

Les dynamiques individuelles de revenu salarial en France pendant la crise

The individual dynamics of wage income in France during the crisis

Pierre Pora*, Lionel Wilner**

Résumé – Le caractère incertain des revenus futurs limite la capacité des agents à lisser leur consommation dans le temps. Les variations de cette incertitude peuvent donc induire des variations de bien-être. Nous étudions les évolutions de l’incertitude sur le revenu salarial en France avant et au cours de la crise de 2008 à partir de données administratives longitudinales. En employant une méthode non-paramétrique, nous estimons l’ampleur et la forme de cette incertitude et montrons qu’elles dépendent du revenu salarial passé. Nous décomposons cette incertitude entre salaire et volume de travail, et selon la mobilité des salariés. Au cours de la crise, l’ampleur de l’incertitude sur le revenu salarial futur augmente légèrement, et son asymétrie vers le bas se renforce aux extrémités de l’échelle salariale : les évolutions défavorables prennent un poids plus important dans l’incertitude au cours de la crise qu’au cours de la période précédente. Cela s’explique par une probabilité accrue d’évolutions individuelles défavorables en termes de volume de travail pour les salariés les moins rémunérés, en termes de salaire pour les mieux rémunérés. Les mobilités sont plus fréquentes au cours de la crise mais l’incertitude associée est moindre qu’au cours des années antérieures.

Abstract – *The uncertain nature of future income limits the ability of agents to smooth their consumption over time. Variation in this uncertainty can thus bring about variation in well-being. We study the evolutions of the uncertainty on wage income in France before and over the course of the crisis of 2008 drawing on longitudinal administrative data. Using a non-parametric method, we estimate the magnitude and form of this uncertainty and show that they depend on past wage income. This uncertainty is broken down into wage and working time, and according to the mobility of the wage earners. During the crisis, the magnitude of this uncertainty on future wage income increases slightly, and its downward asymmetry is stronger at both ends of the wage income scale: with this uncertainty, unfavourable evolutions have a bigger impact during the crisis than in the preceding period. This is explained by a heightened probability of unfavourable individual evolutions in terms of working time for the lowest-paid workers, and in terms of wage for the highest-paid. Mobility is more frequent during the crisis but the uncertainty associated with it is lower than over the preceding years.*

Code JEL / JEL codes : E24, J24, J31.

Mots-clés : revenu salarial, chocs non-gaussiens, estimation non-paramétrique, *skewness*, *kurtosis*

Keywords: wage income, non-Gaussian shocks, non-parametric estimation, *skewness*, *kurtosis*

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 et Crest (pierre.pora@insee.fr).

** Ensae et Crest (lionel.wilner@ensae.fr).

L'ampleur et l'évolution des inégalités de revenu occupent aujourd'hui une place centrale dans le débat public (Piketty, 2013). Ces inégalités peuvent être sensibles au cycle économique. Ainsi, en France, pour ce qui est du revenu salarial, c'est-à-dire la somme de tous les salaires perçus par un individu au cours d'une année, la crise financière de 2008 (encore appelée « Great Recession ») porte un coup d'arrêt à la baisse tendancielle des inégalités (Coudin et al., 2014) : les inégalités de revenu salarial dans la moitié basse de la distribution sont plus importantes entre 2009 et 2011 qu'entre 2007 et 2008. La concentration de la masse salariale chez les 1 % de salariés les mieux rémunérés montre le mouvement inverse : elle diminue de 2007 à 2008. Pour autant, la seule mesure des inégalités en coupe peut s'avérer insuffisante : si les inégalités augmentent, cela peut indiquer que les revenus d'individus différents divergent de façon permanente mais il est aussi possible que les individus soient confrontés à des variations transitoires plus difficilement prévisibles de leurs revenus, en d'autres termes que l'incertitude sur leurs revenus futurs s'accroisse.

Ces deux possibilités ont des conséquences différentes sur les inégalités de consommation (Blundell & Preston, 1998 ; Pistoletti, 2014). Une forte incertitude sur les revenus futurs limite ainsi la capacité des agents à lisser leur consommation dans le temps, et peut les inciter à épargner davantage. Elle peut aussi affecter leurs comportements sur le marché du travail, par exemple en les conduisant à augmenter leur offre de travail (Flodén, 2006). Cette incertitude n'est pas nécessairement la même pour tous les individus et les disparités entre individus peuvent elles-mêmes engendrer des inégalités de bien-être. L'incertitude peut varier, en termes d'ampleur ou d'asymétrie, non seulement d'un individu à un autre mais aussi au cours du cycle économique (Mankiw, 1986 ; Constantinides & Duffie, 1996), même si les études empiriques ne convergent pas toujours sur le sens de cette variation.

Cet article porte sur les dynamiques de revenu salarial autour de la crise de 2008. Durant celle-ci, le revenu salarial ralentit : le revenu salarial moyen (en termes réels) de l'ensemble des salariés progresse de 0.2 % par an en moyenne entre 2007 et 2012, contre 0.6 % par an de 2002 à 2007 (Coudin et al., 2014). Pour autant, ces variations du revenu salarial moyen ne reflètent pas nécessairement les évolutions individuelles de revenu salarial au cours de la période, car elles incorporent aussi l'effet

des entrées et sorties de l'emploi salarié. Nous comparons les dynamiques individuelles de revenu salarial entre la période 2005-2006 – c'est-à-dire les évolutions individuelles de revenu salarial 2005-2006 et 2006-2007 – et la période 2008-2011 – c'est-à-dire les évolutions individuelles de revenu salarial 2008-2009 à 2011-2012. Entre ces deux périodes, les dynamiques individuelles peuvent différer à deux égards. D'une part, au cours de la crise, les salariés peuvent connaître des progressions de revenu salarial plus ou moins rapides qu'au cours des années qui la précèdent. Cette variation n'est pas forcément la même selon le revenu salarial passé des individus et leurs caractéristiques observables. Cela se répercute sur les inégalités, et peut refléter une divergence relativement permanente et prévisible de leurs revenus salariaux. D'autre part, les dynamiques individuelles de revenu salarial peuvent aussi être plus ou moins incertaines, et donc plus ou moins difficiles à anticiper pour les salariés. Cette incertitude peut, elle aussi, évoluer au cours de la crise, et de façon variable selon les salariés.

Après une revue de la littérature internationale sur les variations de l'incertitude sur le revenu salarial futur avec le cycle économique, nous présentons les difficultés posées par l'estimation de l'incertitude sur le revenu salarial futur, puis nous analysons les dynamiques individuelles de revenu salarial en France. Pour cela, nous appliquons la méthode non-paramétrique proposée par Guvenen et al. (2014) aux données françaises du panel des déclarations annuelles de données sociales (*DADS*) dit panel « tous salariés » apparié à l'échantillon démographique permanent (*EDP*), produits par l'Insee (encadré 1). Cette approche repose sur un découpage fin, et s'intéresse aux paramètres de forme de la distribution des évolutions de revenu salarial. Elle serait donc difficile à mettre en œuvre sur des données d'enquête. À l'inverse, la taille importante de l'échantillon du panel *DADS* « tous salariés » (de l'ordre de deux millions de salariés âgés de 20 à 60 ans chaque année de la période étudiée) et la bonne qualité des données autorisent à utiliser cette méthode. Nous comparons ensuite les dynamiques de revenu salarial au cours de la crise aux dynamiques de salaire au cours de la même période, puis les évolutions à l'intérieur d'une même firme par rapport à celles qui sont associées à une mobilité entre deux firmes.

ENCADRÉ 1 – Données, champ et définitions

Le panel DADS « tous salariés » et son appariement avec l'EDP

Le panel des déclarations annuelles de données sociales (DADS) « tous salariés » est un fichier longitudinal extrait de plusieurs sources administratives. Ces sources administratives sont les déclarations annuelles de données sociales (DADS), les fichiers de paie des agents de l'État, et le système d'information des agents des services publics (SIASP). Existant depuis 1967 sur le secteur privé, le panel tous salariés couvre l'ensemble du champ salarié depuis 1988, à savoir le secteur privé et la fonction publique (fonction publique d'État, fonction publique territoriale et fonction publique hospitalière). Il permet de suivre les périodes d'emploi, les caractéristiques des employeurs et les salaires d'un échantillon d'1/112^e de la population salariée depuis 2002.

Pour chaque poste occupé par un salarié de l'échantillon dans une entreprise donnée au cours d'une année, le panel tous salariés donne des informations notamment sur la rémunération nette versée par l'employeur, le nombre de jours rémunérés dans l'année, ainsi que le sexe, l'année de naissance et la condition d'emploi du salarié. Le nombre d'heures rémunérées est disponible pour les salariés du secteur privé, de la fonction publique territoriale et de la fonction publique hospitalière sur l'ensemble de la période étudiée. Il n'est renseigné pour les salariés de la fonction publique d'État qu'à partir de 2009. Nous disposons en revanche pour ces salariés d'une durée de paie convertie en équivalent temps-plein jusqu'en 2008.

Le fichier biographique issu de l'échantillon démographique permanent (EDP), appariable au panel DADS, renseigne de plus sur le niveau de diplôme d'une partie des salariés présents dans l'échantillon, à partir des données des recensements annuels de population et des enquêtes annuelles de recensement.

Champ

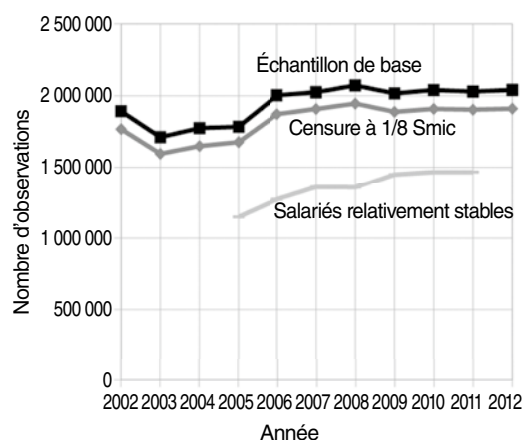
Les résultats présentés dans cet article concernent les salariés âgés de 20 à 60 ans, travaillant en France métropolitaine entre 2002 et 2012. Les salariés agricoles, les apprentis-stagiaires et les salaires versés par des particuliers-employeurs ne sont pas pris en compte.

Afin de se limiter à des salariés relativement bien insérés sur le marché du travail, le champ est restreint aux salariés percevant plus d'un huitième de Smic annuel. Les principaux faits stylisés mis en évidence dans cet article sont robustes vis-à-vis du choix du seuil (un seizième, un huitième ou un quart de Smic annuel). Nous faisons le choix de conserver sans les modifier les données relatives aux revenus salariaux extrêmement hauts. Nos principaux résultats également sont robustes vis-à-vis d'une « winsorisation » au niveau du quantile d'ordre 0.9999 de revenu salarial annuel, c'est-à-dire lorsque l'on ramène le revenu salarial du 0.01 % de salariés les mieux rémunérés au niveau de ce quantile.

La méthode employée exige de se restreindre à une population de salariés relativement stables, présents dans l'emploi salarié plusieurs années consécutives. Plus précisément, un salarié entre dans le champ des salariés relativement stables pour l'année t s'il perçoit

un revenu salarial supérieur à un huitième de Smic en t , $t+1$, $t-1$, et deux années au moins entre $t-5$ et $t-2$. Du fait de la censure à gauche en 2002, cette condition est légèrement plus exigeante en début de période – 2005 et 2006 – qu'à partir de 2007 : la part des salariés relativement stables dans l'échantillon de départ augmente mécaniquement (voir figure). Nous montrons cependant qu'en termes de féminisation, de répartition en âge, en secteur, en catégorie socioprofessionnelle et en diplôme, et en termes de salaire et de revenu salarial, cette sélection diffère peu entre 2005-2006 et 2008-2011 (voir annexe, tableaux A1 et A2).

Figure
Nombre d'observations par an et sélection de l'échantillon des salariés relativement stables



Champ : France métropolitaine de 2002 à 2012, ensemble des salariés hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés »

Revenu salarial

La variable d'intérêt est le revenu salarial annuel réel. Il agrège l'ensemble des rémunérations nettes (c'est-à-dire après versement des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS) issues d'activités salariées perçues par un même individu au cours d'une année donnée. Ces rémunérations peuvent être versées par des employeurs différents. Le revenu salarial n'est donc défini que pour des individus ayant occupé un poste salarié au cours d'une année. Il ne prend pas en compte l'indemnisation du chômage.

