

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2014 / 03

**Évolutions de la volatilité des revenus salariaux
du secteur privé en France depuis 1968**

Nila Ceci-Renaud, Pauline Charnoz et Mathilde Gaini

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2014 / 03

Évolutions de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968

Nila Ceci-Renaud*, Pauline Charnoz et Mathilde Gaini***

FÉVRIER 2014

* Crest

** Département des Études Économiques - Division « Marchés et entreprises »
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Évolutions de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968

Résumé

Nous modélisons les trajectoires individuelles de revenus salariaux afin de décomposer la variance de ces revenus en coupe entre inégalités permanentes et volatilité transitoire. Nous utilisons le panel DADS de 1968 à 2008 et nous focalisons sur les hommes entre 25 et 55 ans, salariés du secteur privé. Nous trouvons que la volatilité représente au moins un tiers de la variance en coupe, et qu'elle est plus marquée mais moins persistante pour les plus jeunes (26-35 ans). Après une période de grande stabilité de la fin des années 1960 au début des années 1980, la volatilité des revenus salariaux a augmenté de 1980 à 1988 puis baissé dans les années 1990. Le niveau de la volatilité dans les années 2000 n'est ainsi pas plus élevé que celui des années 1970. Ces résultats sont robustes à différentes spécifications et nous proposons une méthode originale de cylindrage qui limite les biais de sélection pour l'étude des évolutions temporelles. Sur nos données, les modalités de sélection des individus s'avèrent plus importantes que les choix de modélisation des inégalités. Nos résultats légitiment même a posteriori les approches descriptives fondées sur la variance des taux de croissance annuels.

Codes JEL : J31, C23, D31

Mots-clés : volatilité des revenus, inégalités des revenus, salaires

Wage earnings volatility in the private sector in France since 1968

Abstract

We model wage earnings profiles in order to decompose their cross sectional variance in permanent inequalities and transitory volatility. We use the DADS panel from 1968 to 2008 and focus on men between 25 and 55 year old, wage earners in the private sector. We find that volatility amounts to at least one third of cross sectional variance and that it is higher but less persistent for younger people (ages 26-35). After a period of great stability from the end of the 60's to the beginning of the 80's, wage earnings volatility increased between 1980 and 1988, then decreased in the 90's. The level of volatility in the 2000's is thus not higher than in the 70's. These results are robust to various specifications and we propose an original data balancing method to limit selection bias in the temporal evolutions. On our data, selection of individuals turns out to be more important than specification choices. Our results give a posteriori credit to descriptive approaches using annual wage growth variances.

JEL-codes: J31, C23, D31

Keywords: earning inequality, earning volatility, wages

Table des matières

1	Introduction	5
2	Modèle et estimation	8
2.1	Limites des indicateurs	8
2.2	Littérature sur la modélisation	11
2.3	Modèle principal	15
2.4	Estimation	16
3	Données et sélection	17
3.1	Source	17
3.2	Population d'intérêt et population d'étude	19
3.3	Cylindrage	21
3.3.1	Solutions utilisées dans la littérature	22
3.3.2	Proposition de cylindrage original	23
3.3.3	Application à nos données	25
4	Résultats sur la volatilité du revenu salarial	28
4.1	Résultats moyens par tranches d'âge	28
4.2	Évolutions temporelles	30
4.3	Décomposition de la variance	32
4.4	Salaire journalier et durée	36
4.5	Volatilité macroéconomique et volatilité microéconomique	38
5	Résultats méthodologiques : sensibilité au cylindrage et à la spécification	40
5.1	Sensibilité des résultats à la méthode de cylindrage	40
5.2	Sensibilité des résultats à la spécification	41
6	Conclusion	49
	Références	50
A	Estimation	54
A.1	Modèle estimé	54
A.2	Contraintes identifiantes et conditions initiales	54
A.3	Equations estimantes, pondérations et variance de l'estimateur	55
A.4	Calcul des moments théoriques	57
A.5	Dérivées des moments théoriques	58
A.6	Identification des composantes	61
A.6.1	Illustration	61
A.6.2	Identification	62
B	Indicateurs d'inégalités	66

C Résultats complémentaires d'estimation	67
D Décomposition du revenu salarial entre entre salaire journalier et durée d'emploi	68
D.1 Inégalités et volatilité pour le salaire journalier et la durée d'emploi	70
D.2 Salaire journalier et salaire horaire	70

1 Introduction

La volatilité du revenu annuel d'un individu désigne, au sein des évolutions du revenu sur la carrière, celles qui résultent de chocs transitoires, c'est-à-dire avec une persistance limitée à quelques années. Elle peut être due à des difficultés passagères de l'entreprise qui limite alors les progressions salariales, à une période de vie où le temps de travail est réduit pour des raisons personnelles, à un changement d'emploi, à une période de chômage, etc. Cette volatilité a une incidence négative sur le bien-être dès lors que ces chocs ne sont pas entièrement prévisibles et que les individus ne sont pas en mesure de lisser parfaitement leur consommation (voir notamment [Blundell et Preston, 1998](#), [Low, Meghir, et Pistaferri, 2009](#)). Or plusieurs phénomènes peuvent avoir entraîné en France une hausse de la volatilité des revenus au cours des dernières décennies. En premier lieu, le développement du chômage de masse depuis les années 1980 a entraîné des épisodes de chômage plus fréquents et plus longs, notamment parmi les salariés peu qualifiés. En parallèle, le développement des formes particulières d'emploi a entraîné un raccourcissement de la durée moyenne des emplois : que ce soit en direction du chômage ou d'un autre emploi, les transitions sont de plus en plus fréquentes ([Aeberhardt et Marbot, 2013](#)). Les taux de transition annuels de l'emploi vers le non-emploi ont en particulier considérablement augmenté entre 1975 et 2000 en France ([Postel-Vinay et Behaghel, 2003](#)), et cette hausse s'est concentrée sur les salariés de moins de dix ans d'ancienneté et les plus de 55 ans. La part variable dans les salaires est aussi non négligeable : en 2010, "les primes représentent en moyenne 12,9 % de la rémunération dans les entreprises de 10 salariés ou plus du secteur privé" et "les primes de performance, individuelle ou collective, représentent 34 % du montant total des primes" ([Demailly, 2012](#)).¹

L'étude de la volatilité des salaires se distingue de celle de la mobilité salariale. La première s'intéresse à l'ampleur des fluctuations temporelles tandis que le second concept porte sur l'instabilité des rangs des individus dans la hiérarchie salariale. [Bowlus et Robin \(2012\)](#) trouvent par exemple que la mobilité salariale est plus faible en France que dans les pays anglo-saxons, ce qui rend les inégalités sur le cycle de vie assez proches même si les inégalités de revenus annuels sont plus faibles. Ainsi, la mobilité est parfois présentée comme une caractéristique positive réduisant les inégalités sur le cycle de vie à dispersion des salaires donnée. Tel est bien le cas lorsque la mobilité résulte de la progression des salaires avec l'expérience. En revanche, si la mobilité découle de la volatilité des revenus, l'égalisation se fait au prix d'un risque supporté par les individus, et n'est pas nécessairement bénéfique. [Buchinsky, Fougère, et Kramarz \(1998, 2001\)](#) ont mis en évidence une baisse de la mobilité salariale dans les années 1970, puis une stabilisation jusqu'à la fin des années 1990, pour les individus travaillant à temps plein. Pour les salariés masculins, mais sans restriction sur la quantité de travail, nous ne trouvons pas de baisse de la volatilité dans les années 1970, ce qui semble indiquer que la baisse de mobilité résulte plutôt d'évolutions dans les

1. Mais on ne dispose pas de statistiques sur l'évolution de cette part variable sur longue période.

pentés des carrières, à moins qu'elle ne découle de la différence de champ.

Nous nous intéressons dans cette étude à la volatilité des revenus salariaux (tirés du secteur privé), définis comme l'ensemble des revenus perçus au cours d'une année donnée provenant directement d'une activité salariée. Nous utilisons les données d'origine administrative du panel DADS sur la période 1967-2009, en nous restreignant à la population masculine. Entre la fin des années 1960 et le début des années 1970, la variance annuelle de ces revenus a diminué. Après une période de stagnation, a suivi une forte augmentation de la variance dans la première moitié des années 1980, avant une nouvelle baisse dans la deuxième moitié des années 1990. L'objectif de cette étude est de savoir quelle part de ces changements est attribuable à des changements dans les inégalités permanentes entre individus et quelle part incombe à des changements dans la volatilité des revenus. C'est à notre connaissance la première étude qui se concentre sur cette question avec un tel recul temporel pour la France. Par la suite, nous utilisons le terme d'"inégalités" pour désigner les différences de revenu salarial entre individus une année donnée ou sur l'ensemble de leur carrière (inégalités permanentes)².

[Barge et Payen \(1982\)](#) ont effectué les premiers travaux sur données françaises avec une modélisation permettant de distinguer entre inégalités permanentes et chocs transitoires, mais uniquement sur six années d'observations (1970-1975). Ils concluent que les inégalités de salaires permanents augmentent avec l'âge. Ils trouvent également que cette hétérogénéité croissante est moins bien expliquée par les déterminants habituels des salaires, tels que la catégorie socioprofessionnelle, pour des âges élevés. Nous adoptons une modélisation proche de la leur mais avec une évolution temporelle des paramètres, puisque que nous couvrons une fenêtre temporelle de plus de 40 ans. [Aeberhardt et Charnoz \(2008\)](#) ont plus récemment étudié les variations du revenu salarial au niveau individuel sur la période 1993-2005 en France, sans distinguer cependant entre inégalités permanentes et volatilité et sans proposer de modélisation des trajectoires individuelles. D'autres auteurs se sont intéressés à la modélisation des trajectoires de revenus salariaux en France, en estimant des profils individu par individu ([Lollivier et Payen \(1990\)](#), [Koubi \(2003\)](#) et [Aubert et Duc \(2010\)](#)). Cette approche ne permet pas de déterminer si les différences de profils sont liées à l'hétérogénéité individuelle (inégalités) ou à des chocs de revenu relativement persistants (volatilité). De plus, elle peut poser des problèmes d'inférence dès lors qu'on cherche à étudier des évolutions temporelles sur l'ensemble de la population. [Magnac et Roux \(2009\)](#) puis [Magnac, Pistolesi, et Roux \(2013\)](#) s'intéressent à la variance des salaires d'une cohorte entrée sur le marché du travail en 1977, ce qui est assez différent de notre travail qui se concentre sur les revenus salariaux (influencés par la quantité de travail) pour l'ensemble des cohortes présentes sur le marché du travail sur notre période d'observation. Cette littérature française s'est focalisée sur les déterminants des salaires et la forme des trajectoires salariales avec l'expérience, d'où une modélisation assez riche avec

2. Nous entendons donc ici le terme "inégalités" dans un sens descriptif sans connotation normative.

généralement trois paramètres d'hétérogénéité individuelle, mais pas de conclusions sur les évolutions de la volatilité des revenus salariaux. Seuls [Bonhomme et Robin \(2009\)](#) se sont explicitement intéressés à la volatilité des revenus avec un questionnement très proche du nôtre mais une approche différente en raison des données utilisées. Ils tirent partie de données riches en nombre d'observations et en caractéristiques individuelles, mais pauvres en recul temporel (trois années d'observation au maximum d'un même individu dans l'enquête Emploi entre 1990 et 2000) et explorent notamment l'hétérogénéité de la volatilité des revenus. Ils trouvent que la volatilité contribue à hauteur de 30 % environ à la variance en coupe des revenus salariaux mensuels.

