 1,706              | 2,374             | 3,305              | 1,238              | 2,125             | 3,647              |
|              | (a) Agriculture, sylviculture et pêche   | 9,239              | 13,307            | 19,166             | 2,107              | 3,637             | 6,278              | 2,168              | 4,121             | 7,835              |
|              | (f) Construction   | 2,110              | 2,976             | 4,197              | 0,573              | 0,904             | 1,425              | 1,803              | 2,600             | 3,749              |
|              | (g) Commerce, réparation d'automobiles et de motos   | 1,542              | 2,143             | 2,977              | 1,360              | 1,899             | 2,651              | 2,227              | 3,031             | 4,125              |
|              | (h) Transports et entreposage  | 0,935              | 1,467             | 2,303              | 0,758              | 1,213             | 1,941              | 0,984              | 1,512             | 2,322              |
|              | (i) Hébergement et restauration  | 2,205              | 3,293             | 4,918              | 1,989              | 3,236             | 5,264              | 3,362              | 4,954             | 7,300              |
|              | (j) Information et communication   | 1,870              | 1,870             | 3,091              | 0,691              | 1,159             | 1,944              | 0,525              | 0,945             | 1,701              |
|              | (k) Activités financières et d'assurance   | 0,523              | 0,990             | 1,875              | 0,302              | 0,528             | 0,925              | 0,373              | 0,624             | 1,042              |

| Variable              | France   |                   |                    | Pays-Bas           |                   |                    | Royaume-Uni        |                   |                    |
|-----------------------|--|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
|                       | Borne inférieure *   | Rapport de chance | Borne supérieure * | Borne inférieure * | Rapport de chance | Borne supérieure * | Borne inférieure * | Rapport de chance | Borne supérieure * |
| Secteur NACE          | (l-n) Activités immobilières, activités spécialisées, scientifiques et techniques, activités de services administratifs et de soutien  | 1,874             | 2,684              | 3,843              | 0,901             | 1,298              | 1,871              | 1,871             | 2,598              |
|                       | (o) Administration publique  | 0,998             | 1,419              | 2,019              | 0,178             | 0,289              | 0,470              | 0,591             | 1,317              |
|                       | (p) Enseignement   | 1,758             | 2,560              | 3,727              | 0,421             | 0,639              | 0,968              | 1,387             | 2,686              |
|                       | (q) Santé humaine et action sociale  | 2,968             | 4,006              | 5,407              | 0,755             | 1,036              | 1,422              | 1,116             | 2,132              |
|                       | (r-u) Arts, spectacles et activités récréatives, autres activités de services, activités des ménages en tant qu'employeurs ; activités indifférenciées des ménages en tant que producteurs de biens et services pour usage propre, activités extra territoriales | 3,732             | 5,358              | 7,691              | 2,166             | 3,317              | 5,079              | 2,422             | 5,089              |
| Régime de travail     | ref.   |                   |                    | ref.               |                   |                    | ref.               |                   |                    |
| Stabilité de l'emploi | Temps plein  | 8,679             | 10,030             | 11,592             | 5,992             | 7,087              | 8,383              | 12,099            | 16,324             |
|                       | Temps partiel  | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |
| Stabilité de l'emploi | Emploi stable  | 1,499             | 1,869              | 2,329              | 1,055             | 1,320              | 1,650              | 0,682             | 1,005              |
|                       | Emploi instable  | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |                    | ref.              |                    |

\* Le niveau de confiance est de 95 %.