Il intègre deux dimensions : le salaire horaire, prix d'une unité de travail salarié, et le volume de travail salarié réalisé au cours de l'année. Ce volume reflète la quotité de temps de travail du salarié (temps plein, temps partiel) et le nombre de jours pendant lesquels celui-ci a travaillé au cours de l'année (périodes d'emploi). Il intègre donc une partie du risque lié au non-emploi, notamment pour les salariés du secteur privé.

Volume de travail

Nous utilisons la donnée de la durée de paie convertible en équivalent temps plein, disponible pour les salariés de la fonction publique d'État jusqu'en 2008,

ENCADRÉ 1 (suite)

et du nombre d'heures rémunérées, disponible pour l'ensemble des autres salariés sur la période étudiée, et pour les salariés de la fonction publique d'État à partir de 2009 pour construire un temps de travail annuel en équivalent temps-plein I compris entre 0 et 1. L'usage de la variable I suppose que l'on peut manipuler la durée de paie convertible en équivalent temps plein et le nombre d'heures pour les rendre comparables et

relativement homogènes dans le temps. Il implique donc de faire abstraction de la rupture de série survenue en 2009 dans la fonction publique d'État. Chaque année de la période étudiée, le calcul d'un volume de travail en EQTP est possible pour 99.9 % des salariés relativement stables. La construction de ce temps de travail en équivalent temps plein est détaillée dans le complément en ligne C3.

Cycle économique et incertitude sur le revenu salarial futur dans la littérature

Une incertitude plus forte au cours des récessions ?

De nombreux travaux sur les États-Unis s'accordent sur le caractère contra-cyclique de l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur. Gottschalk et al. (1994) montrent ainsi que la variance des évolutions transitoires de revenu salarial augmente notamment entre 1974 et 1975 lors du 1^{er} choc pétrolier et entre 1980 et 1983 lors des deux épisodes de récession rapprochés du début des années 1980. En plus de ces fluctuations avec le cycle économique, cette variance présente une tendance de long terme à la hausse au cours des années 1970 et 1980. Moffitt et Gottschalk (2002), en se basant sur une autre modélisation des dynamiques individuelles de revenu salarial, obtiennent le même résultat pour la période 1980-1983. Sur la période 1967-1991, Haider (2001) documente également une augmentation de l'ampleur de l'incertitude au cours des récessions, essentiellement liée à une instabilité du temps de travail, la volatilité du salaire horaire variant peu au cours de la période étudiée. Enfin, étudiant la période 1968-1993, Storesletten et al. (2004) mettent eux aussi en évidence une incertitude dont l'ampleur, augmentant de 75 % entre les périodes d'expansion et les périodes de récession, est très contra-cyclique.

L'essentiel de ces travaux s'attache à une mesure des moments d'ordre 2 des évolutions de revenu salarial. Certains emploient des méthodes très simples qui ne prennent pas en compte l'hétérogénéité des salariés ; les autres font appel à des spécifications plus sophistiquées, qui supposent une log-normalité conditionnelle des variations de revenu salarial, et négligent donc leur asymétrie. Au contraire, Guvenen et al. (2014) mettent en œuvre une méthode qui ne présuppose pas la log-normalité des évolutions de revenu salarial. Cela les conduit à rejeter l'hypothèse d'une variance contra-cyclique des évolutions de revenu

salarial aux États-Unis, en particulier entre 2007 et 2010. Ils montrent notamment que l'hypothèse de variance contra-cyclique, c'est-à-dire d'une variance conditionnelle des évolutions de revenu salarial qui augmente au cours des récessions, peut résulter en partie d'une sous-estimation de la dépendance, vis-à-vis du revenu salarial passé, des variations avec le cycle économique de ces évolutions individuelles de revenu salarial. En d'autres termes, ce n'est pas que les évolutions de revenu salarial sont plus dissemblables à l'intérieur de groupes de salariés très semblables au cours des récessions, mais plutôt qu'au cours des récessions, les évolutions de revenu salarial sont plus dissemblables entre des groupes de salariés déjà dissemblables et, notamment, entre les salariés situés aux extrêmes de la distribution de revenu salarial passé et les autres. Les auteurs montrent ainsi que sur la période 2007-2010, les pertes de revenu salarial se concentrent en moyenne sur les salariés les moins bien rémunérés dans le passé, et sur les très hauts revenus salariaux. Par ailleurs, au cours des récessions qu'ils étudient, et pour tous les niveaux de revenu salarial passé, les évolutions individuelles de revenu salarial sont plus asymétriques vers le bas : la part des évolutions les moins favorables dans la dispersion s'accroît tandis que celle des évolutions les plus favorables décroît.

Pour une période plus récente, Dynan et al. (2012), toujours sur données américaines, en s'appuyant sur une mesure agrégée de la variance des évolutions de revenu salarial, montrent une augmentation de l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur au cours des années qui précèdent la crise de 2008, sans toutefois la relier explicitement au cycle économique.

Des variations sur longue période de l'incertitude sur le revenu salarial futur en Europe

Quelques études portent sur les évolutions de la volatilité du revenu salarial dans les pays

européens, en s'appuyant sur des méthodes qui supposent une log-normalité conditionnelle des évolutions individuelles de revenu salarial. Pour le Royaume-Uni, Ramos (2003) met en évidence une possible augmentation de la volatilité des évolutions transitoires de revenu salarial entre 1991 et 1999. Dans le cas italien, Cappellari (2004) relie plutôt la hausse des inégalités entre les années 1970 et les années 1990 à une composante de long terme ; cependant, les cohortes les plus jeunes se caractériseraient par une incertitude plus importante des évolutions transitoires de revenu salarial. En France, Ceci-Renaud et al. (2014) mettent en évidence des évolutions sur longue période de la volatilité du revenu salarial : celle-ci est approximativement constante de la fin des années 1960 au début des années 1980. Elle augmente ensuite avant de décroître tout au long des années 1990. Avant la crise, elle décroît pour atteindre son minimum local en 2008. Elle augmente ensuite en 2009, au début de la crise.

Une incertitude variable selon les caractéristiques des salariés

Les variations temporelles de l'incertitude sur le revenu salarial futur n'affectent pas uniformément les salariés. Ainsi, en mettant en œuvre une méthode qui les autorise à distinguer, au moment des choix d'éducation, une composante incertaine d'une composante prévisible par les agents, mêlant hétérogénéité observée et inobservée, Cunha et Heckman (2007) relient la hausse des inégalités salariales à la fin du XX^e siècle aux États-Unis à une augmentation de l'incertitude et de l'hétérogénéité des salariés au cours de la période. L'élévation de l'incertitude explique une part importante de la hausse des inégalités parmi les salariés les moins qualifiés, tandis que son poids est beaucoup plus faible pour les salariés les plus qualifiés.

Britton et al. (2015) s'intéressent quant à eux aux disparités selon le niveau d'éducation des évolutions du revenu salarial au cours de la crise de 2008. Ils s'appuient pour ce faire sur des données d'enquête et des données administratives, et mettent en évidence des pertes importantes de revenu salarial lorsque l'on contrôle de l'effet des cohortes. Ces pertes sont bien plus importantes pour les non-diplômés que pour les diplômés, alors que les écarts moyens en termes de niveau de revenu salarial ne sont pas très importants, ce qui correspondrait à un effet protecteur du diplôme.

Ayllón et Ramos (2015) mènent enfin un travail de comparaison internationale de l'évolution de

l'instabilité du revenu salarial chez les jeunes (17 à 29 ans) de l'Union européenne au cours de la crise de 2008. En dépit de différences entre pays, leurs résultats, qui reposent sur un traitement simple des données de l'enquête EU-Silc, montrent une augmentation de la volatilité du revenu salarial pour les jeunes de l'Union européenne, qui vient rompre la tendance à la baisse des années précédant la crise. Cette hausse ne s'exerce pas uniformément selon l'âge, le sexe et le niveau de diplôme, et son ampleur n'est pas la même dans tous les pays.

Mesurer l'incertitude sur les revenus salariaux futurs

Du point de vue des individus, l'incertitude sur le revenu salarial futur dépend de l'ensemble de l'information disponible pour chacun d'entre eux. Une grande partie de cette information n'est cependant pas observée directement dans les données. Représenter cette incertitude comme la distribution de probabilité des revenus d'activité futurs (conditionnelle aux caractéristiques observables et inobservables des individus) repose donc sur une modélisation. Les plus courantes distinguent évolutions transitoires et évolutions de long terme d'une part, hétérogénéité entre individus (observée et inobservée) et incertitude d'autre part. Cette modélisation des dynamiques de revenu salarial repose en général sur une hypothèse de log-normalité conditionnelle des évolutions de revenu salarial (Moffitt & Gottschalk, 2002, 2011 ; Baker & Solon, 2003 ; Low et al., 2010 ; Altonji et al., 2013 ; Magnac et al., 2017 ; Ceci-Renaud et al., 2014).

L'hypothèse de log-normalité conduit à concentrer l'analyse sur la dispersion des évolutions de revenu salarial, mesurée par notamment la variance, et à négliger le rôle des paramètres de forme de la distribution, en particulier l'asymétrie et le poids des chocs extrêmes, mesurés par exemple par les moments d'ordre 3 et 4 (constants sous l'hypothèse de log-normalité). Au contraire, l'asymétrie et le poids des queues de distribution dans les évolutions de revenu salarial constituent un point central pour Guvenen et al. (2016). En proposant une approche non-paramétrique originale et en exploitant des données administratives très riches, ils mettent en évidence le caractère très asymétrique vers le bas des évolutions de revenu salarial, l'importance des variations individuelles extrêmes de revenu salarial, ce qui les conduit à rejeter l'hypothèse de log-normalité de la distribution

des évolutions de revenu salarial. Ils documentent de plus une forte non-linéarité de la dépendance des évolutions futures aux niveaux passés de revenu salarial. Ils montrent enfin que l'hypothèse de log-normalité peut conduire à une importante sous-estimation du coût des chocs de revenu salarial en termes de bien-être. Peu d'autres approches relâchent l'hypothèse de log-normalité (Bonhomme & Robin, 2009 ; Arellano et al., 2017).

La première étape pour estimer l'incertitude sur le revenu salarial futur consiste à fixer l'échelle temporelle de cette incertitude. Nous faisons ici le choix de ne nous intéresser qu'à l'incertitude sur le revenu salarial de l'année immédiatement ultérieure, c'est-à-dire à l'incertitude qui pèse sur le revenu salarial de l'année $t+1$ d'un salarié observé l'année t . Nous considérons de plus que le revenu salarial de l'année t est connu avec certitude ; l'incertitude est donc portée par la variation du revenu salarial entre t et $t+1$. En définitive, nous assimilons cette incertitude sur le revenu salarial futur à la distribution de probabilité des variations annuelles du logarithme du revenu salarial : $\delta\tilde{y}_{i,t} = \tilde{y}_{i,t+1} - \tilde{y}_{i,t}$, où $\tilde{y}_{i,t}$ représente le logarithme du revenu salarial de l'individu i l'année t , pour chaque année de la période étudiée.

À la suite de Guvenen et al. (2014), nous nous intéressons à quatre propriétés différentes de cette distribution. La première est le niveau de ces variations, typiquement mesuré par la moyenne ou les quantiles. La seconde porte sur la dispersion de ces variations : elle peut être mesurée par la variance ou l'écart interdécile D9-D1. Nous considérons qu'elle estime l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur¹.

Les deux autres propriétés renvoient à la forme de cette distribution. D'abord, son asymétrie, c'est-à-dire le poids relatif des évolutions hautes et basses dans la dispersion ; elle est mesurée par la *skewness*, ou par une mesure basée sur les quantiles, la *skewness* de Kelley (Kelley, 1947) (voir encadré 2). Une décroissance de la *skewness* ou de la *skewness* de Kelley au cours des récessions, c'est-à-dire, dans le cas présent, une plus forte asymétrie vers le bas signifie que l'incertitude relative aux évolutions les moins favorables augmente davantage que l'incertitude relative aux évolutions les plus favorables. En d'autres termes, des chocs très négatifs deviennent relativement plus probables que des chocs très positifs, ce dont les mesures de

niveau et de dispersion ne rendent pas compte. Ces évolutions désastreuses peuvent avoir des conséquences, notamment en termes de bien-être, très différentes de celles d'évolutions négatives de plus faible ampleur. Il importe donc de signaler une éventuelle variation de leur fréquence. Une hausse de la probabilité de ces chocs très négatifs semble être une caractéristique assez générale des récessions, non seulement du point de vue des salariés, mais aussi au niveau des firmes ou des agrégats macro-économiques (Salgado et al., 2016).