Dans cette étude, nous nous inspirons des méthodes de mesure de la volatilité développées sur données américaines, notamment par [Moffitt et Gottschalk \(2011\)](#) et [Baker et Solon \(2003\)](#). Conformément à cette littérature, nous développons une modélisation statistique permettant de décomposer la variance des revenus entre une part permanente et une part transitoire. Pour ce faire nous modélisons les trajectoires de revenus comme la somme d'un effet propre à l'individu (évoluant au cours de la carrière) et de chocs autour de cette trajectoire (modélisé par un processus ARMA(1,1)). Le recours à une modélisation statistique s'est imposée dans cette littérature devant les limites des indicateurs traditionnels descriptifs (comme la variance des taux de croissance). En l'absence de fondements théoriques, cette littérature s'est ainsi principalement attachée à reproduire le plus fidèlement possible les matrices de covariance des revenus individuels entre dates différentes. Une question importante mais peu évoquée dans la littérature est la façon de cylindrer les données. Nous proposons une méthode originale pour éviter les biais des méthodes habituellement retenues, liés à une déformation de la structure d'âge des individus ou à une sélection plus stricte des individus observés le plus longtemps, au centre de la période d'étude. Nous estimons notre modèle séparément sur trois tranches d'âge de dix ans : 26-35 ans, 36-45 ans et 45-54 ans.

Nous trouvons que la volatilité est un phénomène important, et plus marqué pour le groupe d'âge 26-35 ans. La volatilité est ainsi à l'origine de 44 % des inégalités de revenu salarial en coupe, en moyenne sur la période d'étude, pour la tranche d'âge 26-35 ans. Cette proportion est plus faible pour les tranches d'âge supérieures, respectivement 30 et 34 % sur les tranches d'âge 36-45 ans et 45-54 ans. Si l'ampleur des chocs transitoires diminue avec l'âge, leur persistance augmente. Il faut respectivement un, deux et quatre ans pour qu'un choc transitoire s'estompe aux trois quarts, par ordre croissant des tranches d'âge. Nous observons aussi un phénomène de "retour vers la moyenne" sur la tranche d'âge 25-36 ans : les individus qui commencent leur carrière avec des revenus faibles tendent à avoir une progression plus rapide. Cela peut correspondre à des jeunes diplômés en phase d'insertion. Nos résultats montrent que les trajectoires individuelles sont en moyenne croissantes jusqu'à 45 ans mais se stabilisent par la suite, indiquant donc une stabilisation des inégalités en fin de carrière. Notre modèle reproduit très bien la variance en coupe des

revenus salariaux et ses évolutions. Nous trouvons qu'après une période de grande stabilité de la fin des années 1960 au début des années 1980, la volatilité des revenus salariaux a augmenté de 1980 à 1988 puis baissé dans les années 1990. Le niveau de la volatilité dans les années 2000 n'est ainsi pas plus élevé que celui des années 1970. On constate une hausse des inégalités de la fin des années 1980 au milieu des années 1990 pour les plus jeunes et les plus âgés, qui contrebalance en partie la baisse de la volatilité sur cette période.

Cette étude conclut aussi sur des aspects méthodologiques. Elle montre que le choix de la méthode de cylindrage est une question centrale, au moins pour l'étude des revenus salariaux du secteur privé en France. Nous montrons en effet que la façon de sélectionner les individus a plus d'impact que les choix de spécification sur nos données. Ainsi, en l'absence de cylindrage, la variance totale est plus élevée mais les évolutions restent proches de celles estimées avec notre méthode de cylindrage. En revanche, un cylindrage des carrières complètes biaise les évolutions des inégalités et de la volatilité. Nous montrons aussi que les évolutions de la volatilité sont relativement plus robustes que son niveau de contribution à la variance en coupe. Enfin, la relative faiblesse des variations des inégalités permanentes justifient a posteriori des approches descriptives de la volatilité basées sur le taux de croissance des revenus.

La deuxième partie de cette étude expose le modèle et la méthode d'estimation. La troisième partie est consacrée aux données et à notre méthode de cylindrage. Les résultats centraux constituent la quatrième partie. Enfin, des variantes sont présentées en cinquième partie pour montrer les enjeux associés au traitement des biais de sélection et la robustesse des résultats à la spécification du modèle.

2 Modéliser les trajectoires de revenu pour mesurer la volatilité

Dans cette partie, nous expliquons pourquoi il est nécessaire de modéliser les carrières salariales individuelles pour mesurer les évolutions de la volatilité. Après une brève revue des modélisations de la littérature, nous présentons notre modèle de trajectoires individuelles de carrières salariales. Nous décomposons les revenus salariaux en une composante d'inégalités permanentes (inter-temporelles) et une composante de volatilité. L'estimation est réalisée avec la méthode des moments généralisée appliquée aux matrices de variances-covariances des revenus salariaux par cohorte de naissance.

2.1 Limites des indicateurs standards de la littérature

Différents indicateurs descriptifs sont utilisés dans la littérature sur la volatilité des revenus salariaux. Une première famille d'indicateurs mesure la dispersion des taux de croissance individuels. [Shin et Solon \(2011\)](#) utilisent la variance tandis que [Aeberhardt et Charnoz](#)

(2008) utilisent les écarts inter-quantiles et une adaptation de l'écart moyen robuste aux valeurs extrêmes (médiane des écarts absolus). Une deuxième famille d'indicateurs est fondée sur la décomposition de la variance entre une composante inter- et une composante intra-individus. [Gottschalk, Moffitt, Katz, et Dickens \(1994\)](#), [Beach, Finnie, et Gray \(2010\)](#) et [Kopczuk, Saez, et Song \(2010\)](#) utilisent ainsi la variance intra-individus sur une fenêtre temporelle, qui peut être glissante. Enfin, [Shin et Solon \(2011\)](#) et [Moffitt et Gottschalk \(2011\)](#) utilisent des indicateurs plus complexes fondés sur la différence entre la variance des revenus en coupe et leur covariance entre deux dates plus éloignées.

Toutes ces approches risquent de conduire à une perception biaisée des évolutions de la volatilité dès lors que le processus réel à l'origine des trajectoires individuelles est complexe. En premier lieu, les revenus sont appelés à progresser au fil de la carrière du fait des rendements de l'expérience, et cette croissance n'est pas nécessairement uniforme. Ce phénomène peut entraîner des différences de taux de croissance des salaires selon l'âge, sans que cela traduise une volatilité individuelle. Il est donc préférable de mesurer la volatilité à partir de revenus corrigés des profils d'évolution moyens par cohortes.

Même après cette correction, des évolutions des inégalités (par exemple les évolutions dans les rendements de l'éducation) peuvent biaiser les évolutions de la volatilité mesurées avec les indicateurs descriptifs. Ce phénomène peut être illustré à partir d'une version simplifiée du modèle que nous allons utiliser par la suite :

$$\tilde{y}_{it} = \alpha_t \mu_i + \nu_{it},$$

où \tilde{y}_{it} est le logarithme du revenu salarial de l'individu i à la date t , corrigé du profil moyen par cohorte (donc centré sur zéro à chaque date). μ_i est un effet individuel centré sur zéro qui traduit l'hétérogénéité des individus dans leurs capacités à obtenir un emploi et dans les taux de salaires auxquels ils peuvent prétendre. Le paramètre α_t vient dilater l'hétérogénéité des individus et mesure ainsi les inégalités structurelles sur le marché du travail l'année t (il intègre, entre autres, les rendements de l'éducation). Le terme ν_{it} est un terme d'erreur centré sur zéro à chaque date et pour chaque individu. Il est appelé "revenu transitoire", par opposition au terme $\alpha_t \mu_i$ qui est qualifié de "revenu permanent". La variance en coupe des revenus s'écrit alors :

$$\mathbb{V}(\tilde{y}_{it}) = \alpha_t^2 \sigma_\mu^2 + \mathbb{V}(\nu_{it}),$$

où le premier terme peut être qualifié de "variance permanente", et mesure les inégalités, tandis que le dernier, appelé "variance transitoire", mesure la volatilité des revenus. Un bon indicateur de volatilité doit donc évoluer comme la variance du revenu transitoire.

Considérons tout d'abord les indicateurs de dispersion des taux de croissance des revenus.

La variance s'écrit :

$$\mathbb{V}(\tilde{y}_{it} - \tilde{y}_{i,t-\tau}) = (\alpha_t - \alpha_{t-\tau})^2 \sigma_\mu^2 + \mathbb{V}(\nu_{it}) + \mathbb{V}(\nu_{i,t-\tau}) - 2 \cdot \text{Cov}(\nu_{i,t}, \nu_{i,t-\tau}).$$

Le terme $\mathbb{V}(\nu_{it}) + \mathbb{V}(\nu_{i,t-\tau})$ mesure bien la volatilité des revenus, mais la dispersion des taux de croissance dépend aussi de l'évolution des inégalités via le terme $(\alpha_t - \alpha_{t-\tau})^2 \sigma_\mu^2$ et de la persistance des chocs de revenu transitoires à travers le terme $\text{Cov}(\nu_{i,t}, \nu_{i,t-\tau})$. Or, la littérature sur la modélisation des revenus montre que la composante transitoire est auto-corrélée dans le temps. Si les inégalités permanentes sont constantes ($\alpha_t = \alpha_{t-\tau}$) et si la persistance des chocs est constante également ($\text{Corr}(\nu_{it}, \nu_{i,t-\tau}) = \rho, \forall t$), alors la dispersion des taux de croissance évolue comme la volatilité des revenus aux dates t et $t - \tau$ ³. Mais, si l'un ou l'autre change, alors la dispersion des taux de croissance n'évolue plus comme la volatilité des revenus.

Les indicateurs de variance intra-individus présentent le même inconvénient. Sur une fenêtre temporelle étroite, l'autocorrélation (positive) des revenus transitoires minore la mesure de la volatilité car ils s'intègrent en partie aux revenus moyens des individus et à la variance inter-individus plutôt qu'à la variance intra-individus. Sur une fenêtre temporelle longue, les évolutions des inégalités majorent la mesure de la volatilité car elles créent des évolutions de revenus permanents à individu donné, et donc de la variance intra-individus.