Note de lecture : la régression logistique, effectuée séparément pour chaque pays, estime la chance d'occuper un emploi à bas salaire plutôt qu'un emploi à salaire plus élevé – le seul du bas salaire étant fixé à 60 % du salaire médian. La chance est (dans ce cas) le rapport de la probabilité d'occuper un emploi à bas salaire sur la probabilité d'occuper un emploi à salaire supérieur. Elle s'interprète à la manière des parieurs (par exemple 10 contre 1 d'occuper un emploi bas salaire plutôt qu'un emploi à salaire supérieur). La constante indique l'estimation de la chance pour la catégorie de référence. Par exemple, en France, un homme dont le plus haut diplôme obtenu est le bac, âgé entre 35 et 44 ans, travaillant dans le secteur industriel, à temps plein et occupant un emploi stable, a 0,027 chance d'occuper un emploi à salaire médian plutôt qu'un emploi à salaire plus élevé – ou, plus simplement, a 37 fois (=1/0,027) plus de probabilités d'occuper un emploi à salaire médian plutôt qu'un emploi à salaire inférieur. Les intervalles de confiance indiquent l'intervalle au sein duquel est située cette chance dans 19 cas sur 20. Ainsi, on peut affirmer avec un degré de certitude de 95 % qu'en France, un homme dont le plus haut diplôme obtenu est le bac, âgé entre 35 et 44 ans, travaillant dans le secteur industriel, à temps plein et occupant un emploi stable, a entre 27,77 (=1/0,020) et 50 (=1/0,036) chances d'occuper un emploi à salaire supérieur à 60 % du salaire médian plutôt qu'inférieur. À partir de cette catégorie de référence, on peut calculer la chance pour n'importe quelle autre catégorie en multipliant la chance de la catégorie de référence par le coefficient approprié. Par exemple, en France, une femme dont le plus haut diplôme obtenu est le bac, âgée entre 35 et 44 ans, travaillant dans le secteur industriel, à temps plein, et occupant un emploi stable a 0,035 (=0,027\*1,285) chance d'occuper un emploi à bas salaire plutôt qu'un emploi à salaire plus élevé – ou, plus simplement, a 28,6 fois (=1/0,035) plus de chances d'occuper un emploi à salaire supérieur à 60 % du salaire médian plutôt qu'inférieur. En multipliant les différents coefficients et en utilisant les intervalles de confiance, il est possible d'estimer la chance pour chaque catégorie. Par exemple, on peut affirmer avec un degré de certitude de 95 % qu'en France, une femme qui n'est pas diplômée du secondaire, qui a entre 25 et 34 ans, qui travaille dans l'hébergement et la restauration à temps partiel, et occupe un emploi instable a entre 1,07 (=0,020\*1,107\*1,639\*1,031\*2,205\*8,679\*1,499) et 23,62 (=0,036\*1,492\*2,227\*1,487\*4,918\*11,592\*2,329) chances d'occuper un emploi à bas salaire plutôt qu'un emploi à salaire supérieur.

#### IV.1. Le cas de la France

Le tableau 2 présente les principaux résultats de la régression logistique pour la France, les Pays-Bas et le Royaume-Uni. Pour chacune des modalités de chaque variable, on peut observer le rapport de chance leur correspondant et les intervalles de confiance (calculés à un niveau de confiance de 95 %) de ce dernier.

La signification statistique mesure la probabilité que le coefficient tel qu'il existe dans la population (et non celui mesuré dans l'échantillon) soit non nul. Quand ce risque d'erreur est suffisamment faible (par convention, inférieur à 5 %), on considère que cette modalité a bien un effet sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire par rapport à la modalité de référence – et non que l'effet est un artefact causé par l'erreur d'échantillonnage<sup>22</sup>.

Pour les variables mesurant l'emploi atypique, on voit que, par rapport aux travailleurs stables, tant le fait d'être un travailleur mobile qu'un nouveau travailleur a un effet sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire. De même, le temps partiel a un effet (par rapport au temps plein) sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire, et cela même lorsqu'on étudie seulement les femmes.

Si la signification statistique mesure le degré de certitude qu'une modalité ait un effet (sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire par rapport à la modalité de référence), elle ne nous dit rien sur le sens de l'effet, ni sur son ampleur. Les rapports de chance et leurs intervalles de confiance fournissent ces informations. Ils indiquent le nombre par lequel il faut multiplier la chance<sup>23</sup> d'occuper un emploi à bas salaire plutôt qu'un emploi à salaire plus élevé quand on passe de la modalité de référence à la modalité correspondante. Ainsi, quand le rapport de chance est supérieur à 1, la modalité présente un risque d'occuper un emploi à bas salaire plus important que la modalité de référence. Quand le rapport de chance est inférieur à 1, la modalité présente un risque plus faible d'occuper un emploi à bas salaire que la modalité de référence.