Ensuite, le poids des queues de distribution, c'est à dire à l'importance relative des événements rares dans la dispersion, estimée par le *kurtosis*, ou une mesure basée sur les quantiles, le *kurtosis* de Crow-Siddiqui (Crow & Siddiqui, 1967). Les mesures de niveau et de dispersion des évolutions individuelles de revenu salarial ne permettent pas de distinguer entre évolutions relativement courantes de faible ampleur, et évolutions extrêmes et plus rares. Il est pourtant plausible que les conséquences de long terme de ces chocs extrêmes, qu'ils soient positifs ou négatifs, diffèrent de celles de chocs moins importants. Ainsi, une même dispersion des évolutions individuelles de revenu salarial, selon qu'elle est associée ou non à un poids élevé des événements rares, peut avoir des effets différents sur les comportements des individus, par exemple en termes de consommation et d'épargne (Guvenen et al., 2016). Sous l'hypothèse de log-normalité, les paramètres de forme – asymétrie des poids des queues de distribution – sont supposés constants.

Ainsi décrite comme la distribution de probabilité des variations individuelles de revenu salarial entre deux années successives, l'incertitude sur le revenu salarial futur dépend largement de l'information disponible : l'incertitude doit être conçue comme une distribution de probabilité conditionnelle. L'ensemble de l'information à laquelle un individu donné a accès en t n'est bien entendu pas disponible : il est donc nécessaire de la modéliser pour l'approcher. Dans le cas présent, nous considérons que toute l'information disponible est portée par le revenu salarial des années récentes. Nous décomposons alors l'hétérogénéité des évolutions annuelles de revenu salarial considérée sur l'ensemble des individus selon deux dimensions. D'une part, les évolutions annuelles individuelles de revenu salarial dépendent du niveau de revenu salarial passé des individus. Cette forme d'hétérogénéité est prise en compte en regroupant les salariés ayant eu dans les années récentes un revenu

1. Cette distribution conditionnelle peut aussi incorporer des évolutions choisies et anticipées qui, elles, ne s'interprètent pas comme une incertitude.

salarial comparable. D'autre part, au sein de chacun de ces groupes de salariés au revenu salarial passé comparable, les évolutions de revenu salarial sont variables, ce qui est mesuré

en s'intéressant à la distribution des évolutions de revenu salarial pour chacun d'entre eux. C'est cette distribution conditionnelle que nous interprétons comme reflétant une incertitude.

ENCADRÉ 2 – Méthodologie

Décomposition des évolutions annuelles de revenu salarial

Nous nous appuyons sur la méthode développée par Guvenen et al. (2014), en l'appliquant aux évolutions annuelles, et non aux évolutions quinquennales, de revenu salarial.

Pour chaque salarié i , considérons $\tilde{y}_{i,t}$ le logarithme de son revenu salarial de l'année t , et $Y_{i,t}$ son revenu salarial. Nous nous intéressons tout particulièrement aux évolutions annuelles de revenu salarial $\delta\tilde{y}_{i,t} = \tilde{y}_{i,t+1} - \tilde{y}_{i,t}$, dont nous souhaitons estimer la distribution conditionnellement aux caractéristiques de i , et notamment à son revenu salarial passé.

Nous souhaitons mettre en évidence une éventuelle variation de cette distribution au cours du temps, notamment en distinguant la période qui précède la crise de celle qui lui succède. En moyenne au cours de la vie professionnelle, le revenu salarial augmente avec l'âge, mais sa progression est de moins en moins rapide. Ainsi, si l'âge n'est pas contrôlé, et si par exemple la crise conduisait les jeunes à retarder leur entrée dans l'emploi salarié, de sorte que l'âge moyen de la population étudiée augmente entre la période qui précède la crise et celle qui lui succède, nous serions amenés à conclure que les évolutions de revenu salarial sont devenues moins favorables avec la crise, sans que les dynamiques de revenu salarial n'aient en tant que telles été affectées. Pour éviter cela, nous normalisons le revenu salarial en éliminant l'effet moyen de l'âge. Cela ne permet cependant pas de prendre en compte d'éventuels effets de composition liés à l'âge sur la dispersion ou la forme de la distribution des évolutions individuelles de revenu salarial.

Plus précisément, nous définissons l'effet moyen de l'âge β_a que nous souhaitons retrancher du revenu salarial par :

$$\left\{ \begin{aligned} \tilde{y}_{it} &= \sum_a \beta_a \mathbf{1}[\hat{age}_{it} = a] + \sum_T \gamma_T \mathbf{1}[naissance_i = T] + \varepsilon_{it} \\ \mathbf{E}[\varepsilon_{it} | \hat{age}_{it}, naissance_i] &= 0 \end{aligned} \right.$$

Nous estimons le coefficient β_a en effectuant une régression sur l'ensemble des salariés de France métropolitaine âgés de 20 à 60 ans entre 2002 et 2012, percevant plus d'un huitième de Smic annuel.

Les résultats de l'estimation de β_a sont conformes aux attentes quant à l'effet moyen du cycle de vie sur le revenu salarial : progression rapide au début qui correspond à l'insertion sur le marché du travail, augmentation plus lente ensuite sous l'effet de l'accumulation progressive d'expérience, légère décline en fin de carrière qui reflète des sorties de l'emploi salarié qui surviennent en cours d'année (voir figure).

L'estimation de β_a permet d'introduire le revenu salarial normalisé $\delta\tilde{y}_{i,t} = \tilde{y}_{i,t+1} - \tilde{y}_{i,t} - \beta_a$. Nous nous intéressons

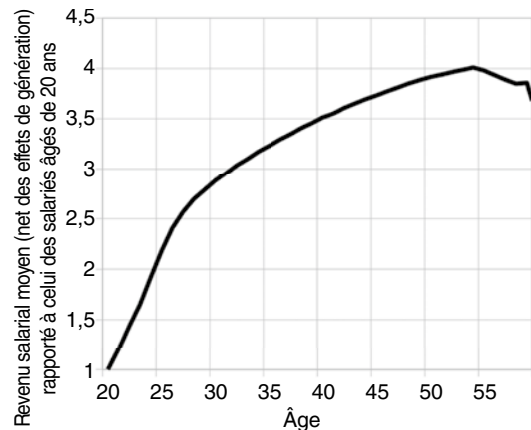
particulièrement aux évolutions individuelles de revenu salarial normalisé : $\delta\tilde{y}_{i,t} = \tilde{y}_{i,t+1} - \tilde{y}_{i,t}$ ou encore $\delta\tilde{y}_{i,t} = \varepsilon_{i,t+1} - \varepsilon_{i,t}$. Nous introduisons encore le revenu salarial normalisé passé des salariés relativement stables :

$$Y_{it}^{ant} = \frac{1}{\sum_{\tau=t-5}^{\tau=t-1} \sum_a \exp(\hat{\beta}_a) \mathbf{1}[\hat{age}_{i\tau} = a]} \sum_{\tau=t-5}^{\tau=t-1} \tilde{y}_{i\tau}$$

En s'appuyant sur les résultats de l'estimation de $\hat{\beta}_a$, nous considérons $y_{i,t}$ et Y_{it}^{ant} comme représentant, d'une part, le logarithme du revenu salarial l'année t , duquel a été retranché la progression moyenne du revenu salarial au cours du cycle de vie et, d'autre part, un revenu salarial moyen sur les 3 à 5 années précédentes, neutralisé de l'effet moyen de l'âge.

Nous ordonnons alors tous les salariés relativement stables dans l'emploi salarié selon leur revenu salarial normalisé passé Y_{it}^{ant} pour construire une échelle de revenu salarial passé net des effets moyens de l'âge. Plus précisément, nous associons au salarié i l'année t un rang α_{it} compris entre 0 et 99 tel que Y_{it}^{ant} soit compris entre le centile de rang α_{it} et le centile de rang $\alpha_{it} + 1$ de la distribution de Y^{ant} .

Figure
Effet moyen de l'âge sur le cycle de vie calculé à partir du coefficient β_a



Lecture : le revenu salarial moyen net des effets de génération vaut à 30 ans 2.9 fois ce qu'il faut à 20 ans.

Champ : France métropolitaine de 2002 à 2012, ensemble des salariés ayant perçu plus de 1/8 Smic annuel, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers employeurs.
Source : Insee, Panel DADS « tous salariés »

Mesures de dispersions, d'asymétrie et de poids des queues de distribution

Nous mesurons la dispersion des évolutions de revenu salarial $\delta\tilde{y}_{i,t}$ conditionnellement au rang, alternativement par l'écart-type et l'écart interdécile D9 – D1.

ENCADRÉ 2 (suite)

La *skewness* est une mesure d'asymétrie qui correspond au moment d'ordre 3 de la variable centrée réduite. Nous utilisons un estimateur sans biais de la *skewness* :

$$Skewness = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\hat{\sigma}} \right)^3$$

La *skewness* de Kelley est une mesure de l'asymétrie de la distribution alternative à la *skewness* (Kelley, 1947). Elle mesure les parts relatives de l'écart interdécile D9-D1 expliquées par l'écart interdécile D5-D1 et D9-D5 :

$$Skewness \text{ de Kelley} = \frac{D9 + D1 - D5}{D9 - D1}$$

Le *kurtosis* mesure le poids des queues de distribution à partir du moment d'ordre 4 de la variable centrée réduite. Nous utilisons un estimateur sans biais du *kurtosis* normalisé, nul pour une distribution gaussienne :

$$Kurtosis = \frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\hat{\sigma}} \right)^4 - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)}$$

Le *kurtosis* de Crow-Siddiqui est une mesure du poids des queues de distribution alternative au *kurtosis* (Crow & Siddiqui, 1967). Il est défini par :

$$Kurtosis \text{ de Crow - Siddiqui} = \frac{P97.5 - P2.5}{P75 - P25}$$

où P_x représente le quantile d'ordre $x/100$ de la distribution. Il est constant à 2.91 dans le cas d'une distribution gaussienne. L'intérêt des mesures basées sur les quantiles tient à leur robustesse vis-à-vis des valeurs extrêmes.

Bootstrap

Afin de s'assurer de la significativité de nos résultats, nous estimons un intervalle de confiance à 95 % par *bootstrap*. Afin de limiter le temps de calcul, nous menons cette estimation point par point le long de l'échelle salariale, et non sur l'ensemble de la procédure. Cela revient à considérer que l'imputation du rang α est faite sans erreur, et donc à négliger le terme de variance lié à l'imputation des rangs. Ce terme est d'autant plus grand que la densité au niveau du centile de la distribution de revenu salarial normalisé est faible – par exemple pour les revenus salariaux les plus élevés – et que la statistique d'intérêt varie fortement avec le rang. Nous nous limitons enfin à 100 répliques.

Dans le cas de la moyenne, l'intervalle de confiance ainsi estimé est comparable à celui estimé à partir de la variance, sous la même hypothèse d'imputation parfaite des rangs.

Normalisation du salaire et du temps de travail

En utilisant la donnée du revenu salarial Y et du temps de travail en équivalent temps plein L , nous construisons un salaire en équivalent temps plein $W_{it} = Y_{it} / L_{it}$. Par la suite, nous utilisons le logarithme de ces quantités (notés en minuscule).