Moffitt et Gottschalk (2002, 2011) proposent un indicateur de volatilité plus sophistiqué :

$$\mathbb{V}(\tilde{y}_{it}) - \text{Cov}(\tilde{y}_{it}, \tilde{y}_{i,t-\tau}) = \alpha_t(\alpha_t - \alpha_{t-\tau})\sigma_\mu^2 + \mathbb{V}(\nu_{it}) - \text{Cov}(\nu_{i,t}, \nu_{i,t-\tau}).$$

Ces auteurs préconisent d'utiliser des dates éloignées pour la covariance (paramètre τ élevé) afin d'annuler les effets de l'autocorrélation du revenu transitoire sur la mesure de volatilité. Shin et Solon (2011) préconisent à l'inverse de travailler à partir de dates rapprochées pour limiter les distorsions liées à la déformation des inégalités. Aucune de ces deux propositions ne règle simultanément les deux problèmes.

Outre ces erreurs de mesures, les indicateurs de volatilité ne permettent pas de distinguer des chocs à effet permanents et des chocs à effet transitoires comme nous le faisons dans les tests de spécifications (section 5.2). L'ensemble de ces limites nous conduit à utiliser une modélisation de la dynamique salariale pour l'étude de la volatilité des revenus.

3. Lorsque $\alpha_t = \alpha_{t-\tau}$ et $\text{Corr}(\nu_{it}, \nu_{i,t-\tau}) = \rho, \forall t$, on a $\mathbb{V}(\tilde{y}_{it} - \tilde{y}_{i,t-\tau}) = \mathbb{V}(\nu_{it}) + \mathbb{V}(\nu_{i,t-\tau}) - 2\rho(\mathbb{V}(\nu_{it}) \cdot \mathbb{V}(\nu_{i,t-\tau}))^{1/2}$. Cet indicateur est croissant en $\mathbb{V}(\nu_{it})$ pour $\mathbb{V}(\nu_{it}) > \rho^2 \cdot \mathbb{V}(\nu_{i,t-\tau})$ et croissant en $\mathbb{V}(\nu_{i,t-\tau})$ pour $\mathbb{V}(\nu_{i,t-\tau}) > \rho^2 \cdot \mathbb{V}(\nu_{it})$. Comme le terme ν_{it} est défini comme transitoire, ρ^2 ne peut être proche de 1, de sorte que ces conditions sont généralement vérifiées.

2.2 Littérature sur la modélisation des revenus salariaux

Il existe une vaste littérature étrangère - notamment américaine - mesurant les évolutions de la volatilité des revenus salariaux à l'aide d'une modélisation des trajectoires individuelles. Elle s'est appliquée à distinguer dans la hausse des inégalités de revenu en coupe aux États-Unis ce qui relève d'inégalités permanentes et ce qui relève de la volatilité. [Gottschalk, Moffitt, Katz, et Dickens \(1994\)](#) ont commencé par une approche descriptive, mais les limites des indicateurs de volatilité ont rapidement appelé des modélisations plus complexes. Ces méthodes ont ensuite été appliquées à différents pays (voir tableau 1 pour un résumé de quelques contributions récentes).

Certaines modélisations des trajectoires salariales s'appuient sur des modèles théoriques d'investissement en capital humain, où les salariés arbitrent entre le travail rémunéré et la formation en fonction de leurs capacités individuelles à accumuler du capital humain ([Guvenen et Kuruscu, 2007](#), [Magnac, Pistoiesi, et Roux, 2013](#)). [Magnac, Pistoiesi, et Roux \(2013\)](#) ont ainsi proposé un modèle avec fondements structurels permettant d'expliquer la formation des inégalités de salaires au cours de la carrière, et vérifié sa conformité aux données françaises sur la cohorte des individus ayant occupé un premier emploi à temps plein de plus de six mois en 1977. Ce modèle reproduit bien l'ouverture de l'éventail des salaires entre trois et vingt ans de carrière, les deux premières années étant interprétées comme une phase de convergence vers les trajectoires de long terme des individus (graphique 1(a)).

Notre objectif est ici différent : la modélisation des carrières n'est pas la finalité de ce travail mais seulement un outil pour mesurer correctement des évolutions de la volatilité. Nous utilisons un grand nombre de cohortes pour lesquelles la phase d'entrée sur le marché du travail n'est pas toujours observée, et devons donc travailler en cohortes de naissance. De plus, nous préférons modéliser les revenus salariaux plutôt que les salaires journaliers, afin de tenir compte de l'impact potentiellement important des épisodes de chômage sur la volatilité des revenus. [Aeberhardt, Pouget, et Skalitz \(2007\)](#) montrent ainsi que la dispersion du nombre de jours travaillés contribue autant à la dispersion des revenus que la dispersion des salaires journaliers⁴. De plus, si l'éventail des salaires tend à s'ouvrir en début de carrière, l'éventail des revenus montre au contraire un profil en U (figure 1(b)). Les modèles développés pour la modélisation des salaires ne sont donc pas nécessairement les plus adaptés à la modélisation des revenus salariaux. Le cadre théorique du modèle de [Magnac, Pistoiesi, et Roux \(2013\)](#) paraît ainsi mal adapté à notre approche car il ne laisse pas de place au chômage subi et aux difficultés d'insertion sur le marché du travail en début de carrière⁵.

4. Ces résultats s'appliquent au champ de l'ensemble des individus ayant des revenus salariaux du secteur privé une année donnée. Sur le champ des individus attachés au marché du travail salarié privé, nos résultats montrent une contribution du nombre de jours travaillés inférieure à celle des salaires journaliers.

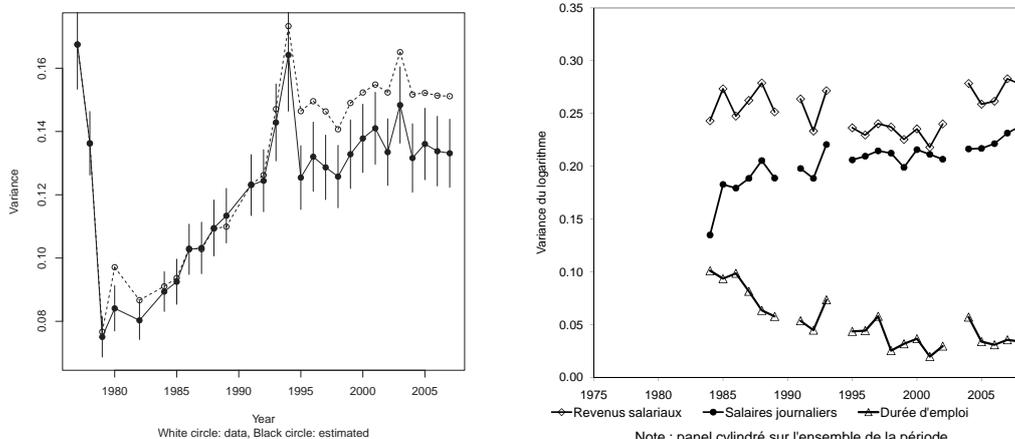
5. Dans le modèle de [Magnac, Pistoiesi, et Roux \(2013\)](#), les individus arbitrent entre le travail et l'investissement en capital humain. Les individus les plus capables d'accumuler du capital sont ceux qui travaillent le moins en début de carrière, de façon à investir pour augmenter leur salaire ultérieur. Les individus les

TABLEAU 1 – Références récentes sur la modélisation des trajectoires salariales

Références	Pays	Données Nature ^{1/}	Période	Population	Restrictions de champ Âge	Cylindrage des cohortes	nb individus (nb observations)					
Littérature française												
Barge et Payen (1986)	France	Adm. (DAS)	1970-1975	tous individus	20-58	continu sur six ans	78 372					
Bonhomme et Robin (2009)	France	Enq. (EEC)	1990-2000	hommes salariés, hors étudiants/retraités	tous	non, équation de sélection	200 000 (380 000)					
Magnac Roux (2009)	France	Adm. (DADS)	1976-1998	hommes salariés privé à temps plein	tous	non, temps plein en 1976 et 1998	5 236					
Magnac Pistolet Roux (2013)	France	Adm. (DADS)	1976-2007	hommes salariés privé à temps plein	tous	non, temps plein en 1977, 1978, 1982 et 1984	7 446					
Littérature étrangère												
Gottschalk et Moffitt (1994)	Etats-Unis	Enq. (PSID)	1969-1987	hommes blancs	20-59	non	2 730					
Gottschalk et Moffitt (2002)	Etats-Unis	Enq. (PSID)	1969-1991	hommes chefs ménage non étudiants	20-59	non	2 781 (25 114)					
Haider (2001)	Etats-Unis	Enq. (PSID)	1967-1991	hommes chefs ménage blancs, hors étud./retraités	25-60	continu, sur un minimum de neuf ans	1 704 (28 080)					
Guvenen (2009)	Etats-Unis	Enq. (PSID)	1967-1992	hommes chefs de ménage	20-64	discontinu, plus de 520 h/an pendant 20 ans	1 270					
Gottschalk et Moffitt (2011)	Etats-Unis	Enq. (PSID)	1970-2004	hommes chefs de ménage non étudiants	30-59	non	2 883 (31 000)					
Baker et Solon (2003)	Canada	Adm. (fiscale)	1976-1993	hommes	25-58	continu, sur un minimum de neuf ans	32 105					
Solomon (2009)	Luxembourg	Adm. (sécu. sociale)	1988-2004	hommes	20-57	non	(270 280)					
Meghir et Pistaferri (2004)	Etats-Unis	Enq. (PSID)	1967-1992	hommes	25-55	discontinu, neuf années utilisables	2 069 (31 631)					
Alvarez et al. (2006)	Etats-Unis	Enq. (PSID)	1967-1992	hommes	25-55	discontinu, neuf années utilisables	2 069 (31 631)					
Jensen et Shore (2009)	Etats-Unis	Enq. (PSID)	1969-2005	hommes chefs de ménage	22-60	imputation d'un revenu minimum	3 041 (52 181)					
Debacker et al. (2013)	Etats-Unis	Adm. (fiscale)	1987-2006	hommes	25-60	non	> 10 000 (189 424)					
Suite du tableau												
Références	Variable modélisée	Revenu / couverts	Revenu / revenu	Salaires / revenu	cohortes	CH ^{2/} MA ^{3/} ARMA ARCH EM ^{5/} hétérog. expo. chocs	Méthode d'estimation ^{4/}	Contribution de la volatilité à la variance	Evolution des inégalités	Evolution de la volatilité		
Littérature française												
Barge et Payen (1986)	rev. sal. privés	revenu	naissance	O+	N	AR(1)	N	N	MV	-	-	
Bonhomme et Robin (2009)	rev. sal. privés	sal. mensuel	entrée panel	N	N	copule Plakett	N	éduc., expé.	MV	0,05 sur 0,18 en 2000	en cloche	baisse-hausse-baisse
Magnac Roux (2009)	rev. sal. privés	salaires	entrée 1976	N	N	(4,2)	N	N	MV	-	-	-
Magnac Pistolet Roux (2013)	rev. sal. privés	salaires	entrée 1977	O+	N	(3,3)	N	N	MV	-	-	-
Littérature étrangère												
Gottschalk et Moffitt (1994)	rev. d'activité	revenu +	naissance	N	N	N	N	N	-	-	hausse décennie 1980 / 1970	hausse décennie 1980 / 1970
Gottschalk et Moffitt (2002)	rev. d'activité	revenu +	naissance	N	O	(1,1)	N	N	DM	0,20 sur 0,33 en 1991	hausse de 1975 à 1983	hausse début 80's, puis stabilisation
Haider (2001)	rev. d'activité	revenu	naissance	O	N	(1,1)	N	N	MMG	0,19 sur 0,50 en 1991	hausse de 1975 à 1983	hausse fin 70's - début 80's, puis baisse
Guvenen (2009)	rev. d'activité	revenu	entrée > 18 ans	O	N	AR(1)	N	O	DM-NP	-	-	-
Gottschalk et Moffitt (2011)	rev. d'activité	revenu	naissance	O	O	(1,1)	N	N	MMG-NP	0,17 sur 0,38 en 2004	hausse 70's et 2000's	hausse 70's et 80's
Baker et Solon (2003)	rev. sal. > 738 \$	revenu	naissance	O	O	AR(1)	N	N	MMG	0,14 sur 0,38 en 1992	hausse début 80's et début 90's	hausse début 80's et début 90's
Solomon (2009)	rev. sal. privés	salaires	naissance	N	O	(1,1)	N	N	DM-NP	-	hausse sur 1988-2004	baisse sur 1994-2004
Meghir et Pistaferri (2004)	rev. d'activité	revenu	naissance	N	O	MA(1)	O	O	DM-NP	-	-	-
Alvarez et al. (2006)	rev. d'activité	revenu	naissance	O	N	(1,1)	O	O	DMS	-	-	-
Jensen et Shore (2009)	rev. d'activité	revenu	naissance	N	O	MA(1)	N	O	B	-	légère hausse	hausse continue depuis 1970
Debacker et al. (2013)	rev. sal. privés	revenu	naissance	N	O	(1,1)	N	N	DM-NP	0,38 sur 0,68 en 2006	hausse début 90's et début 2000	légère baisse 90's, pic début 2000