22. Par exemple, le risque d'erreur étant inférieur à 0,01 pour la modalité femme dans le tableau 2, on peut conclure avec suffisamment de certitude (il y a moins d'une chance sur cent de se tromper) qu'être une femme plutôt qu'un homme influe sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire, toutes choses – niveau d'instruction, classe d'âge, secteur d'activité, régime de travail (temps plein/temps partiel) et stabilité de l'emploi – égales par ailleurs. Par contre, il n'est pas possible d'affirmer avec suffisamment de certitude que le fait d'être âgé de 55 à 64 ans plutôt qu'être âgé de 35 à 44 ans a une influence sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire. Cela ne veut pas dire qu'être âgé n'a pas d'effet sur le risque d'occuper un emploi à bas salaire, mais les données ne nous permettent pas de dire quel est le sens de l'effet.

23. Le concept de statistique de chance (aussi connu sous le terme de « côte » ou d'« odds » en anglais) ne doit pas être confondu avec le concept de probabilité. En effet, la chance d'occuper un emploi à bas salaire plutôt qu'un emploi à salaire supérieur est le rapport de la probabilité d'occuper un emploi à bas salaire sur la probabilité de ne pas occuper un emploi à bas salaire. Elle peut s'interpréter à la manière des parieurs : une chance sur 3 d'occuper un emploi à bas salaire plutôt qu'un emploi à salaire « élevé » veut dire 3 contre 1 d'occuper un emploi à bas salaire plutôt qu'un emploi à salaire « élevé ». Les chances sont largement utilisées en statistiques pour leurs propriétés mathématiques (Vallet, 2007).

Dans le cas de la France, il est possible d'affirmer avec suffisamment de certitude que le fait d'être une femme (plutôt qu'un homme), d'avoir au maximum un diplôme du secondaire inférieur (plutôt qu'un diplôme du secondaire supérieur), d'avoir un âge situé entre 15 et 24 ans ou 25 et 34 ans (plutôt qu'entre 35 et 44 ans), d'occuper un emploi instable (plutôt qu'un emploi stable), ou d'être un travailleur à temps partiel (plutôt qu'à temps plein) augmente le risque d'occuper un emploi à bas salaire. Au contraire, être un homme (plutôt qu'une femme), avoir un diplôme de l'enseignement supérieur (plutôt que du secondaire supérieur), ou travailler à temps plein (plutôt qu'à temps partiel) diminue le risque d'occuper un emploi à bas salaire.

Les valeurs estimées des rapports de chance apportent un éclairage complémentaire. On peut ainsi dire que, toutes choses égales par ailleurs<sup>24</sup>, le travailleur à emploi instable a 1,869 fois plus de chances qu'un travailleur à emploi stable d'occuper un emploi à bas salaire. L'effet « instabilité de l'emploi » est donc loin d'être négligeable. Il est du même ordre de grandeur que celui d'être diplômé au maximum de l'enseignement secondaire inférieur (plutôt que de l'enseignement secondaire supérieur), dont le rapport de chance est estimé à 1,911. L'effet du temps partiel est largement vérifié : un travailleur à temps partiel a 10,030 fois plus de chances qu'un travailleur à temps plein d'occuper un emploi à bas salaire. Notons enfin que, la variable indiquant le secteur d'activité étant nominale, la signification de chacune de ses modalités n'est pas aisée à interpréter. En effet, la signification statistique compare chaque modalité à la modalité de référence. Ici, la catégorie NACE de référence est constituée des secteurs industriels. Or, on ne peut pas dire que la comparaison systématique de chaque autre secteur à celui-ci en particulier présente un grand intérêt théorique. La prise en compte de cette variable dans l'analyse a davantage vocation à neutraliser l'effet des secteurs sur les autres variables analysées. Ce qui est nécessaire puisque, comme nous pouvons le constater, l'effet de la plupart des secteurs est significatif (en conduisant à un risque d'occuper un emploi à bas salaire supérieur) par rapport à la catégorie de référence (les industries). Par exemple, la valeur importante du rapport de chance dans le cas du niveau NACE « a » (Agriculture, sylviculture et pêche) nous indique que les travailleurs de ces secteurs d'activité ont près de 13 fois plus de chances d'occuper un bas revenu que les travailleurs occupés dans l'industrie.