Pour s'intéresser aux évolutions annuelles de temps de travail et de salaire en équivalent temps plein, nous

traitons alors w et l indépendamment l'une de l'autre, de la même façon que y :

$$\tilde{w}_{it} = \sum_a \lambda_a 1[\hat{age}_{it} = a] + \sum_T \mu_T 1[naissance_i = T] + v_{it}$$

$$\tilde{l}_{it} = \sum_a \theta_a 1[\hat{age}_{it} = a] + \sum_T \kappa_T 1[naissance_i = T] + \eta_{it}$$

Nous menons séparément l'estimation de chacune de ces régressions. Le salaire en équivalent temps plein normalisé est défini comme $w_{it} = \tilde{w}_{it} - \hat{\lambda}_a$ et le volume de travail normalisé comme $l_{it} = \tilde{l}_{it} - \hat{\theta}_a$. Nous introduisons les évolutions annuelles de salaire en équivalent temps plein et de volume de travail δ_w et δ_l , dont nous étudions la distribution conditionnellement à α .

Cette approche suppose donc de traiter le salaire et le temps de travail comme deux dimensions indépendantes l'une de l'autre, et donc de négliger la possible corrélation entre évolutions annuelles de volume de travail et évolutions annuelles de salaire.

Mobilités inter-entreprises

Nous définissons plus précisément les salariés qui ne connaissent pas de mobilité inter-entreprises comme ceux qui en t et $t+1$, occupent un poste salarié dans une seule et même entreprise identifiée par son Siren. Au contraire, nous considérons qu'un salarié a connu une mobilité inter-entreprises lorsque, entre t et $t+1$, l'entreprise principale a changé (au sens du Siren), l'entreprise principale pour une année étant définie comme celle dans laquelle la durée de paie est la plus importante. Ainsi, alors que les salariés qui ne connaissent pas de mobilité inter-entreprise ne peuvent être des multi-actifs (salariés), cela peut-être le cas de ceux qui connaissent une mobilité.

Périodisation

Nous nous intéressons aux évolutions de la distribution de δ_y conditionnellement à α avec le temps. Plus précisément, nous cherchons à savoir si cette distribution conditionnelle a pu varier au cours de la crise, et si ces variations peuvent être caractérisées en termes de changement de l'incertitude sur le revenu salarial futur. Pour ce faire, il est nécessaire de distinguer les évolutions survenues au cours de la crise de celles qui lui succèdent.

Les données disponibles jouent également sur ce choix. En effet, le revenu salarial normalisé passé Y^{ant} nécessaire à la définition de α n'est défini que pour les salariés relativement stables, c'est-à-dire ayant au moins trois ans de présence dans l'emploi salarié avant l'année t . En d'autres termes, en utilisant un échantillon qui débute en 2002, la distribution de δ_y conditionnellement à α ne peut être estimée qu'à partir de 2005.

Le statut de l'année 2008, et partant, des évolutions de revenu salarial entre 2007 et 2008, est incertain. C'est pourquoi nous choisissons de ne pas l'étudier. Cela conduit à comparer deux périodes : 2005-2006 (c'est-à-dire les évolutions individuelles de revenu salarial 2005-2006 et 2006-2007), et 2008-2011 (c'est-à-dire les évolutions individuelles de revenu salarial 2008-2009 à 2011-2012).

Une part importante de l'évolution annuelle du revenu salarial d'un individu est liée à son âge. Pour construire les groupes de salariés au revenu salarial passé proche, l'effet moyen de l'âge doit être neutralisé afin de rendre comparable le revenu salarial de salariés d'âges différents. Nous normalisons le revenu salarial en retranchant cet effet. Nous notons $\delta y_{i,t} = y_{i,t+1} - y_{i,t}$ l'évolution entre t et $t+1$ du revenu salarial du salarié i net de l'effet moyen de l'âge (encadré 2).

Les évolutions du revenu salarial normalisé indiquent si un salarié progresse plus ou moins vite que la moyenne des salariés de son âge. Les groupes de salariés dont le revenu salarial est comparable sont définis en ordonnant les salariés selon leur revenu salarial normalisé moyen sur les cinq années précédentes. Les salariés sont ainsi classés en 100 groupes de taille égale, chacun correspondant à un rang α variant de 0 (pour les moins bien rémunérés) à 99 (pour les mieux rémunérés), sur l'échelle des revenus salariaux passés. Cette approche demande de restreindre la population d'étude aux salariés présents dans l'emploi salarié sept ans : les cinq années sur lesquelles le revenu salarial normalisé passé est calculé, et les deux années entre lesquelles l'évolution du revenu salarial normalisé est observée. Nos résultats ne concernent donc pas l'incertitude sur le revenu salarial futur des salariés ayant une trajectoire d'emploi très fragmentée, ou confrontés à des périodes de chômage de longue durée. Ils ne prennent pas en compte non plus l'incertitude au tout début de la vie professionnelle. En définitive, nous comparons la distribution de $\delta y_{i,t}$ conditionnellement à α entre la période 2005-2006 – donc les évolutions individuelles de revenu salarial 2005-2006 et 2006-2007 – et la période 2008-2011 – c'est-à-dire les évolutions 2008-2009 à 2011-2012.

Des évolutions de revenu salarial en moyenne plus favorables mais plus dispersées aux extrémités de l'échelle salariale passée

Sur l'ensemble de la période 2005-2011, et pour une large plage de revenu salarial passé, la progression annuelle moyenne est d'autant plus forte que le revenu salarial net des effets de l'âge est faible (figure I). En d'autres termes, les salariés moins bien rémunérés dans le passé connaissent des évolutions de revenu salarial plus favorables que celles de leurs homologues mieux rémunérés (figure I-A). Cela peut

résulter pour partie d'un effet de régression vers la moyenne, si parmi les salariés les moins bien rémunérés se trouvent des salariés ayant connu dans le passé une évolution défavorable². Cet effet de rattrapage a tendance à réduire les inégalités à l'intérieur des cohortes. Pour la période étudiée, il est présent pour les 89 % de salariés dont le revenu salarial était le plus faible dans le passé, particulièrement pour les 20 % de salariés les moins bien rémunérés. Le constat reste le même en s'intéressant à la médiane conditionnelle des évolutions de revenu salarial (figure I-B).

L'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur, mesurée par l'écart-type (figure I-C) et l'écart interdéciles D9-D1 (figure I-D) conditionnels de $\delta y_{i,t}$ présentent une forme en U. Autrement dit, les évolutions annuelles de revenu salarial sont plus dispersées pour les salariés les moins bien rémunérés, et dans une moindre mesure pour les très hauts revenus salariaux, que pour les salariés dont le revenu salarial passé occupe une position intermédiaire dans la distribution. En admettant que cette dispersion approxime l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur, cette incertitude est plus forte pour les 25 % de salariés du bas de l'échelle salariale, et les 2 % de salariés les mieux rémunérés que pour les autres salariés.

Pour les 5 % à 8 % – selon la mesure considérée, troisième moment (figure I-E) ou *skewness* de Kelley (figure I-F) – de salariés les moins bien rémunérés, les évolutions annuelles de revenu salarial présentent une légère asymétrie vers le haut. Cela signifie que la part la plus importante de la dispersion de ces évolutions est portée par les évolutions les plus favorables. En revanche, pour le reste des salariés, cette asymétrie est significative et négative, sauf peut-être pour les 1 % de salariés les mieux rémunérés (selon la mesure privilégiée). En d'autres termes, à l'exception des salariés les plus bas sur l'échelle des revenus salariaux passés, les variations annuelles importantes de revenu salarial sont plutôt des évolutions à la baisse.

Les variations annuelles extrêmes, enfin, ont un poids important dans la dispersion des évolutions de revenu salarial, et ce d'autant plus que l'on se situe en haut de l'échelle des revenus salariaux passés. Ce poids important des queues

2. Dans la mesure où les années sur lesquelles sont estimés d'une part le revenu salarial normalisé passé ($t-5$ à $t-1$) et d'autre part l'évolution de revenu salarial normalisé (t à $t+1$) sont disjointes, ce retour vers la normale ne concerne toutefois pas des chocs très transitoires (une seule année à faible revenu salarial).

de distribution dans l'incertitude sur le revenu salarial futur, ainsi que son asymétrie, contredit l'hypothèse de log-normalité habituelle. En effet, sous l'hypothèse de log-normalité des chocs de revenu salarial, le *kurtosis* est nul³ et le *kurtosis* de Crow-Siddiqui est constant, égal à 2,91. Tandis que le *kurtosis* des variations annuelles de revenu salarial augmente jusqu'au 96^e centile de la distribution de revenu salarial normalisé passé (figure I-G), le *kurtosis* de Crow-Siddiqui (figure I-H) présente un profil non-monotone, qui diffère des résultats obtenus dans le cas américain (Güvenen et al., 2016). En d'autres termes, en France, le poids des événements rares dans la dispersion des évolutions de revenu salarial semble plus important pour les individus à très hauts revenus salariaux passés, ou aux niveaux intermédiaires de revenu salarial passé, qu'il ne l'est pour les individus à très faible revenu salarial passé ou, dans une moindre mesure, aux niveaux relativement élevés de la distribution. Au contraire, aux États-Unis, ce poids croît avec le revenu salarial passé, à l'exception des très hauts revenus salariaux. Il est possible que cette différence découle de différences de regroupement des salariés entre les résultats de Güvenen et al. (2016) et ceux que nous présentons. Dans la suite de l'article, nous privilégions les mesures basées sur les quantiles (médiane, écart interdéciles, *skewness* de Kelley et *kurtosis* de Crow-Siddiqui) qui sont plus robustes vis-à-vis des variations extrêmes que les mesures basées sur les moments (moyenne, écart-type, *skewness* et *kurtosis*).

Les évolutions individuelles les plus défavorables sont amplifiées au cours de la crise

L'examen des déciles conditionnels des variations annuelles individuelles de revenu salarial normalisé montre qu'au cours de la crise, ces évolutions individuelles sont devenues moins favorables qu'elles ne l'étaient les années précédentes (figure II). Ainsi, tout au long de l'échelle salariale passée, le premier décile (D1) et la médiane (D5) des évolutions individuelles de revenu salarial normalisé sont significativement plus bas entre 2008 et 2011 (donc pour les évolutions annuelles de 2008-2009 à 2011-2012) qu'entre 2005 et 2006 (donc pour les évolutions annuelles 2005-2006 et 2006-2007). La baisse est la plus forte en bas de l'échelle salariale pour le premier décile, en bas et en haut pour la

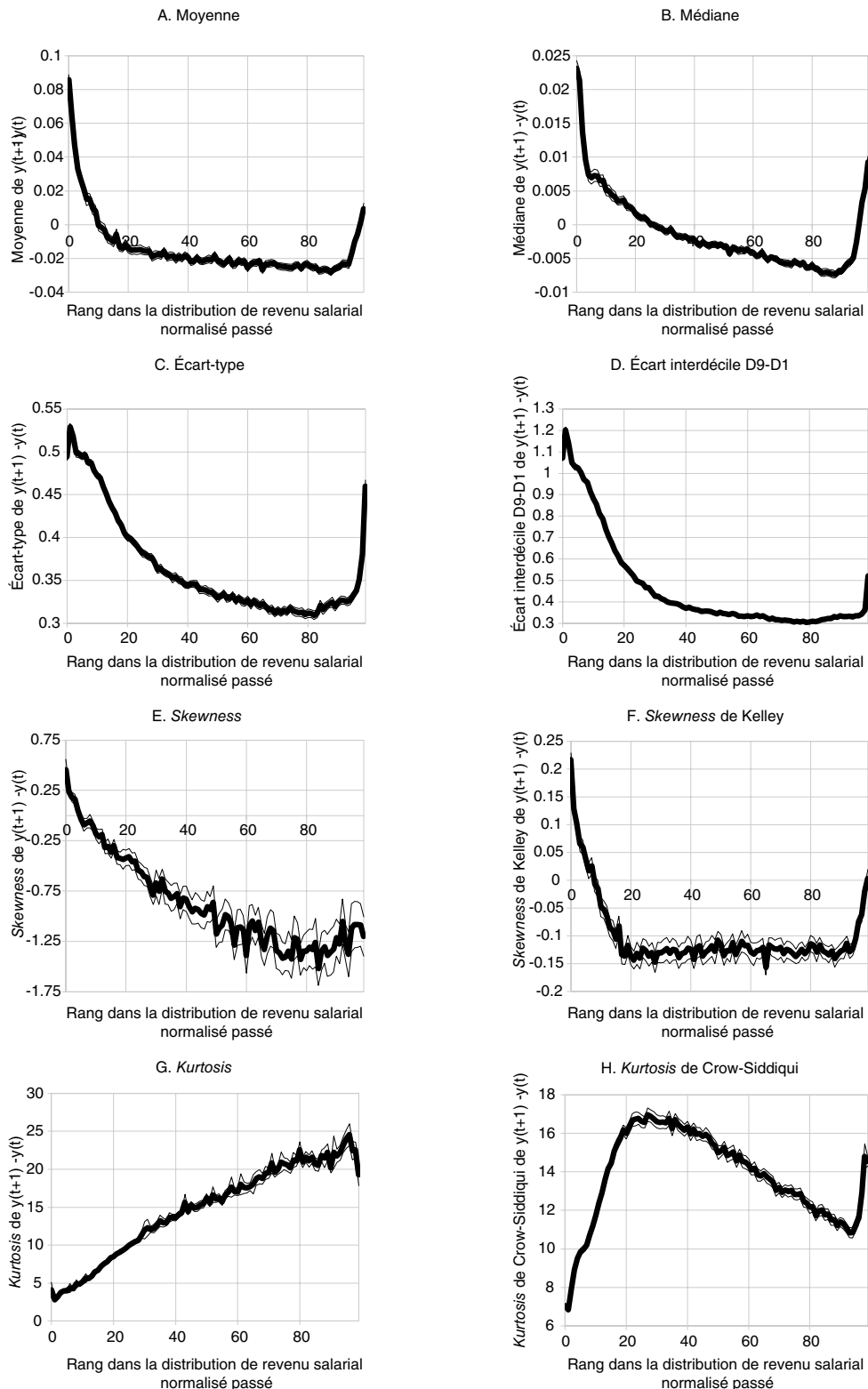
médiane (figure III-A). L'ampleur de la baisse est plus importante pour le premier décile que pour la médiane. En revanche, le dernier décile conditionnel (D9) ne décroît significativement qu'aux extrémités de la distribution de revenu salarial normalisé passé, pour les 10 % de salariés les moins rémunérés et les 6 % de salariés les mieux rémunérés dans le passé ; il ne varie pas significativement sur le reste de l'échelle. Pour ces extrémités de l'échelle salariale, la baisse du dernier décile conditionnel est plus importante que celle de la médiane.