^{1/} Adm. = administrative, enq. = enquête.^{2/} Présence d'un terme de croissance hétérogène : N = oui, O = non, O+ = oui et même plus d'hétérogénéité.^{3/} Présence d'un terme de marche aléatoire.^{4/} Présence d'un terme d'erreur de mesure.^{5/} DM = distance minimale, MMG = méthode des moments généralisée, MV = maximum vraisemblance, DMS = distance minimale simulée, EM = espérance-maximisation, B = méthode bayésienne, NP = non pondéré.

GRAPHIQUE 1 – Variance du logarithme des salaires au sein d'une cohorte (hommes seulement)



Note: The small lines represent the 95% confidence intervals.

(a) Salaires journaliers
Cohorte d'entrée en 1977
(dont 60% nés après 1957)

(b) Salaires journaliers et revenus salariaux
Cohorte de naissance en 1958

Figure extraite de [Magnac, Pistolesi, et Roux \(2013\)](#).

En l'absence de fondements théoriques, la littérature sur la modélisation des revenus salariaux s'est principalement attachée à reproduire le plus fidèlement possible les matrices de covariance des revenus individuels entre dates différentes. Les trajectoires de revenus sont décomposées entre une composante dite "permanente" et une composante dite "transitoire" sur la base d'un critère purement statistique, à savoir leur caractère stationnaire ou non.

La composante transitoire prend généralement la forme d'un processus ARMA. La partie permanente comporte toujours un effet individuel, mais elle peut être enrichie par un terme de marche aléatoire ([Moffitt et Gottschalk, 2002](#), [DeBacker, Heim, Panousi, et Vidangos, 2011](#)) ou par une hétérogénéité supplémentaire dans les taux de croissance des revenus ([Haider, 2001](#), [Güvenen, 2009](#)), ce qui a fait l'objet de débats. Les deux termes (composante permanente) peuvent toutefois être identifiés simultanément et s'avérer tous deux significatifs ([Baker et Solon, 2003](#), [Moffitt et Gottschalk, 2011](#)). Dans cette étude, nous vérifierons la robustesse des résultats à la spécification retenue (voir section 5.2).

[Bonhomme et Robin \(2009\)](#) ont une approche originale adaptée à des données riches en nombre d'observations, mais pauvres en recul temporel (trois années d'observation au maxi-

moins capables d'accumuler du capital humain ont les salaires les plus faibles mais ils travaillent à leur quantité maximale dès le début de carrière.

mum par individu). Plutôt que de modéliser la composante transitoire sous la forme d'un ARMA avec un minimum de deux paramètres, ils simplifient la dépendance temporelle par une forme fonctionnelle à un seul paramètre⁶.

Certains auteurs ajoutent un terme d'erreurs de mesure sur les revenus (Guvenen, 2009, Meghir et Pistaferri, 2004, Alvarez, Browning, et Erjnaes, 2001, Jensen et Shore, 2009), car celles-ci sont réputées importantes dans les données d'enquête. Ce raffinement ne paraît pas indispensable pour des données issues de sources administratives telles que les nôtres, car les revenus sont mesurés avec plus de précision.

Meghir et Pistaferri (2004), puis Alvarez, Browning, et Erjnaes (2001), ont mis en évidence une structure ARCH(1) à la fois pour les chocs à effet permanent et les chocs transitoires : leur variance dépend de la réalisation des chocs passés, ce qui crée une alternance entre des périodes de chocs importants et des périodes de chocs faibles pour chaque salarié. La prise en compte de ce phénomène peut être importante pour l'étude de l'hétérogénéité individuelle dans l'exposition aux chocs mais présente probablement moins d'enjeux pour la mesure des évolutions de la volatilité.

Enfin, plusieurs travaux montrent que la volatilité des revenus dépend des caractéristiques des individus, notamment l'âge (Baker et Solon, 2003, Sologon, 2009, Moffitt et Gottschalk, 2011), l'expérience (Bonhomme et Robin, 2009) et le niveau d'éducation (Guvenen, 2009, Bonhomme et Robin, 2009). Au-delà de cette dépendance à des caractéristiques observables, d'autres auteurs ont montré l'existence d'une forte hétérogénéité individuelle dans l'exposition aux chocs. Alvarez, Browning, et Erjnaes (2001) trouvent une hétérogénéité significative dans les paramètres de forme du processus ARMA, mais cet enrichissement du modèle est obtenu au prix de paramètres fixes dans le temps, sans doute pour des raisons liées à des difficultés d'estimation. Jensen et Shore (2009) parviennent à estimer conjointement l'hétérogénéité individuelle dans l'exposition aux chocs et les évolutions temporelles des inégalités et de la volatilité des revenus, à l'aide d'une approche bayésienne. Ils trouvent que la hausse de la volatilité des revenus aux États-Unis s'est concentrée sur les individus pour lesquels elle était déjà la plus forte au départ. Dans notre étude, la première du genre réalisée sur données françaises, nous nous limiterons à explorer l'hétérogénéité liée à l'âge en estimant notre modèle sur des tranches de carrière de dix ans.

6. La dépendance entre le revenu transitoire à la date t et le revenu transitoire à la date $t - 1$ est modélisée par un copule de Plakett à un seul paramètre. Les auteurs vérifient que cette forme fonctionnelle permet de reproduire assez fidèlement les matrices de passage entre déciles de revenu d'une année sur l'autre.

2.3 Modèle principal : croissance hétérogène et ARMA stationnaire

Dans la littérature sur les revenus salariaux, l'usage est d'utiliser une modélisation en logarithme plutôt qu'en niveau, ce qui fait implicitement l'hypothèse que les chocs sont d'ampleur proportionnelle au revenu moyen des individus. Nous retenons également une modélisation en logarithme ainsi qu'un modèle central simple qui restreint la composante permanente des revenus à un terme de croissance hétérogène, mais nos résultats sont robustes à l'introduction d'une marche aléatoire (voir section 5.2).

La mesure des évolutions de la volatilité des revenus nécessite d'observer plusieurs cohortes pour pouvoir dissocier l'effet temporel et l'effet d'âge. Nous incluons des cohortes anciennes pour lesquelles les débuts de carrière ne sont pas observés. C'est pourquoi nous raisonnons dans cette étude en cohortes de naissance plutôt qu'en cohortes d'entrée sur le marché du travail.

Nous notons y_{ict} le logarithme du revenu de l'individu i de la cohorte c à la date t , où c est l'année de naissance de la cohorte. Notre modèle s'applique sur une tranche d'âge $T = [a_d, a_f]$ mais nous n'indexons pas les paramètres par T pour plus de lisibilité. Pour $t \in [c + a_d; c + a_f]$, le modèle prend la forme suivante :

$$\begin{cases} y_{ict} = f_{ct} + \underbrace{\mu_{ict} + v_{ict}}_{\tilde{y}_{ict}} \\ \mu_{ict} = \alpha_t(a_i + b_i(t - (c + a_d))) \text{ (effets fixes et croissance hétérogène)} \\ v_{ict} = \rho v_{i,c,t-1} + \lambda_t \xi_{ict} + \theta(\lambda_{t-1} \xi_{i,c,t-1}) \text{ (ARMA(1,1))} \end{cases}$$

avec :

$$\begin{cases} \mathbb{E}(a_i) = \mathbb{E}(b_i) = \mathbb{E}(\xi_{ict}) = 0, \forall c, t; \\ \mathbb{V}(a_i) = \sigma_a^2; \text{Cov}(a_i, b_i) = \sigma_{ab}; \mathbb{V}(b_i) = \sigma_b^2; \\ \mathbb{V}(\xi_{ict}) = 1 \end{cases}$$

Le terme f_{ct} traduit les profils de revenu moyens des différentes cohortes, qui peuvent être des objets d'étude à part entière (voir par exemple [Koubi \(2003\)](#) ou [Le Minez et Roux \(2002\)](#)), mais que nous ne commenterons pas dans le cadre de ce papier. De fait, nos résultats montrent que les chocs individuels de revenu sont d'ampleur très supérieure à ceux qui affectent les profils moyens (section 4.5). Nous négligerons donc la volatilité macroéconomique affectant ces revenus moyens pour ne modéliser que la volatilité individuelle.