#### **IV.2. Le cas des Pays-Bas**

Les constats pour les Pays-Bas sont similaires aux conclusions tirées pour la France. Le fait d'être une femme (plutôt qu'un homme), d'avoir

24. Pour faciliter la lecture, le « toutes choses égales par ailleurs » n'est pas mentionné dans la suite du texte. Il faut pourtant bien interpréter l'ensemble des affirmations de cette partie de l'article en n'oubliant pas que l'effet de chacune des autres variables est contrôlé.

au maximum un diplôme du secondaire inférieur (plutôt que du secondaire supérieur), d'avoir un âge situé entre 15 et 24 ans (plutôt qu'entre 35 et 44 ans), d'occuper un emploi instable (plutôt qu'un emploi stable), ou d'être un travailleur à temps partiel (plutôt qu'à temps plein) augmente également le risque d'occuper un emploi à bas salaire. *A contrario*, avoir un diplôme de l'enseignement supérieur (plutôt que du secondaire supérieur) ou avoir un âge situé entre 45 et 54 ans (plutôt qu'entre 35 et 44 ans) diminue ce risque. Par rapport à la France, l'effet de certaines modalités perdent leur signification statistique alors que les effets d'autres deviennent significatifs, mais sans remettre en cause les principales conclusions : tant les travailleurs à temps partiel que les travailleurs mobiles ont plus de risques d'occuper un emploi à bas salaire. Ainsi, même aux Pays-Bas, le temps partiel conduit à des emplois à bas salaire. Il faut cependant concéder que cette observation se base sur le salaire brut total et non sur le salaire brut horaire, dont on ne sait s'il diffère selon le régime de travail.

Si l'on s'intéresse à la valeur des rapports de chance, on constate qu'ils présentent des ordres de grandeur similaires à ceux observés pour la France ; même aux Pays-Bas, l'effet du temps partiel (par rapport au temps plein) est significativement plus important que celui du sexe ou de la qualification (avoir au maximum un diplôme du secondaire inférieur plutôt qu'un diplôme du secondaire supérieur, ou avoir un diplôme du secondaire supérieur plutôt qu'un diplôme du supérieur). Autrement dit, une fois neutralisés les effets de sexe, de niveau de qualification, d'âge et de secteur d'activité, on observe que le risque d'occuper un emploi à bas salaire est 10,03 fois plus élevé pour les travailleurs à temps partiel que pour les temps plein dans le cas de la France, 7,09 dans le cas des Pays-Bas et 14,06 dans le cas du Royaume-Uni alors que, par exemple, le risque d'occuper un emploi à bas salaire est respectivement de 1,91, 1,71 and 1,42 pour les travailleurs moins qualifiés.

#### **IV.3. Le cas du Royaume-Uni**

Le tableau 2 présente enfin les résultats de la régression logistique pour le Royaume-Uni. On peut y observer des résultats très similaires. En effet, le fait d'être une femme (plutôt qu'un homme), d'avoir au maximum un diplôme du secondaire inférieur (plutôt qu'un diplôme du secondaire supérieur), d'avoir un âge situé entre 15 et 24 ans ou 65 et 74 ans (plutôt qu'entre 35 et 44 ans), ou d'être un travailleur à temps partiel (plutôt qu'à temps plein) augmente certainement le risque d'occuper un emploi à bas salaire. Au contraire, avoir un diplôme de l'enseignement supérieur (plutôt que du secondaire supérieur) diminue le risque d'occuper un emploi à bas salaire.