Cette analyse des déciles conditionnels apporte d'ores et déjà une information précieuse sur l'évolution de la distribution des évolutions individuelles de revenu salarial au cours de la crise. Elle montre d'abord que la dispersion de ces variations individuelles, que nous interprétons comme caractérisant l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur, croît légèrement au cours de la crise, en particulier pour les positions intermédiaires sur l'échelle salariale passée. Elle indique ensuite que dans le bas de la distribution de revenu salarial normalisé passé, et dans une moindre mesure dans le haut, c'est la dispersion des évolutions les moins favorables qui s'accroît, tandis que celle des évolutions les plus favorables diminue. Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus sur la dispersion, mesurée par l'écart interdécile D9-D1, et sur l'asymétrie, mesurée par la *skewness* de Kelley qui estime les parts relatives de la dispersion de la moitié haute (D9-D1) et de la moitié basse (D5-D1) dans cet écart interdécile. En effet, la mesure de l'écart interdécile D9-D1 (figure III-B) montre une légère augmentation au cours de la crise sur la partie de la distribution de revenu salarial passé qui s'étend du 16^e au 95^e centile. De plus, pour les salariés situés aux extrémités de l'échelle salariale passée, la *skewness* de Kelley diminue significativement entre 2005-2006 et 2008-2011 (figure III-C), signe que le poids des évolutions négatives de revenu salarial normalisé dans la dispersion est devenu plus important au cours de la crise que dans les années antérieures. Ainsi, pour ces salariés du bas et du haut de l'échelle salariale passée, les variations individuelles défavorables de revenu salarial jouent un rôle plus important dans les dynamiques de revenu salarial au cours de la crise qu'au cours des années qui la précèdent. Ce n'est en revanche pas le cas pour les salariés occupant des positions plus intermédiaires.

Le *kurtosis* de Crow-Siddiqui des variations annuelles de revenu salarial diminue significativement au cours de la crise pour une partie

3. Nous estimons ici le *kurtosis* normalisé.

Figure 1
Évolutions annuelles individuelles de revenu salarial normalisé selon le rang dans la distribution de revenu salarial normalisé passé



Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2).
Lecture : au 5^e rang de l'échelle salariale passée, les salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial supérieures de 2.1 points de pourcentage en moyenne à la variation du revenu salarial moyen à leur âge (graphe A). Parmi eux, 50 % connaissent des évolutions plus favorables de plus de 0.6 point de pourcentage que cette variation de revenu salarial moyen (graphe B).
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, c'est-à-dire ayant perçu plus de 1/8 Smic en $t-1$, t et $t+1$ et au moins deux années entre $t-5$ et $t-2$, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.
Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

des salariés, parmi les revenus salariaux passés relativement bas d'une part, pour une partie des plus hauts revenus salariaux passés d'autre part (figure III-D). Pour les salariés situés sur le restant de l'échelle des revenus salariaux passés, les données ne permettent pas de conclure à une variation significative du poids des queues de distribution au cours de la crise. Cela montre que la légère augmentation de l'amplitude de l'incertitude sur le revenu salarial futur au cours de la crise ne résulte pas pour l'essentiel d'événements rares.

Ces résultats mettent en évidence une légère augmentation de la dispersion des évolutions annuelles individuelles de revenu salarial au cours de la crise, du même ordre de grandeur en France que celle estimée par Guvenen et al. (2014) dans le cas américain., et sans commune mesure avec l'augmentation très importante documentée par Storesletten et al. (2004). En bas et en haut de l'échelle salariale passée, l'asymétrie vers le bas de la distribution des évolutions annuelles de revenu salarial s'accroît au cours de la crise : les évolutions très défavorables sont plus fréquentes, et jouent un rôle plus important dans les dynamiques individuelles de revenu salariale qu'au cours des années antérieures. Ce n'est en revanche pas le cas pour les rangs intermédiaires de l'échelle, au contraire du cas américain pour lequel ce phénomène concerne l'ensemble des salariés (Guvenen et al., 2014). Qui plus est, l'ampleur de ce phénomène est également plus importante aux États-Unis qu'en France. Par ailleurs, cette

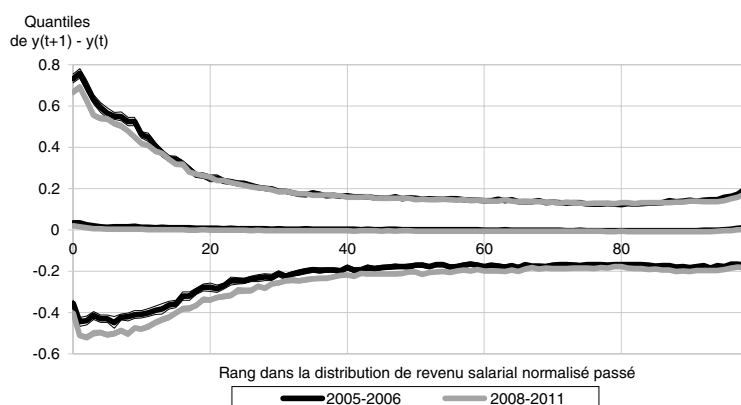
variation des dynamiques de revenu salarial au cours de la crise ne se produit pas à l'identique chez tous les salariés, et peut dépendre de leur capital humain. Ainsi, la détention d'un diplôme de l'enseignement supérieur long semble exercer un effet protecteur sur les salariés, notamment pour les mieux rémunérés d'entre eux. En revanche, les salariés les plus jeunes semblent moins affectés par la crise que leurs aînés (voir complément en ligne C1).

Des dynamiques de volume de travail plus défavorables pour les salariés les moins bien rémunérés, des évolutions de salaire moins avantageuses pour les mieux rémunérés

Les variations annuelles de revenu salarial combinent des chocs portant sur le salaire en équivalent temps plein (baisse ou hausse du salaire) et des chocs de volume de travail (perte d'emploi et chômage notamment)⁴. Au cours du

4. Le panel DADS « tous salariés » ne permet d'observer les individus qu'aussi longtemps qu'ils sont en emploi salarié. A fortiori, nous nous concentrons sur des individus ayant perçu un revenu salarial supérieur à 1/8 Smic annuel entre t-5 et t+1. En revanche, il permet d'observer des interruptions d'emploi salarié qui surviennent par exemple en cours d'année t+1, dans la mesure où nous n'imposons pas de restriction quant au nombre de jours rémunérés. Ainsi, nous n'observons pas directement le chômage et l'inactivité, mais une diminution du volume de travail entre t et t+1, notamment si elle passe par une réduction du nombre de jours rémunérés, peut être interprétée comme un passage par des périodes de chômage ou d'inactivité. Cependant, notre méthode ne permet pas d'observer d'interruption d'emploi salarié de longue durée, par exemple des interruptions qui dureraient toute l'année t+1.

Figure II
Déciles des évolutions individuelles de revenu salarial normalisé avant et pendant la crise



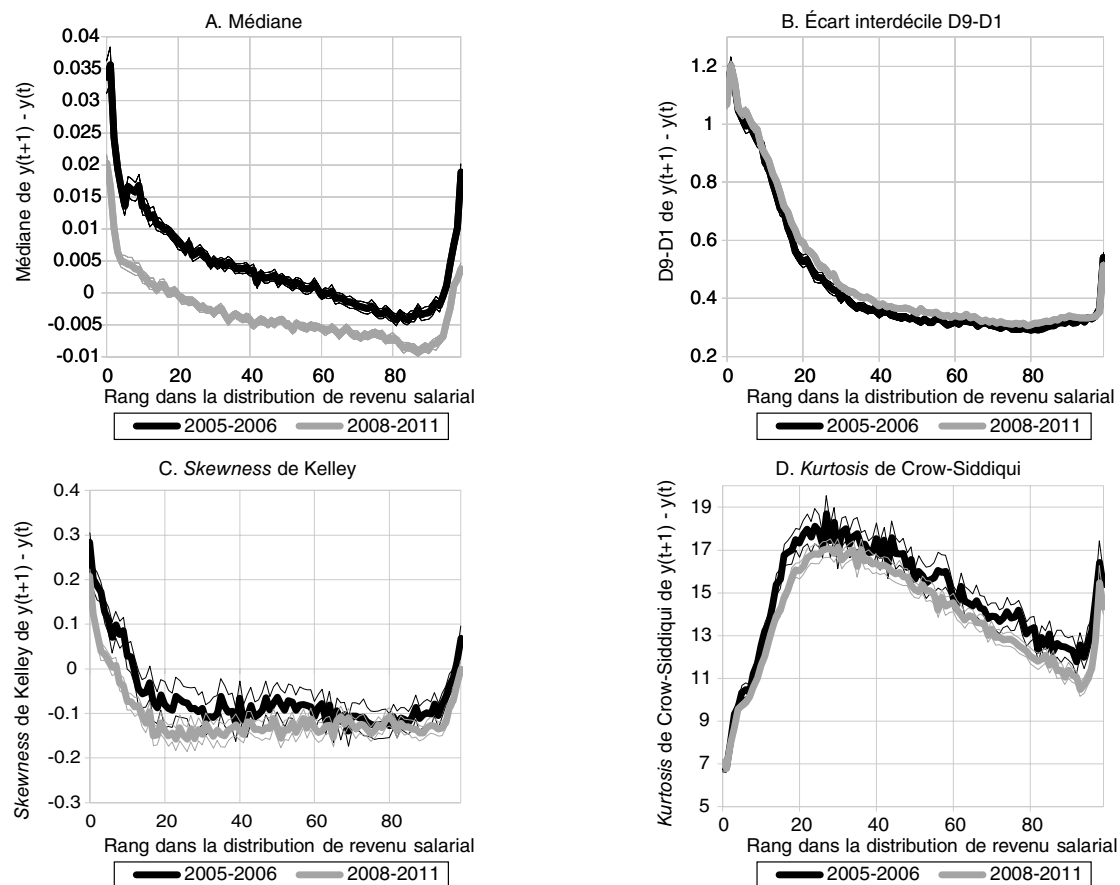
Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2).
Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 10 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial normalisé inférieures à -0.41 en logarithme. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 10 % des salariés sont confrontés à des évolutions inférieures à -0.48 en logarithme.
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.
Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

cycle économique, les mêmes chocs peuvent ne pas être prédictifs des évolutions de revenu salarial : en période de bonne conjoncture, des chocs positifs sur les salaires (hausse et mobilité ascendante) et, en période de crise, la volatilité du volume de travail – reflétant le risque de non-emploi – peuvent avoir un poids différent dans les dynamiques de revenu salarial. En négligeant la possible corrélation entre ces chocs, nous décomposons le revenu salarial en salaire en équivalent temps plein et en volume de travail, et nous examinons la déformation des distributions conditionnelles des évolutions de salaire en équivalent temps plein (cf. encadré 2).