Le terme μ_{ict} traduit l'hétérogénéité des individus par deux effets individuels a_i et b_i , qui affectent respectivement les niveaux de revenu sur la tranche d'âge et la pente des revenus au cours de la tranche d'âge (d'où le terme de croissance hétérogène). En effet, les différences de niveau ne suffisent pas à rendre compte de l'hétérogénéité des trajectoires. [Bayet \(1996\)](#) montre par exemple que la croissance des revenus est plus forte en début de carrière pour les diplômés que pour les non diplômés.

Le terme de volatilité v_{ict} modélise des chocs exogènes subis par les individus. Ceux-ci peuvent être corrélés dans le temps ($\rho, \theta \neq 0$), mais doivent rester stationnaires ($\rho \neq \pm 1$) pour s'interpréter comme une forme de volatilité transitoire (contrainte vérifiée ex-post). Le terme de volatilité est supposé indépendant du terme d'hétérogénéité.

Les variances des composantes du modèle peuvent évoluer dans le temps (paramètres α_t et λ_t). Notre modèle ne comporte aucun paramètre de cohorte qui pourrait interférer dans l'interprétation de ces évolutions. Nous faisons donc le pari d'expliquer les différences entre cohortes uniquement par leur présence à des dates différentes sur le marché du travail. En particulier, les paramètres d'hétérogénéité σ_a et σ_b sont supposés homogènes entre les cohortes. Nous considérons ainsi que la diversité intrinsèque des individus au sein d'une cohorte n'a pas de raison d'évoluer. En revanche, elle peut se traduire par des inégalités de revenus plus ou moins fortes sur le marché du travail du fait notamment des mutations du système éducatif et du marché du travail. De telles évolutions structurelles sont captées par le facteur d'inégalité α_t .

2.4 Estimation des différentes composantes du modèle par les covariances

Notre stratégie d'identification s'inspire de celle utilisée par la plupart des auteurs travaillant sur des modélisations similaires (Moffitt et Gottschalk, 2002, 2011, Haider, 2001, Baker et Solon, 2003, Guvenen, 2009, Meghir et Pistaferri, 2004, Sologon, 2009, DeBacker, Heim, Panousi, et Vidangos, 2011)⁷. Nous appliquons la méthode des moments généralisée (ou méthode des distances minimales) aux covariances des revenus des différentes cohortes aux différentes dates observées. Le profil de revenus commun à tous les individus d'une même cohorte (f_{ct}) n'affecte pas les covariances.

La minimisation de la distance entre les moments théoriques et empiriques permet d'obtenir un estimateur convergent de notre vecteur de paramètres $p = (\rho, \theta, \sigma_a, \sigma_{ab}, \sigma_b, (\alpha_t, \lambda_t)_{t \in P})$, où P est la période d'estimation⁸. Les différents moments sont pondérés uniquement en fonction du nombre d'observations utilisées pour leur calcul. En effet, Altonji et Segal (1996) montrent qu'il ne faut pas utiliser la matrice de pondération asymptotiquement optimale car son estimation peut créer des biais à distance finie. Les détails de mise en oeuvre et le calcul des moments théoriques sont présentés en annexe A.

7. Pour une plus grande efficacité, Magnac et Roux (2009) et Magnac, Pistoiesi, et Roux (2013) utilisent un pseudo max de vraisemblance, dans le cadre de l'étude d'une cohorte unique. Cette méthode peut difficilement être mise en oeuvre dans un cas comme le nôtre où il y a des années manquantes dans les données. Comme nous disposons d'un grand nombre d'observations, nous avons privilégié une méthode plus simple quitte à perdre un peu en efficacité.

8. La forme de la fonction objectif n'est pas nécessairement concave. La minimisation est réalisée en utilisant des grilles de points de départ pour être certains d'obtenir l'optimum global. Les programmes d'estimation ont été testés sur données simulées.

Cette méthode d'estimation permet de traiter simplement les "trous" du panel DADS (absence complète de données certaines années) : les moments impliquant des années inobservées sont tout simplement exclus de la fonction objectif et les paramètres λ_t associés aux années inobservées sont supposés identiques à ceux de l'année précédente pour le calcul des moments théoriques ultérieurs. En revanche, les trous d'observation individuels (années sans revenus salariaux du secteur privé) ne peuvent être traités facilement pour le calcul des contreparties empiriques, ce qui nous amène à cylindrer les données cohorte par cohorte.

3 Données et sélection

Dans cette partie, nous présentons tout d'abord notre panel de données individuelles sur les revenus salariaux, d'origine administrative (DADS). Nous montrons ensuite que notre population d'étude, définie à partir de cette source, permet d'approcher correctement une population d'intérêt exposée à la volatilité des revenus salariaux du secteur privé. Nous proposons enfin une méthode de cylindrage originale, qui permet de réduire les biais dans la mesure des évolutions temporelles de la volatilité.

3.1 Source

Notre échantillon est issu du panel DADS (Déclarations Annuelles de Données Sociales) sur la période 1967-2009. Les DADS sont des données administratives remplies par les entreprises pour chaque salarié et contenant des informations sur chaque établissement, les caractéristiques des postes occupés et les rémunérations correspondantes. Le panel DADS permet de suivre des individus depuis 1967 et correspond à un échantillon au 1/25^{ème} obtenu en gardant les individus nés en octobre une année paire. Ces données sont utilisées pour le calcul des droits sociaux des salariés, ce qui garantit une grande fiabilité. En contrepartie, elles ne couvrent que les salaires versés dans le secteur privé, hors particuliers employeurs.

Le champ couvert par les DADS s'est élargi au cours du temps, en incluant notamment les entreprises nationalisées à la fin des années 1980 ou au début des années 1990 (les PTT/La Poste, France Télécom, MATRA, BNP, Crédit Lyonnais, etc). Pour donner une cohérence à notre champ d'étude depuis 1967, nous choisissons d'exclure le secteur dit semi-public. Les grandes entreprises hors de ce champ sont intégrées au moment de leur privatisation⁹. Par ailleurs, les durées d'emploi inférieures à quinze jours n'étaient initialement pas couvertes par les déclarations, de sorte que nous préférons les supprimer pour toute la période d'étude.

9. Continuer à exclure ces grandes entreprises entraînerait la perte d'un grand nombre d'observations et une mauvaise représentativité sur certains secteurs, tels que le secteur bancaire. Un test de robustesse a été effectué en enlevant toutes les entreprises qui ont été contrôlées par l'État au moins une année entre 1985 et 2008. Il donne des résultats presque identiques à ceux qui sont présentés.

Un important avantage des DADS est que l'erreur de mesure sur le salaire déclaré est très fortement limité par rapport à des données d'enquête. Par ailleurs, le panel est réalisé à partir de données exhaustives, donc il n'y a pas de problèmes d'attrition - typiques dans des données longitudinales. En revanche, l'identifiant individu est parfois mal ou non rempli. Dans ce cas, celui-ci est remplacé par un identifiant fictif. Il est donc par la suite impossible de faire le lien avec les autres observations de cet individu. Les années 1994 et 2003 ont connu des taux d'identifiants fictifs plus élevés que les autres années (supérieurs à 10 %). Pour cette raison, nous choisissons de ne pas utiliser les données des années 1994 et 2003¹⁰. À cette limite près, l'absence de revenu déclaré peut s'interpréter comme un revenu salarial privé nul.

Enfin, les DADS n'ont pas été traitées en 1981, 1983 et 1990. On ne dispose donc pas d'observations pour ces années dans le panel. Au final, les estimations sont donc réalisées sur toutes les années entre 1967 et 2009, exceptées 1981, 1983, 1990, 1994 et 2003.

La variable dépendante que nous analysons est le revenu salarial privé annuel (en logarithme et en euros constants de 2009). Il est obtenu en agrégeant tous les salaires nets¹¹ perçus par un individu dans le secteur privé au cours d'une année. Nous n'appliquons pas de correction particulière aux valeurs extrêmes, car nos résultats sont de fait robustes à l'exclusion de celles-ci¹². La volatilité étudiée dans notre étude est donc celle des revenus primaires, avant revenus de remplacement. Les allocations chômage sont notamment susceptibles de lisser les fluctuations de revenu des individus.

Les limites de nos données portent principalement sur le champ des revenus renseignés. En effet seuls les revenus salariaux du secteur privé sont déclarés. Nous n'avons pas d'information sur la même période concernant l'emploi public et les indépendants. Cette limitation de champ crée une sélection de la population d'étude, qui a évolué au cours de la période observée avec l'extension massive du salariat, la hausse de l'emploi public et le développement probable des carrières mixtes public-privé.

10. Il reste que la chaîne de production des données (retraitement des données administratives brutes par l'Insee) a été modifiée de façon importante à deux reprises, en 1993/1994 et en 2002. Des changements de cette ampleur peuvent potentiellement avoir un impact sur les données collectées, même si tel n'est pas leur objet mais nous n'observons pas de rupture correspondant à ces dates.

11. L'analyse des salaires bruts est pertinente dans une perspective de coût du travail et de rémunération de la productivité (Charnoz, Coudin, et Gaini (2011) adoptent cette perspective pour l'étude de l'évolution des inégalités de salaires horaires par niveau d'éducation), mais notre étude s'intéresse à la volatilité des revenus perçus, donc aux salaires nets. De plus, les données de salaires brut sont reconstituées et non collectées avant 1993 (rupture de série).

12. Le test de robustesse effectué consiste à vérifier que la troncature des centiles extrêmes de la distribution des revenus salariaux en coupe chaque année ne modifie pas nos résultats. Le même critère a été retenu par Magnac et Roux (2009), Magnac, Pistoiesi, et Roux (2013), Moffitt et Gottschalk (2011).

3.2 Population d'intérêt et population d'étude

Notre population d'intérêt est celle qui est soumise à la volatilité des revenus salariaux du privé, à savoir celle qui tire l'essentiel de ses revenus du marché du travail salarié privé. Nous la définissons comme les personnes qui sont soit en activité salariée privée soit au chômage sur une période donnée, excluant de fait les personnes qui tirent leur revenu du secteur public ou d'une activité indépendante. De plus, nous nous intéressons à la volatilité des revenus dans la mesure où elle est en partie subie, et non choisie par les individus. Dans cette optique, nous supprimons les individus et les âges de la vie pour lesquels la non-participation choisie est importante, d'autant plus que celle-ci est susceptible d'avoir évolué au cours de la période étudiée :

- les femmes, dont le taux d'activité a considérablement augmenté au cours de la période ;
- les revenus salariaux antérieurs à 25 ans, car certains individus sont encore en formation initiale ou en phase de primo-insertion sur le marché du travail, notamment en fin de période avec l'allongement de la durée d'études ;
- les revenus salariaux au-delà de 55 ans, car certains individus ont pu bénéficier de pré-retraites.