Si l'on s'intéresse à la valeur des rapports de chance, on constate qu'ils présentent des ordres de grandeur similaires à ceux observés pour la France et les Pays-Bas, sauf pour les travailleurs mobiles. Bien que la signification statistique soit limitée, dans le cas de l'emploi instable, il apparaît assez nettement que le Royaume-Uni se distingue largement de la France et des Pays-Bas, dans la mesure où on constate que le fait d'occuper un emploi instable (plutôt qu'un emploi stable) diminue le risque d'occuper un emploi à bas salaire. Mais ce constat doit être pris avec précaution. En effet, la signification statistique est plutôt faible : il y a 95 % de probabilité pour que la valeur du rapport de chance pour l'emploi instable soit comprise entre 0,682 et 1,005. De plus, ce lien disparaît quand on travaille sur les salaires annuels totaux plutôt que sur les salaires mensualisés. Ce lien peut donc s'interpréter de cette façon : au Royaume-Uni, les travailleurs instables travaillent de manière intermittente pour un salaire mensuel plus élevé que les travailleurs stables, mais pour un revenu annuel total similaire. Ils concentreraient donc leurs revenus pendant certains mois. Ce résultat trouve écho dans le fait que la question de la stabilité de l'emploi ne peut pas être appréhendée de la même façon au Royaume-Uni que dans les pays continentaux (et en particulier en France). Dans un pays où le taux moyen d'ancienneté est le plus faible (Auer, Cazes, 2000) et où une moindre protection de l'emploi peut être observée, il faut chercher ailleurs les causes de l'inégalité de revenus : sexe, secteur d'activité et niveaux de formation agissent bel et bien sur les chances d'occuper un emploi à bas salaire.

## Conclusion

Au total, les approches micro et macro donnent des résultats différents. La première montre un lien important entre emploi atypique, d'une part, et revenus, d'autre part. Quand bien même les effets de sexe, d'âge, de secteur d'activité et de niveau de formation sont neutralisés, le lien demeure statistiquement significatif. Autrement dit, tant le régime de travail à temps partiel que les emplois instables augmentent la probabilité de percevoir de faibles revenus du travail. Néanmoins, il faut relativiser ce constat à l'aune de données sociétales. Dans le cas du Royaume-Uni – pour lequel nous avons présenté des données détaillées –, les analyses ne permettent pas de conclure à un impact potentiel de l'instabilité de l'emploi sur le revenu du travail. C'est que, pour se référer à ce qui a été dit plus haut, la stabilité de l'emploi ne peut pas se poser dans les mêmes termes dans un pays (mais c'est le cas également, par exemple, aux États-Unis ou, dans une moindre mesure, au Danemark – pays où l'introduction des variables de contrôle dans la régression logistique fait disparaître le lien entre emploi instable et faiblesse du salaire) où la réglementation du travail est relativement faible et l'instabilité de l'emploi est considérée comme « normale ».

Au niveau sociétal, les analyses comparatives que nous avons menées montrent que le développement du travail atypique n'influe pas sur l'inégalité de revenus du travail. Nous n'avons observé aucune corrélation entre l'inégalité salariale (Gini) et les fréquences des emplois atypiques : le taux d'emplois à temps partiel et le taux d'emplois instables. Il semble dès lors nécessaire d'insister sur la distinction entre niveaux de mesure afin d'éviter d'imputer à l'un les résultats de l'autre.



## Références bibliographiques

- Arts W., Gelissen J. (2002), « Three Worlds of Welfare Capitalism or More? A State-of-the-art Report », *Journal of European Social Policy*, vol. 12, n° 2, p. 137-158.
- Auer P., Cazes S. (2000), « L'emploi durable persiste dans les pays industrialisés », *Revue internationale du travail*, vol. 139, n° 4, décembre, p. 427-459.
- Barbier J.-C. (2005), « La précarité, une catégorie française à l'épreuve de la comparaison internationale », *Revue française de sociologie*, vol. 46, n° 2, p. 351-371.
- Barbier J.-C. (2008), « Qualité et flexibilité de l'emploi en Europe : de nouveaux risques », in Guillemard A.-M. (dir.), *Où va la protection sociale ?*, Paris, PUF, p. 69-85.
- Bekker S., Wilthagen T., Kongshøj Madsen P., Zhou J., Rogowski R., Keune M., Tangian A. (2008), « Flexicurity – A European Approach to Labour Market Policy », *Intereconomics*, vol. 43, n° 2, p. 68-111.
- Castel R. (1995), *Les métamorphoses de la question sociale. Une chronique du salariat*, Paris, Fayard.
- Conter B. (2011), « La flexicurité en chiffres et en débat », *Courrier hebdomadaire*, n° 2106-2107, CRISP.
- Desrosières A. (1993), *La politique des grands nombres. Histoire de la raison statistique*, Paris, La Découverte.
- Destremau B., Salama P. (2002), *Mesures et démesure de la pauvreté*, Paris, PUF.
- Eckert H. (2010), « Précarité dites-vous ? », *Sociologies*, <http://sociologies.revues.org/3285>.
- Esping-Andersen G. (1990), *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Princeton, Princeton University Press.
- Gazier B. (2008), « Flexicurité et marchés transitionnels du travail : esquisse d'une réflexion normative », *Travail et Emploi*, n° 113, p. 117-128, <http://travailemploi.revues.org/2340>.
- Giddens A. (1987), *La constitution de la société. Éléments de la théorie de la structuration*, Paris, PUF.
- Girès J., Ghesquière F. (2013), « Les politiques de lutte contre la pauvreté au prisme des constats empiriques concernant la reproduction des inégalités en Belgique », in Lahaye W., Pannecoucke I., Vranken J., Van Rossen R. (dir.), *Pauvreté en Belgique. Annuaire fédéral 2013*, Leuven, Acco, p. 99-119.
- Grimault S. (2008), « Sécurisation des parcours professionnels et flexicurité : analyse comparative des positions syndicales », *Travail et Emploi*, n° 113, p. 75-89, <http://travailemploi.revues.org/2350>.
- Higelé J.-P. (2011), « Sécurisation des parcours professionnels et sécurité sociale professionnelle : deux projets antinomiques pour le travail », *Les Notes de l'Institut européen du salariat*, n° 20, mars.
- Keune M., Jepsen M. (2007), « Not Balanced and Hardly New: The European Commission's Quest for Flexicurity », *Working Paper* n° 2007.01, ETUI-REHS, <http://library.fes.de/pdf-files/gurn/00281.pdf>.