Les évolutions de salaire normalisé sont moins favorables au cours de la crise que pendant les années qui la précèdent. Cela ne concerne cependant pas de la même façon les évolutions

les plus fortes et les plus faibles, ni les salariés les moins bien rémunérés et les salariés les mieux rémunérés. À l'exception notable des salariés les moins bien rémunérés, le premier décile des évolutions de salaire normalisé décroît significativement entre 2005-2006 et 2008-2011 (figure IV) : les évolutions de salaire les moins favorables ont empiré pendant la crise. En revanche, pour les salariés les moins bien rémunérés, ces évolutions les moins favorables n'ont pas varié. Cela peut témoigner de rigidités dans l'ajustement des salaires en bas de l'échelle salariale, liées au Smic et aux grilles salariales. Ces rigidités sont moindres en haut de l'échelle, où la part variable des rémunérations, qui peut être très importante, est une source de flexibilité. La médiane des évolutions de salaire baisse sur la totalité de l'échelle salariale (figure V-A). La baisse est la plus importante

Figure III
Évolutions annuelles individuelles de revenu salarial normalisé avant et pendant la crise



Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2).
Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 50 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial normalisé inférieures à 1.3 %. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 50 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles inférieures à 0.2 %.
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.
Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

aux extrémités de l'échelle, et la plus faible aux alentours du 80^e centile de revenu salarial normalisé passé. Enfin, le dernier décile des évolutions de salaire, qui correspond aux évolutions les plus favorables, n'a pas varié au cours de la crise sauf pour les salariés les mieux rémunérés pour lesquels il décroît significativement.

De ce fait, sauf aux extrémités de l'échelle, la dispersion des évolutions de salaire augmente au cours de la crise, parce que les évolutions les plus défavorables empiraient tandis que les plus favorables ne varient pas : l'écart interdécile D9-D1 augmente significativement sur une large part de l'échelle, du 20^e au 96^e centile de revenu salarial normalisé passé (figure V-B) et reste constant pour les salariés situés à l'extrémité de l'échelle. La baisse des évolutions médianes au cours de la crise limite l'augmentation du poids des évolutions les moins favorables dans cette dispersion. L'asymétrie de cette incertitude, mesurée par la *skewness* de Kelley, ne varie pas significativement au cours de la crise pour la plus grande partie des salariés (figure V-C). Pour les salariés les moins rémunérés, la baisse des évolutions médianes vient resserrer le bas de la distribution des évolutions individuelles de salaire et étendre le haut. Le poids des évolutions favorables dans la dispersion augmente : la *skewness* de Kelley augmente en-dessous du 8^e centile de revenu salarial normalisé (figure V-C). Enfin, pour les salariés les mieux rémunérés, la baisse des évolutions les plus favorables et des évolutions les moins favorables est d'une ampleur similaire, et supérieure à celle de la baisse des évolutions médianes : la dispersion ne s'accroît pas, mais le poids des évolutions les plus favorables décroît tandis que celui des évolutions les moins favorables s'accroît. L'asymétrie vers le bas s'accroît : la *skewness* de Kelley diminue significativement entre 2005-2006 et 2008-2011.

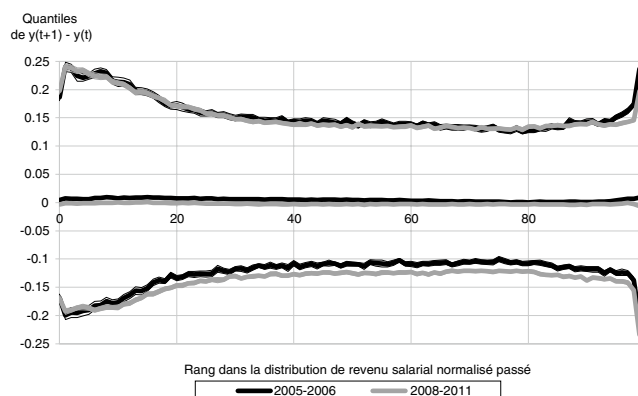
Le poids des queues de distribution dans l'incertitude sur le salaire futur, mesuré par le *kurtosis* de Crow-Siddiqui, décroît au cours de la crise pour une large majorité de salariés, au-dessus du 14^e centile de revenu salarial normalisé passé (figure V-D) : à ces niveaux de l'échelle salariale, l'augmentation de la dispersion des évolutions de salaire au cours de la crise reflète davantage un accroissement de l'incertitude perceptible par tous les salariés qu'une amplification d'évolutions relativement rares. Cependant, même sur la période 2008-2011, ce poids reste très important comparé à la référence gaussienne. Pour les salariés les moins bien rémunérés, il ne varie pas

ou augmente légèrement. Pour les salariés les mieux rémunérés, la variation des dynamiques individuelles de revenu salarial découle donc d'une déformation de la distribution des évolutions individuelles de salaire en EQTP au cours de la crise. En revanche, pour les salariés les moins bien rémunérés, cette variation ne se retrouve pas dans les évolutions de salaire et correspond donc à un changement dans les dynamiques individuelles de volume de travail. Cela peut être confirmé en s'intéressant spécifiquement aux chocs de volume de travail en EQTP (voir complément en ligne C2). Ainsi, pour les salariés les moins bien rémunérés, l'asymétrie vers le bas des évolutions individuelles de volume de travail en EQTP s'accroît pendant la crise : l'importance accrue des évolutions défavorables dans les dynamiques individuelles de revenu salarial résulte d'une fréquence accrue d'évolutions de volume de travail très négatives.

Les mobilités inter-entreprises sont plus fréquentes mais moins incertaines au cours de la crise, les évolutions au sein d'une même entreprise plus rares et plus dispersées

Les évolutions individuelles de revenu salarial peuvent différer de façon importante selon qu'elles sont associées ou non à un changement d'employeur : les pratiques de rémunération peuvent en effet être dissemblables d'un employeur à un autre (Abowd et al., 1999). De plus, en participant à l'amélioration de l'appariement entre employé et employeur, les transitions d'un employeur à l'autre expliquent une part significative de la progression du salaire au cours du cycle de vie professionnelle (Topel & Ward, 1992). Aux États-Unis, les évolutions de revenu d'activité associées à une mobilité sont beaucoup plus dispersées que celles que connaissent les salariés qui ne changent pas d'employeur (Guvenen et al., 2016). La légère hausse de la dispersion des évolutions individuelles de revenu salarial mesurée au cours de la crise pourrait donc résulter de changements d'employeurs plus fréquents. Nous distinguons les évolutions de revenu salarial, de salaire et de volume de travail en fonction du comportement des salariés sur le marché du travail, à savoir les évolutions rencontrées par les salariés qui restent dans la même entreprise entre t et $t+1$ de celles des salariés qui effectuent des mobilités inter-entreprises (voir encadré 2).

Figure IV
Déciles des évolutions individuelles de salaire en EQTP normalisé avant et pendant la crise



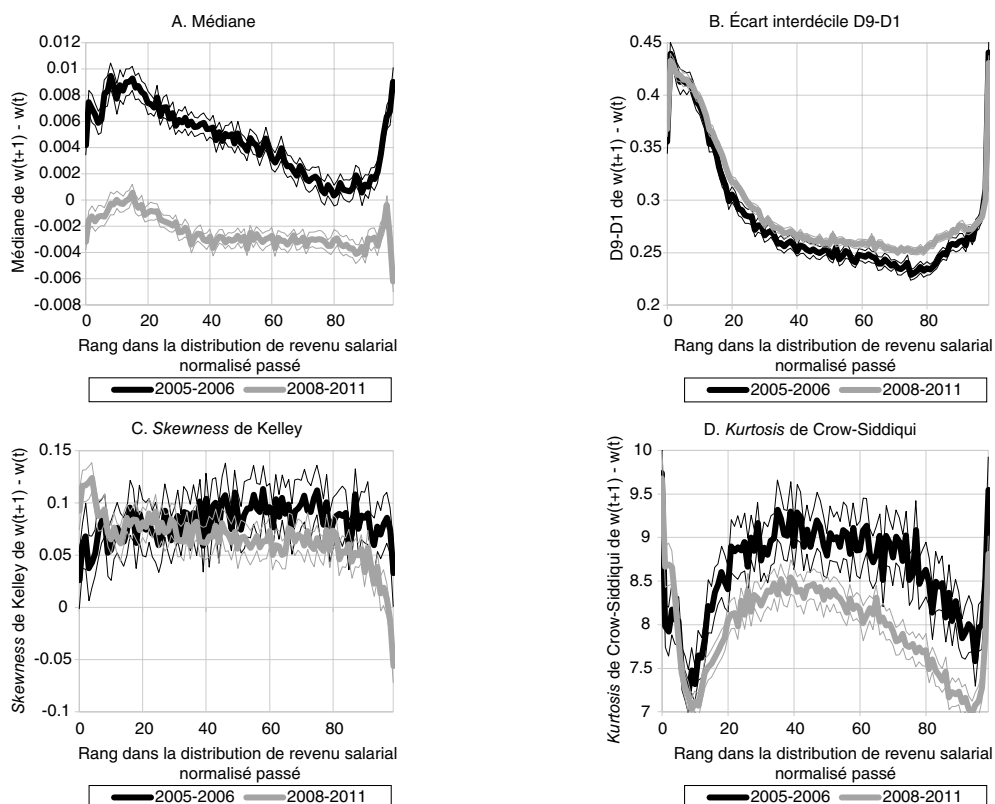
Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2). Ne sont pris en compte dans cette figure que les salariés pour lesquels un volume de travail en équivalent temps plein peut être calculé.

Lecture : au 50^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 10 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de salaire normalisé inférieures à -0.11 en logarithme. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 10 % des salariés sont confrontés à des évolutions inférieures à -0.12 en logarithme.

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

Figure V
Évolutions annuelles individuelles de salaire en EQTP normalisé avant et pendant la crise



Note : les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont obtenus par *bootstrap* (100 répliques) (voir encadré 2). Ne sont pris en compte dans cette figure que les salariés pour lesquels un volume de travail en équivalent temps plein peut être calculé.

Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 50 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles de salaire normalisé inférieures à 0.8 %. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 50 % des salariés sont confrontés à des évolutions annuelles négatives (graphe A).