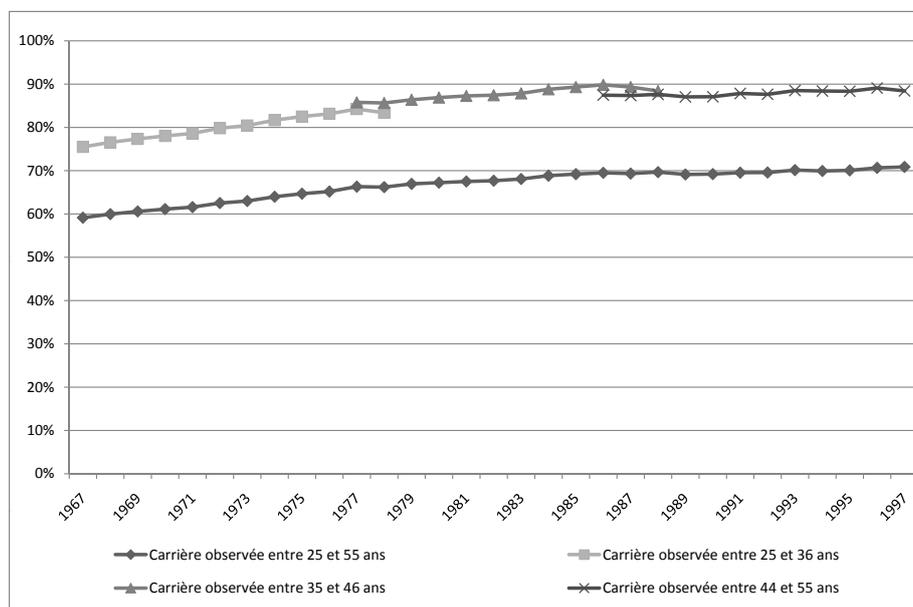
Les données de l'échantillon inter cotisants de la Drees (EIC) montrent que la taille de notre population d'intérêt (telle que définie ci-dessus et que nous qualifierons d'"attachée au secteur salarié privé") est très dépendante de la longueur de la période d'observation : quand on considère des tranches de carrière de 10 ans, elle représente environ 80 % des individus touchant un salaire dans le secteur privé, contre environ 60 % quand on cible les individus effectuant des carrières complètes (30 ans) dans le secteur salarié privé (graphique 2). Ces chiffres sont cohérents avec les résultats de [Tavan \(2008\)](#), qui montre que "les changements de statut sont assez fréquents : plus d'un tiers des personnes aujourd'hui à la retraite ont changé de statut (public, privé, indépendant) au cours de leur carrière". Par ailleurs, le taux de sélection correspondant à la population d'intérêt augmente lorsqu'on s'intéresse à des tranches d'âge plus élevées, ce qui correspond à des changements de statut moins fréquents. Ce résultat est encore concordant avec [Tavan \(2008\)](#) : "Changer de statut devient plus rare avec l'avancement dans la carrière, mais même après vingt ans de carrière, encore près d'une personne sur dix, jusque-là fidèle à son statut initial, connaît une mobilité."

Nous choisissons donc d'étudier les trajectoires salariales sur des tranches d'âge de 10 ans plutôt que sur des carrières complètes. Cette stratégie nous permet de couvrir une population plus large¹³.

Cependant nos données ne permettent pas de savoir en cas d'absence du salariat privé s'il s'agit de périodes de chômage, d'inactivité ou d'activités autres que salariat privé. C'est

13. Nous souhaitons notamment éviter de restreindre l'échantillon aux individus les mieux insérés sur le marché du travail salarié privé, ce qui risquerait d'arriver en travaillant sur des carrières complètes. Ces individus ne sont pas probablement pas représentatifs en terme de volatilité des revenus salariaux

GRAPHIQUE 2 – Part de la population d'intérêt dans la population travaillant une année donnée : exemple de la cohorte 1942



Source : EIC 2005, hommes de 25 à 55 ans nés en 1942, salariés du secteur privé l'année considérée.

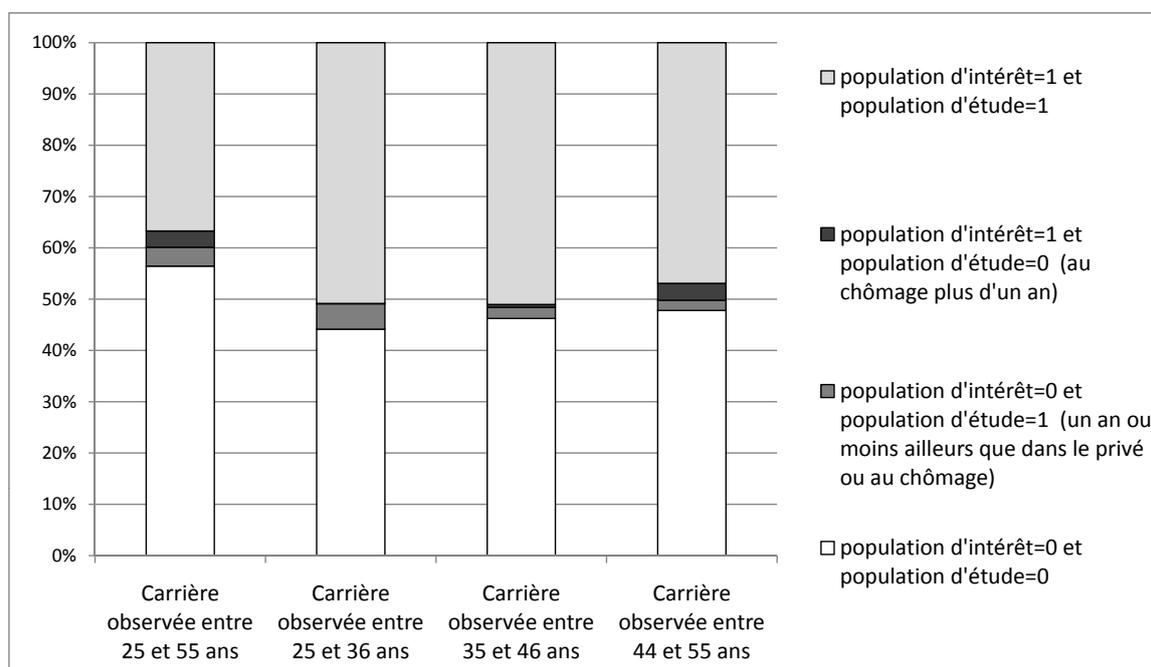
Lecture : environ 60% des hommes nés en 1942 et travaillant dans le privé en 1967 n'ont connu que des périodes de chômage ou de salariat privé entre 25 et 55 ans.

pourquoi notre population d'étude est en pratique celle des hommes de 25 à 55 ans qui ont des revenus salariés réguliers sur plusieurs années, sans connaître deux années civiles consécutives d'absence complète de revenus dans le secteur privé. Cette procédure nous permet de conserver tous les individus connaissant des périodes de chômage inférieures à deux années civiles. En revanche, nous excluons les chômeurs de très longue durée (que nous aimerions conserver). Par ailleurs, nous incluons des individus qui ont des périodes d'inactivité ou d'activité hors salariat privé inférieures à deux années civiles (que nous aimerions exclure).

L'EIC contient une information plus complète sur les trajectoires individuelles d'activité et permet de caractériser la différence entre notre population d'intérêt et notre population d'étude, et de les situer au sein de l'ensemble des individus travaillant dans le secteur salarié privé. Ces données comportent toutefois trop peu d'observations et de cohortes pour être utilisées dans nos estimations.

Les données de l'EIC suggèrent que notre population d'étude, obtenue en supprimant les individus absents plusieurs années consécutives, est très proche de la population d'intérêt (graphique 3). En effet, suivant la tranche d'âge, entre 0.05 % et 3 % des actifs sont exclus de notre population d'étude alors qu'ils appartiennent à notre population d'intérêt (chômeurs de longue durée) et entre 2 % et 5 % des actifs appartiennent à notre population

GRAPHIQUE 3 – Comparaison entre la population d'intérêt et la population d'étude suivant la période de sélection choisie



Source : EIC 2005, hommes actifs de 25 à 55 ans. Cohortes de naissance : 1934, 1938, 1942, 1948, 1950, 1954, 1958, 1962, 1966, 1970, sauf pour 44-55 ans : 1934, 1938, 1942, 1948, 1950, 1954, 1958.

Lecture : parmi les hommes nés entre 1934 et 1970 et actifs entre 25 et 55 ans, 37 % font partie de la population d'étude (ils ont travaillé dans le privé sans interruptions de plus d'un an) et de la population d'intérêt (ils ont fait toute leur carrière totalement dans le privé ou au chômage).

d'étude alors que nous préférierions les exclure car ils ont connu au moins une période d'inactivité ou d'activité hors du salariat privé.

3.3 Traitement des biais de sélection : une méthode de cylindrage originale

Notre population d'étude est restreinte aux individus attachés au marché du travail salarié privé, mais les individus peuvent néanmoins connaître des années sans aucun revenu de cette nature. La modélisation des revenus en logarithme ne permet pas d'intégrer ces zéros dans les estimations, ce qui crée une attrition *a priori* endogène car la volatilité des revenus n'est pas sans lien avec la probabilité de ne pas travailler pendant une année entière. Ce problème n'est souvent que rapidement évoqué dans la littérature sur la volatilité des revenus. Sur nos données, la question s'avère pourtant importante. Cela tient en partie au fait que nous observons les revenus salariaux du secteur privé et non les revenus totaux d'activité, contrairement à la plupart des auteurs (voir tableau 1). Cette restriction rend

les entrées et sorties de champ plus fréquentes, ce qui renforce probablement l'impact du cylindrage. Par ailleurs, le taux de chômage plus élevé en France qu'aux États-Unis peut entraîner davantage de revenus annuels nuls pour motifs endogènes. Nous proposons donc ici une stratégie originale pour traiter cette question.

3.3.1 Solutions utilisées dans la littérature

Les auteurs adoptent différentes stratégies de traitement des zéros. [Moffitt et Gottschalk \(2002, 2011\)](#) utilisent l'ensemble des observations disponibles pour le calcul de chaque moment empirique. En présence de sélection endogène, cette méthode ne garantit pas la cohérence des matrices de variance-covariance des revenus empiriques au sein des cohortes¹⁴. Or c'est précisément la cohérence de cette matrice qui permet d'identifier les composantes du modèle. Cette méthode comporte donc potentiellement des biais importants.