- Meulders D., O'Dorchai S., Plasman R., Rycx F., Amine Z.A., Evangelista K.F., Maron L., Simeu N. (2011), *Genre et revenu. Analyse et Développement d'indicateurs. Belgian Gender and Income Analysis (BGIA)*, Institut pour l'égalité des femmes et des hommes, Bruxelles.
- Obinger H., Wagschal U. (2001), « Families of Nations and Public Policy », *West European Politics*, vol. 24, n° 1, p. 99-114.
- O'Reilly J., Fagan C. (eds.) (1998), *Part-time Prospects. An International Comparison of Part-time Work in Europe, North America and the Pacific Rim*, London, Routledge.
- Paugam S. (1995), « The Spiral of Precariousness: A Multidimensional Approach to the Process of Social Disqualification in France », in Room G. (ed.), *Beyond the Threshold. The Measurement and Analysis of Social Exclusion*, Bristol, The Policy Press, p. 49-79.
- Paugam S. (2000), *Le salarié de la précarité. Les nouvelles formes de l'intégration professionnelle*, Paris, PUF.
- Robinson W.S. (1950), « Ecological Correlations and The Behavior of Individuals », *American Sociological Review*, vol. 15, n° 3, p. 351-357.
- Sarfati F. (2012), *Du côté des vainqueurs. Une sociologie de l'incertitude sur les marchés du travail*, Villeneuve d'Ascq, PU du Septentrion.
- Slomp H. (2000), *Relations professionnelles en Europe*, Ivry-sur-Seine, Éditions de l'Atelier.
- Snijders T., Bosker R. (2012), *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, London, Sage.
- Supiot A. (1994), *Critique du droit du travail*, Paris, PUF.
- Trampusch, C. (2007), « Industrial Relations as a Source of Social Policy: A Typology of the Institutional Conditions for Industrial », *Social Policy & Administration*, vol. 41, n° 3, p. 251-270.
- Vallet L.-A. (2007), « Sur l'origine, les bonnes raisons de l'usage, et la fécondité de l'odds ratio », *Courrier des statistiques*, n° 121-122, p. 59-65.
- Visser, Van Ruysseveld (1996), *Industrial Relations in Europe: Traditions and Transitions*, London, Sage.
- Vultur M. (2010), « La précarité : un "concept fantôme" » Sociologies, <http://sociologies.revues.org/3287>.
- Weber M. (2012), *Sur le travail industriel*, Bruxelles, Éditions de l'université libre de Bruxelles.
- Wilthagen T., Tros F. (2004), « The Concept of "Flexicurity": A New Approach to Regulating Employment and Labour Markets », *Transfer*, vol. 10, n° 2, p. 166-186.