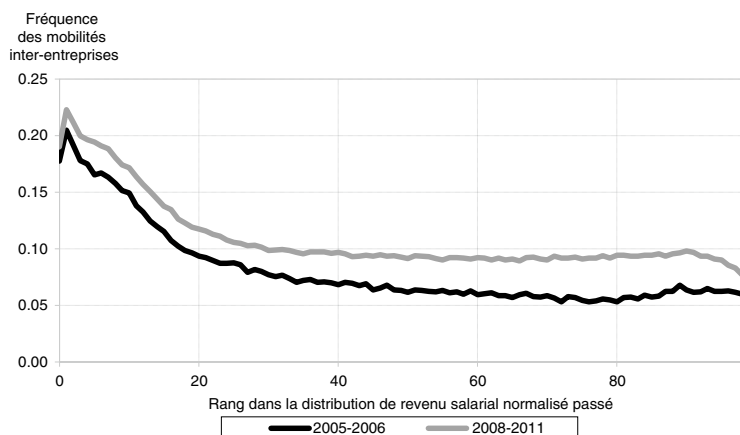
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

Les mobilités inter-entreprises sont plus fréquentes pour les salariés les moins bien rémunérés (figure VI) : la fréquence des mobilités inter-entreprises est supérieure à 15 % parmi les 10 % de salariés les moins bien rémunérés,

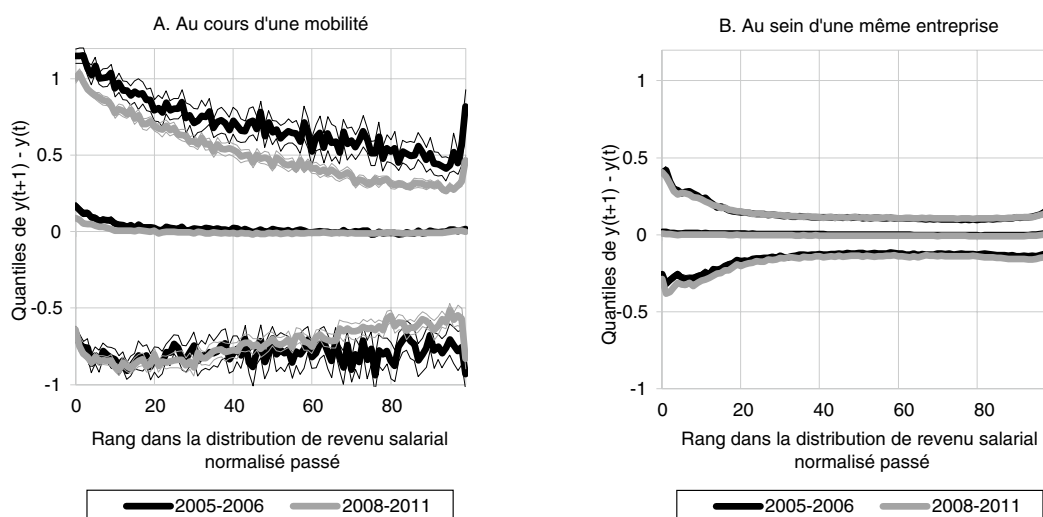
et inférieure à 10 % pour les 70 % de salariés les mieux rémunérés. À tous les niveaux de revenu salarial passé, elles sont plus courantes au cours de la crise, particulièrement dans la moitié supérieure de la distribution de revenu salarial passé.

Figure VI
Fréquence des mobilités inter-entreprises avant et pendant la crise



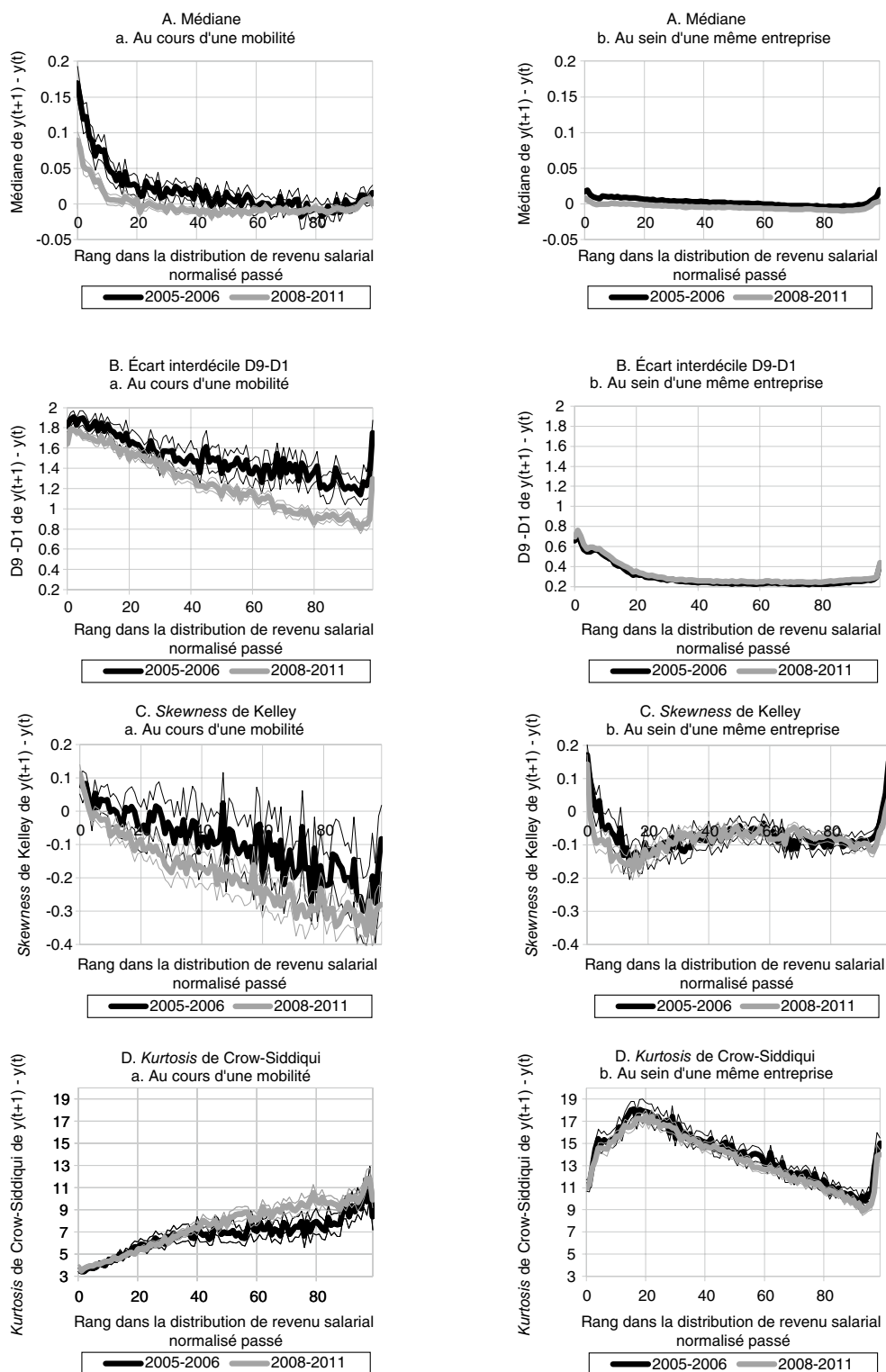
Note : les salariés mobiles sont définis comme ceux dont l'employeur (défini par le siren) principal (celui associé au plus grand nombre de jours rémunérés dans l'année) change entre t et $t+1$ (cf. encadré 2).
Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 15 % des salariés changent d'employeur principal entre t et $t+1$. Pour les années 2008 à 2011 et au même rang de l'échelle, ils sont 17 %.
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.
Source : Insee, Panel DADS « tous salariés »

Figure VII
Déciles des évolutions individuelles de revenu salarial normalisé selon la mobilité des salariés avant et pendant la crise



Note : les salariés mobiles sont définis comme ceux dont l'employeur (défini par le siren) principal (celui associé au plus grand nombre de jours rémunérés dans l'année) change entre t et $t+1$. Les salariés immobiles sont définis comme ceux qui travaillent chez un seul employeur en t et $t+1$. Les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont estimés par *bootstrap* (100 répliquations) (cf. encadré 2).
Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 10 % des salariés qui changent d'employeur sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial normalisé inférieures à -0.84 en logarithme. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 10 % des salariés qui changent d'employeur sont confrontés à des évolutions inférieures à -0.55 en logarithme.
Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.
Source : Insee, Panel DADS « tous salariés »

Figure VIII
Évolutions annuelles individuelles de revenu salarial normalisé selon la mobilité des salariés avant et pendant la crise



Note : les salariés mobiles sont définis comme ceux dont l'employeur (défini par le siren) principal (celui associé au plus grand nombre de jours rémunérés dans l'année) change entre t et $t+1$. Les salariés immobiles sont définis comme ceux qui travaillent chez un seul employeur en t et $t+1$. Les bornes inférieures et supérieures des intervalles de confiance à 95 % sont représentées par des traits fins. Les intervalles de confiance sont estimés par *bootstrap* (100 répliquions) (cf. encadré 2).

Lecture : au 10^e rang de l'échelle salariale passée, pour les années 2005 et 2006, 50 % des salariés qui changent d'employeur principal sont confrontés à des évolutions annuelles de revenu salarial normalisé inférieures à 5,5 %. Pour les années 2008 à 2011, au même niveau de l'échelle, 10 % des salariés qui changent d'employeur sont confrontés à des évolutions inférieures à 0,7 % (graphe A).

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés relativement stables dans l'emploi salarié, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

Ces résultats doivent toutefois être pris avec précaution : les changements d'employeur peuvent être diversement contraints – par exemple dans le cas de la liquidation d'une entreprise – et les données utilisées ne permettent pas de distinguer mobilités subies et mobilités choisies. Qui plus est, le choix d'effectuer une mobilité et le poste occupé à l'issue de cette mobilité dépendent des anticipations par le salarié de son revenu salarial futur, et donc de l'incertitude que nous cherchons à évaluer.

La crise pèse avant tout sur les mobilités les plus favorables, et dans une moindre mesure sur les évolutions au sein d'une même firme les moins favorables (figure VII). Ainsi, quoique son ampleur soit importante, l'augmentation du premier décile des évolutions associées à une mobilité n'est pas significative, sauf en quelques points en haut de l'échelle salariale (figure VII-A). En revanche, sur la quasi-totalité de l'échelle des revenus salariaux, le premier décile des variations annuelles individuelles de revenu salarial normalisé au sein d'une même firme décroît très légèrement mais significativement (figure VII-B). À l'inverse, le dernier décile des évolutions au sein d'une même firme ne varie pas au cours de la crise, sauf en haut de l'échelle salariale où il décroît (figure VII-B), tandis que le dernier décile des évolutions de revenu salarial normalisé associées à une mobilité décroît largement sur l'intégralité de l'échelle salariale, sauf peut-être en quelques points (figure VII-A). La médiane des variations de revenu salarial au cours d'une mobilité décroît au cours de la crise sur presque toute la moitié basse de l'échelle salariale (figure VIII-A.a). Tout au long l'échelle, la médiane des évolutions de revenu salarial normalisé au sein d'une même firme décroît elle aussi (figure VIII-A.b), mais sur la moitié basse de l'échelle, cette baisse est beaucoup plus faible que pour les salariés mobiles. Enfin, la dispersion des évolutions au cours d'une mobilité (figure VIII-B.a) est toujours beaucoup plus forte que celle des évolutions au sein d'une même firme (figure VIII-B.b).

Puisque le premier décile des évolutions de revenu salarial au cours d'une mobilité ne varie pas, ou croît au cours de la crise, tandis que le dernier décile décroît, l'ampleur de l'incertitude associée aux mobilités, au sens de la dispersion des évolutions individuelles des salariés qui changent d'employeur, décroît au cours de la crise (figure VIII-B.a). Au contraire, les variations des premiers et derniers déciles des évolutions de revenu salarial au sein d'une même

firme sont faibles, de sorte que l'ampleur de l'incertitude sur le revenu salarial futur pour les salariés qui ne changent pas d'employeur augmente à peine entre 2005-2006 et 2008-2011 (figure VIII-B.b). Les variations de l'ampleur de l'incertitude au cours de la crise sont donc beaucoup plus importantes chez les salariés mobiles que chez les salariés immobiles. L'asymétrie des évolutions annuelles individuelles de revenu salarial selon la mobilité ne varie pas au cours de la crise, sauf pour les salariés de l'extrémité basse de l'échelle salariale qui ne changent pas d'employeur pour lesquelles la *skewness* de Kelley décroît (figure VIII-C). Le poids des queues de distribution augmente pour les variations au cours des mobilités des salariés des rangs intermédiaires à supérieurs de la distribution de revenu salarial passé, mais ne varie pas pour les autres (figure VIII-D). Pour ces salariés mobiles du milieu de l'échelle salariale, la baisse de la dispersion des évolutions de revenu salarial au cours de la crise concerne davantage les progressions les plus fréquentes que les événements rares. Les dynamiques de salaire, pour les salariés de la moitié haute de l'échelle, et de volume de travail pour tous les salariés contribuent toutes deux à ces variations (voir complément en ligne C2).

* *
*

Cet article constitue une première application sur données françaises de la méthode non-paramétrique originale proposée par Guvenen et al. (2016). Au contraire de la plupart des travaux portant sur les dynamiques individuelles de revenu salarial et de salaire, cette méthode ne repose pas sur une hypothèse de log-normalité conditionnelle, et autorise donc à s'intéresser à l'asymétrie et au poids des événements rares dans ces dynamiques, et à leur variation au cours de la crise de 2008.