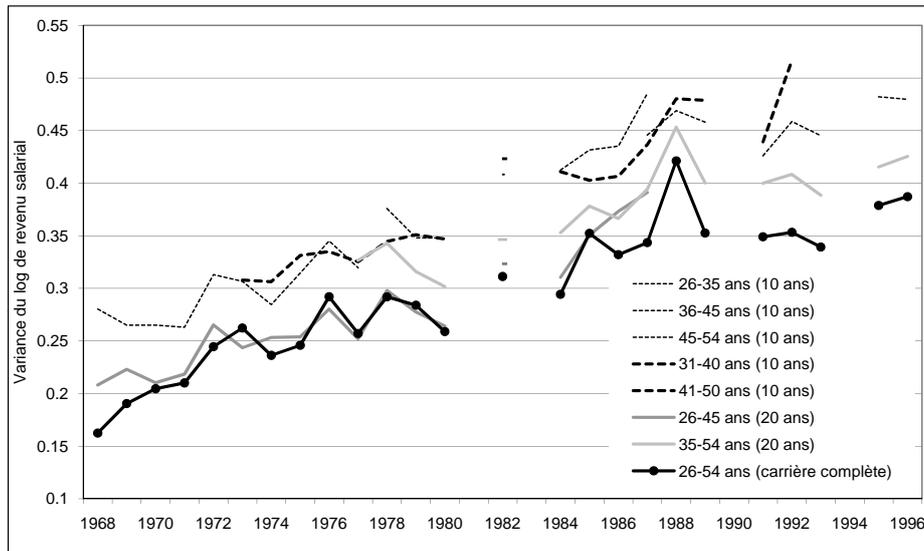
[Jensen et Shore \(2009\)](#) imputent un revenu minimum correspondant à un minimum vital, et montrent que leurs résultats sont peu sensibles au niveau retenu. Nous pensons qu'une telle approche manquerait de cohérence dans notre cas puisque nos données ne couvrent que les revenus salariaux du secteur privé et que certains individus peuvent donc avoir tiré des revenus conséquents d'une autre activité (non salariée ou dans le secteur public).

[Haider \(2001\)](#), [Baker et Solon \(2003\)](#) et [Meghir et Pistaferri \(2004\)](#) opèrent un cylindrage continu cohorte par cohorte de façon à avoir des matrices de variance-covariance cohérentes en vue de l'estimation. Les résultats concernent alors une population d'étude restreinte, définie comme celle des individus ayant travaillé chaque année dans le secteur privé sur la fenêtre d'observation retenue pour leur cohorte. Cette méthode pose problème pour l'étude des évolutions de la volatilité sur nos données. En effet, le cylindrage influence beaucoup le niveau de la variance en coupe à l'intérieur d'une cohorte (graphique 4) : plus la période de cylindrage est longue, plus on élimine des individus dont les revenus sont volatiles et plus la variance est faible. or, avec un cylindrage continu par cohorte, la durée de cylindrage est égale à la durée d'observation et n'est donc pas la même pour toutes les cohortes. Ainsi, les cohortes observées sur des périodes courtes sont majoritaires aux bords de la fenêtre d'observation, tandis que les cohortes observées sur des périodes longues sont majoritaires au centre. Le mélange de ces cohortes crée par conséquent un profil en U dans les évolutions de la variance en coupe, même si le cylindrage affecte peu les évolutions pour une cohorte donnée.

Pour limiter ce problème, certains auteurs n'estiment leur modèle que sur les cohortes observées plus de 10 ans. Toutefois, la différence dans le niveau de variance en coupe entre une sélection sur 10 ans et une sélection sur 30 ans reste importante (graphique 4). En

14. Les différents moments sont calculés sur des populations différentes. Or les personnes ayant un revenu salarial deux années consécutives peuvent être différentes de celles ayant un revenu salarial une année donnée ou à dix années d'intervalle.

GRAPHIQUE 4 – Variance du revenu salarial (en log) selon la période de cylindrage pour la cohorte 1942



Source : panel DADS, hommes salariés du secteur privé né en 1942

Note de lecture : le trait plein noir représente la variance du revenu salarial en log pour les salariés n'ayant pas de revenu salarial nul entre 26 et 54 ans

outre, cette stratégie comporte une source de biais supplémentaire, car elle implique une structure d'âge modifiée aux bords de la fenêtre d'observation. Or la littérature montre (et nos résultats le confirment) que la volatilité des revenus évolue avec l'âge.

3.3.2 Proposition de cylindrage original

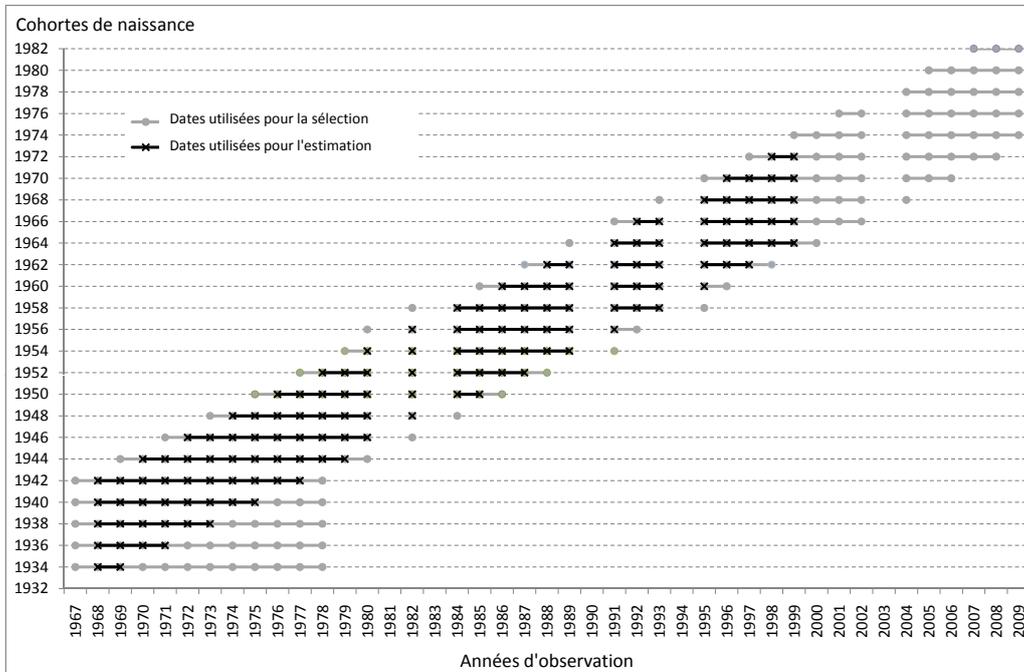
Notre stratégie consiste à harmoniser les durées des périodes de sélection pour toutes les cohortes, tout en conservant une structure par âge constante sur la période d'estimation. En travaillant sur des tranches d'âge de 10 ans, la durée de la période d'observation est plafonnée pour toutes les cohortes. Il nous reste à traiter le problème de la structure par âge aux bords de la fenêtre d'observation. Pour conserver les cohortes pour lesquelles le recoupement entre la fenêtre d'âge (25-55 ans) et la fenêtre d'observation est trop court, nous décalons la période de cylindrage vers les années ultérieures au bord gauche de la fenêtre d'observation et vers les années antérieures au bord droit de la fenêtre d'observation (schéma du graphique 5). La durée de cylindrage reste identique pour toutes les cohortes¹⁵ mais ne correspond pas nécessairement aux mêmes âges.

En dépit du décalage de la période de cylindrage, nous souhaitons qu'elle reste incluse dans la fenêtre d'âge de 25 à 55 ans pour toutes les cohortes. En effet, les comportements de non-participation sont plus fréquents en dehors de cette tranche d'âge, ce qui pourrait

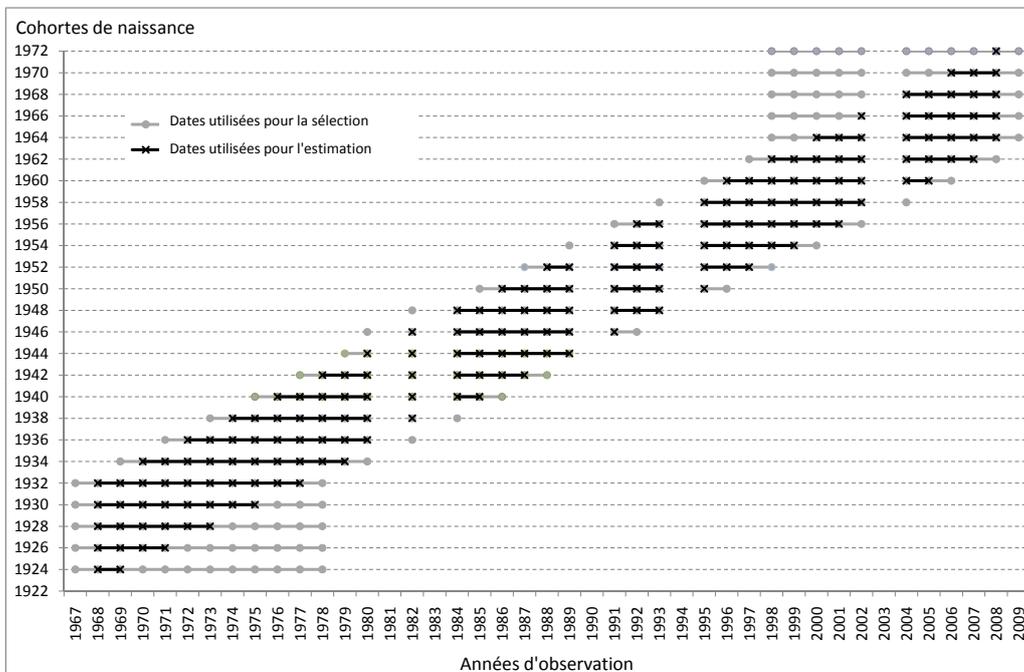
15. La présence de trous du panel fait qu'en réalité, la durée de cylindrage varie entre 10 et 12 ans selon les cohortes.

GRAPHIQUE 5 – Schéma de la stratégie de cylindrage

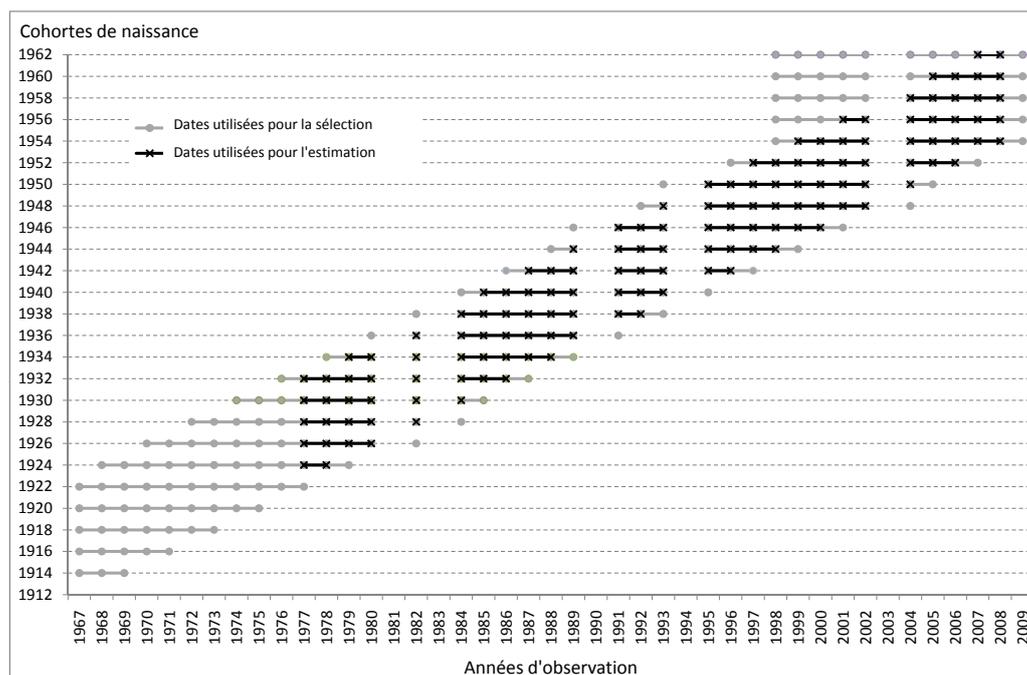
Note de lecture : seules les cohortes nées les années paires sont observées. Pour l'estimation sur la tranche d'âge 26-35 ans (graphique (a)) et pour la cohorte née en 1934, les individus ne sont conservés dans l'échantillon d'estimation qu'à condition d'avoir un revenu chaque année entre 1967 et 1978. Toutefois, seules les années 1968 et 1969 sont utilisées pour l'estimation.