Pour les individus relativement stables dans l'emploi salarié sur lesquels porte cet article, les dynamiques individuelles de revenu salarial sont moins favorables au cours de la crise qu'au cours des années antérieures. Les variations les plus importantes avec la crise concernent avant tout les salariés les moins bien rémunérés dans le passé, et dans une moindre mesure les très hauts revenus salariaux, ce qui peut contribuer à la hausse des inégalités de revenu salarial mesurée en coupe. Les dynamiques de

revenu salarial sont également légèrement plus incertaines entre 2008 et 2012 qu'entre 2005 et 2007, ce qui tend également à augmenter les inégalités.

Au cours de la crise, ce sont les évolutions individuelles de revenu salarial les moins favorables et, dans une moindre mesure – et seulement pour les salariés les mieux et les moins rémunérés dans le passé – les plus favorables qui décroissent le plus. Pour ces salariés situés en haut et en bas de la distribution de revenu salarial passé, ces évolutions les plus et les moins favorables décroissent plus vite que les évolutions médianes, de sorte que le poids des évolutions les moins favorables dans l'incertitude sur le revenu salarial futur s'accroît. De ce fait, la forme de cette incertitude varie au cours de la crise : la distribution des évolutions de revenu salarial est plus asymétrique vers le bas qu'au cours des années antérieures. En d'autres termes, l'importance relative des évolutions très défavorables dans les dynamiques individuelles de revenu salarial s'accroît au cours de la crise, pour les bas revenus salariaux passés d'une part et pour les hauts revenus salariaux passés d'autre part. Ce phénomène est toutefois de moindre ampleur que celui que documentent Guvenen et al. (2014) aux États-Unis, et ne concerne pas l'ensemble des salariés. Cette différence pourrait résulter de disparités dans les comportements entre salariés et employeurs français et américains, mais aussi de différences dans les institutions qui encadrent le marché du travail : les inégalités de revenu salarial et de salaire sont ainsi plus importantes aux États-Unis qu'en France, et le taux de chômage au cours de la période qui précède la crise plus faible aux États-Unis. Le poids des événements rares, enfin, décroît légèrement ou ne varie pas au cours de la crise, en

France comme aux États-Unis : les variations de la distribution des évolutions individuelles de revenu salarial résultent donc d'évolutions relativement communes plutôt que de chocs extrêmes et peu fréquents.

Dans le bas de la distribution, ces variations au cours de la crise résultent avant tout de variations dans les dynamiques de volume de travail, tandis que pour les salariés les mieux rémunérés, le poids du salaire est plus important. Dans la mesure où, pour le bas de la distribution des revenus salariaux passés, ce rôle majeur des dynamiques de volume de travail peut notamment refléter un risque de perte d'emploi, notre approche pourrait être étendue en prenant en compte l'indemnisation du chômage. Cela permettrait peut-être d'avoir un aperçu plus complet de la dynamique des revenus liés à la présence sur le marché du travail.

La mobilité des salariés, enfin, contribue à la variation des dynamiques de revenu salarial pendant la crise. En effet, les changements d'employeurs sont plus fréquents au cours de la crise que pendant les années antérieures. Les évolutions de revenu salarial associées aux mobilités sont toujours plus incertaines que celles des salariés qui restent salariés d'une même firme. Cette fréquence accrue des transitions d'un employeur à un autre participe donc à l'augmentation de l'incertitude sur le revenu salarial mise en évidence sur l'ensemble des salariés. Cependant, l'incertitude associée aux changements d'employeur décroît au cours de la crise, ce qui vient modérer cet effet. Dans la mesure où nous ne distinguons pas mobilités contraintes – par exemple par la fermeture d'une entreprise – et mobilités choisies, cette évolution, qui résulte à la fois du volume de travail et du salaire, reste difficile à interpréter. □

BIBLIOGRAPHIE

- Abowd, J. M., Kramarz, F. & Margolis, D. N. (1999).** High Wage Workers and High Wage Firms. *Econometrica*, 67(2), 251–333.
- Altonji, J. G., Smith, A. A. & Vidangos, I. (2013).** Modeling earnings dynamics. *Econometrica*, 81(4), 1395–1454.
- Arellano M., Blundell, R. & Bonhomme, S. (2017).** Earnings and consumption dynamics: a non-linear panel data framework. *Econometrica*, 85(3), 693–734.
- Ayllón, S. & Ramos, X. (2015).** Permanent and transitory earnings inequality of young people in Europe. Negotiate Working paper D4.1.
- Baker, M. & Solon, G. (2003).** Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Record. *Journal of Labor Economics*, 21(2), 289–321.
- Blundell, R. & Preston I. (1998).** Consumption inequality and income uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2), 603–640.
- Bonhomme, S. & Robin, J.-M. (2009).** Assessing the Equalizing Force of Mobility Using Short Panels: France, 1990-2000. *The Review of Economic Studies*, 76(1), 63–92.
- Britton, J., Shephard, N. & Vignoles, A. (2015).** Comparing sample survey measures of English earnings of graduates with administrative data during the Great Recession. IFS, Working Paper W15/28. <https://www.ifs.org.uk/uploads/publications/wps/WP201528.pdf>
- Cappellari, L. (2004).** The Dynamics and Inequality of Italian Men's Earnings: Long-Term Changes or Transitory Fluctuations? *The Journal of Human Resources*, 39(2), 475–499.
- Ceci-Renaud, N., Charnoz P. & Gaini M. (2014).** Évolutions de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968. Insee, Document de travail N° G2014/03. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1381039>
- Constantinides, G. M. & Duffie, D. (1996).** Asset Pricing with Heterogeneous Consumers. *Journal of Political Economy*, 104(2), 219–40.
- Coudin E., Marc B., Pora, P. & Wilner, L. (2014).** La baisse des inégalités de revenu salarial marque une pause pendant la crise. In : *France, portrait social 2014*, pp. 55–65. Paris : Insee. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1288514?sommaire=1288529>
- Crow, E. L. & Siddiqui, M. M. (1967).** Robust Estimation of Location. *Journal of the American Statistical Association*, 62(318), 353–389.
- Cunha, F. & Heckman, J. J. (2007).** The Evolution of Inequality, Heterogeneity and Uncertainty in Labor Earnings in the U.S. Economy. NBER, *Working Paper* N°13526.
- Dynan, K., Elmendorf, D. & Sichel, D. (2012).** The Evolution of Household Income Volatility. *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 12(2), 1–42.
- Flodén, M. (2006).** Labour Supply and Saving under Uncertainty. *The Economic Journal*, 116(513), 721–737.
- Gottschalk, P., Moffitt, R., Katz, L. F. & Dickens, W. T. (1994).** The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1994(2), 212–272.
- Guvenen, F., Karahan, F., Ozkan, S. & Song, J. (2016).** What do data on millions of US workers reveal about life-cycle earnings risk? *mimeo*. https://fguvenendotcom.files.wordpress.com/2014/04/gkos_2016_rev2_v47.pdf
- Guvenen, F., Ozkan, S. & Song, J. (2014).** The Nature of Countercyclical Income Risk. *Journal of Political Economy*, 122(3), 621–660.
- Haider, S. J. (2001).** Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in the United States: 1967-1991. *Journal of Labor Economics*, 19(4), 799–836.
- Kelley, T. L. (1947).** *Fundamentals of Statistics*. Cambridge: Harvard University Press.
- Low, H., Meghir, C. & Pistaferri, L. (2010).** Wage Risk and Employment Risk over the Life Cycle. *The American Economic Review*, 100(4), 1432–1467.
- Magnac, T., Pistolesi, N. & Roux, S. (2017).** Post Schooling Human Capital Investments and the Life-Cycle of Earnings. *Journal of Political Economy*, à paraître.

- Mankiw, N. G. (1986).** The Equity Premium and the Concentration of Aggregate Shock. *Journal of Financial Economics*, 17, 211–219.
- Moffitt, R. A. & Gottschalk, P. (2002).** Trends in the transitory variance of earnings in the United States. *The Economic Journal*, 112.478, C68–C73.
- Moffitt, R. A. & Gottschalk, P. (2011).** Trends in the covariance structure of earnings in the US: 1969-1987. *The Journal of Economic Inequality*, 9(3), 439–459.
- Piketty, T. (2013).** *Le capital au XXI^e siècle*. Paris : Seuil.
- Pistoletti, N. (2014).** Income and Consumption Risk: Evidence from France. *Annals of Economics and Statistics*, 113, 347–377.
- Ramos, X. (2003).** The Covariance Structure of Earnings in Great Britain, 1991-1999. *Economica*, 70(278), 353–374.
- Salgado, S., Guvenen, F. & Bloom, N. (2016).** Skewed Business Cycles. *mimeo*.
https://fguvenendotcom.files.wordpress.com/2014/04/sgb_firm_skew_2016_ss_v1_edited.pdf
- Storesletten, K., Telmer, C. I. & Yaron, A. (2004).** Cyclical Dynamics in Idiosyncratic Labor Market Risk. *Journal of Political Economy*, 112(3), 695–717.
- Topel, R. H. & Ward, M. P. (1992).** Job Mobility and the Careers of Young Men. *The Quarterly Journal of Economics* 107(2), 439–479.
-

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A1-I

Nombre d'observations, part de femmes, répartition par tranches d'âge, revenu salarial et salaires

	Période	Nombre d'observations cumulé sur la période ?	Part de femmes (en %)	Part des tranches d'âges (en %)				Logarithme du revenu salarial moyen (écart-type)	Logarithme du salaire en EQTP moyen (écart-type)
				23-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans		
Échantillon initial	2005-2006	5 811 551	47.4	26.1	27.3	26.3	20.3	9.50 (1.15)	10.0 (0.46)
	2008-2011	10 196 836	48.2	26.2	26.3	26.4	21.2	9.50 (1.16)	10.0 (0.46)
Censure à 1/8 Smic	2005-2006	5 426 296	46.7	24.6	27.7	26.9	20.7	9.71 (0.75)	10.0 (0.45)
	2008-2011	9 554 635	47.7	24.5	26.7	27.1	21.7	9.72 (0.75)	10.0 (0.45)
Salariés relativement stables dans l'emploi salarié	2005-2006	3 778 227	45.9	16.0	29.8	30.7	23.3	9.93 (0.58)	10.1 (0.44)
	2008-2011	5 742 026	47.1	16.2	28.9	30.6	24.3	9.93 (0.59)	10.1 (0.43)

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».

Tableau A1-II

Répartition de l'échantillon par secteurs d'activité, catégories professionnelles et niveau de diplôme

	Période	Part des salariés du secteur privé (en %)	Répartition dans les catégories socioprofessionnelles (en %)				Répartition du niveau de diplôme (en %)		
			Cadres	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers	Inférieur au bac	Bac à bac+2	Bac + 3 et plus
Échantillon initial	2005-2006	77.4	15.4	23.9	32.0	28.7	51.2	34.4	14.4
	2008-2011	77.9	15.7	21.1	34.6	28.2	49.4	35.9	14.7
Censure à 1/8 Smic	2005-2006	76.9	16.0	24.6	31.3	28.2	50.9	34.6	14.5
	2008-2011	77.5	16.4	21.7	33.8	27.8	48.8	36.1	15.0
Salariés relativement stables dans l'emploi salarié	2005-2006	74.8	18.4	26.4	28.4	26.5	50.5	34.5	15.1
	2008-2011	75.8	18.3	24.0	31.2	26.2	47.9	36.4	15.8

Note : la nomenclature des catégories socioprofessionnelles utilisée dans les déclarations annuelles de données sociales a changé entre 2008 et 2009, occasionnant une rupture de série y compris sur la catégorie socioprofessionnelle à un chiffre. Dans la mesure où nous n'utilisons pas la catégorie socioprofessionnelle dans notre analyse des évolutions de revenu salarial, cette rupture ne pose pas de problème pour la méthode utilisée. L'essentiel est de montrer que la sélection impliquée par l'étude des salariés relativement stables ne diffère pas substantiellement entre 2005-2006 et 2008-2011. Les chefs d'entreprises salariés sont regroupés avec les cadres.

Champ : France métropolitaine entre 2005 et 2011, ensemble des salariés, hors salariés agricoles et apprentis-stagiaires, hors salaires versés par des particuliers-employeurs.

Source : Insee, Panel DADS « tous salariés ».