(a) 26 35 ans



(b) 36 45 ans



(c) 45-54 ans

modifier la nature de la sélection. De ce fait, nous devons restreindre la période d'étude à 1968-1999 pour la tranche d'âge des 26-35 ans, et à 1977-2008 pour la tranche d'âge des 45-54 ans.

Par ailleurs, les années correspondant au début et à la fin des périodes de sélection peuvent être des années d'entrée ou de sortie de l'emploi salarié privé, pour lesquelles les revenus des individus ne correspondent pas nécessairement à des années pleines. Pour éviter que de tels phénomènes ne se confondent avec une hausse de volatilité, nous n'utilisons pas ces années pour l'estimation du modèle¹⁶. La période d'estimation est de ce fait réduite à 1968-2008 alors que nous disposons des données de 1967 à 2009.

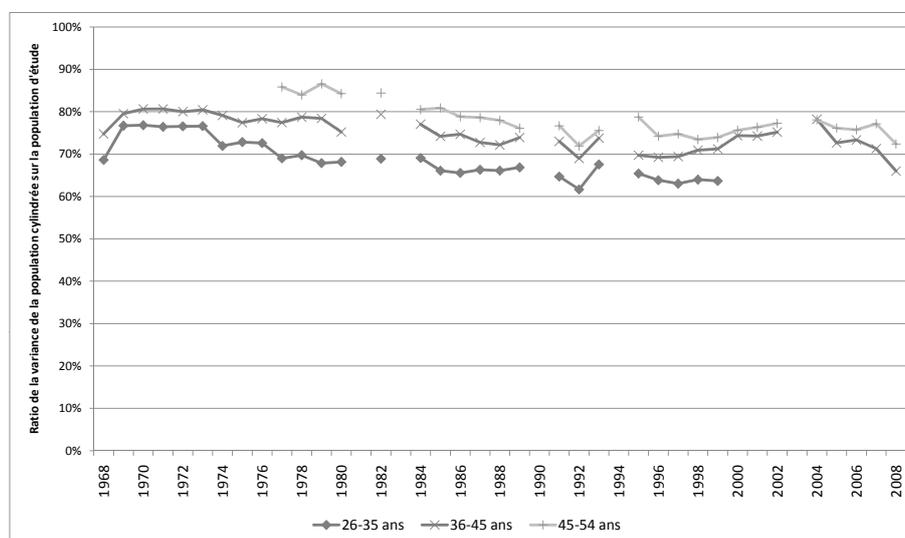
3.3.3 Application à nos données

Le graphique 4 montre que l'âge correspondant à la période de sélection a beaucoup moins d'impact sur la dispersion des revenus que la longueur de la période de sélection, donc le léger décalage de la période de sélection pour certaines cohortes ne devrait pas introduire de biais sensible. De fait, le niveau de variance est affecté par le cylindrage de façon relativement constante aux différentes dates de notre fenêtre d'estimation, avec une perte d'environ un quart (graphique 6).

En dépit de l'impact important du cylindrage sur le niveau de la variance intra-cohorte,

16. Lorsque les bords de la période de cylindrage tombent sur un trou du panel, on l'étend à l'année suivante pour éviter une perturbation des profils de variance par les entrées-sorties en cours d'année.

GRAPHIQUE 6 – Rapport de la variance du revenu salarial (en log) de la population cylindrée sur la population d'étude



Source : panel DADS, hommes salariés du secteur privé de 26 à 54 ans.

les évolutions de celle-ci sont peu affectées (graphique 4 pour la cohorte 1942). Ce résultat est aussi valable dans l'ensemble pour les cohortes utilisées dans l'estimation de notre modèle : la corrélation entre la série temporelle des variances sur données cylindrées et la série des variances sur données non cylindrées avoisine en moyenne les 80 % (tableau 2). Ce résultat suggère que les évolutions de la volatilité estimées sur données cylindrées restent représentatives de celles de la population d'étude.

TABLEAU 2 – Corrélation temporelle des variances de revenu salarial (en log) de la population d'étude et de la population cylindrée

Cohortes de naissance	Coefficients de corrélation		
	sur 25-36 ans	sur 36-45 ans	sur 45-54 ans
1930		85 %	86 %
1932		71 %	97 %
1934		96 %	92 %
1936		76 %	93 %
1938	40 %	94 %	50 %
1940	80 %	92 %	86 %
1942	68 %	97 %	70 %
1944	76 %	96 %	88 %
1946	84 %	93 %	84 %
1948	87 %	82 %	66 %
1950	96 %	19 %	94 %
1952	96 %	38 %	91 %
1954	94 %	72 %	73 %
1956	93 %	51 %	79 %
1958	59 %	75 %	
1960	48 %	87 %	
1962	82 %	78 %	
1964	80 %	83 %	
moyenne	77 %	77 %	82 %

Source : panel DADS, hommes salariés du secteur privé

Note : Les cohortes utilisées pour l'estimation du modèle sont présentées dès lors que le nombre d'années d'observation est supérieur ou égal à 8.

4 Résultats sur la volatilité du revenu salarial

Dans cette partie, nous présentons les résultats de notre modèle central des trajectoires de revenu salarial. Nous commentons les différences entre tranches d'âge, puis les évolutions de la volatilité et des inégalités, et enfin leurs contributions à la variance des revenus en coupe. Des résultats complémentaires sont proposés pour une décomposition des revenus entre salaires journaliers et nombres de jours travaillés. Nous terminons par une mise en perspective de la volatilité macroéconomique des revenus.

4.1 Résultats moyens par tranches d'âge

Le paramètre de variance des chocs transitoire (λ^2) renseigne sur l'exposition moyenne aux risques, qui découle aussi bien de la fréquence que de l'ampleur des chocs. On constate que les 26-35 ans sont plus exposés que les tranches d'âge supérieures : la variance des chocs sur le logarithme des revenus est en moyenne de 0,12 sur leur tranche d'âge, contre 0,09 sur les autres tranches (tableau 3). Ce résultat concorde avec les résultats de [Fondeur et Mini \(2004\)](#), qui trouvent que le taux d'emploi des moins de 30 ans sur-réagit à la conjoncture et que la part de l'emploi stable baisse avec l'année d'entrée sur le marché du travail dans les années 1980 et 1990. [Barge et Payen \(1982\)](#) ont estimé un modèle très similaire au nôtre sur la période 1970-1975 sur données françaises et trouvent que la volatilité est décroissante avec l'âge jusqu'à 50 ans environ.

Si l'ampleur des chocs transitoires diminue avec l'âge, leur persistance augmente. Au vu des valeurs estimées pour les paramètres de forme de l'ARMA (ρ et θ) il faut respectivement un, deux et quatre ans pour qu'un choc transitoire s'estompe aux trois quarts, par ordre croissant des tranches d'âge. Cette persistance accrue explique que la part de la volatilité dans la variance en coupe est légèrement plus élevée pour la dernière tranche d'âge que pour la tranche d'âge intermédiaire, en dépit d'une variance des chocs légèrement inférieure (voir la décomposition de la variance en section 4.3).

Notre modèle renseigne non seulement sur la volatilité des revenus, mais aussi sur la formation des inégalités permanentes au cours de la carrière. L'hétérogénéité des taux de croissance des revenus entre individus (paramètre σ_b^2 ¹⁷) est significative sur les deux premières tranches d'âge, et plus particulièrement sur la première. La corrélation négative entre l'hétérogénéité en niveau et l'hétérogénéité en évolution (paramètre ρ_{ab}) traduit le fait que les individus qui commencent leur carrière avec des revenus faibles tendent à avoir une progression plus rapide. Ce phénomène entraîne un profil de variance en U sur la première tranche d'âge (voir graphique 10 pour une illustration sur la cohorte 1942). Sur la

17. Pour comparer l'hétérogénéité des taux de croissance entre les tranches d'âge, il est préférable de se référer au produit de σ_b^2 par la moyenne de α_t^2 , comme présenté dans le tableau 3. En effet, la normalisation retenue pour identifier les paramètres ($\sigma_a^2 = 1$) n'est pas comparable entre les tranches d'âge puisque l'hétérogénéité en niveau incorpore l'accumulation des taux de croissance hétérogènes sur les périodes antérieures à la tranche d'âge.

TABLEAU 3 – Paramètres estimés

Tranche d'âge	26 35 ans	36 45 ans	45 54 ans
Terme de croissance hétérogène			
$\sigma_a^2 * \alpha^2$ moyen	0,175*** (0,005)	0,226*** (0,005)	0,238*** (0,01)
$\sigma_b^2 * \alpha^2$ moyen	0,0014*** (0,0001)	0,0006*** (0,0001)	$1,1 \cdot 10^{-13}$ ($1,4 \cdot 10^{-4}$)
ρ_{ab}	-0,373*** (0,032)	-0,020 (0,045)	$1,3 \cdot 10^4$ ($7,9 \cdot 10^{12}$)
Terme de volatilité (ARMA)			
λ^2 moyen	0,123*** (0,002)	0,095*** (0,001)	0,089*** (0,00)
ρ	0,382*** (0,041)	0,528*** (0,041)	0,827*** (0,03)
θ	-0,134*** (0,034)	-0,240*** (0,032)	-0,424*** (0,02)

Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

Note de lecture : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%. Les paramètres de variance de l'effet individuel sont présentés multipliés par α^2 moyen pour être comparables par tranche d'âge.

deuxième tranche d'âge, la corrélation entre les deux paramètres d'hétérogénéité est non significative, et les inégalités se creusent progressivement. Enfin, l'absence de croissance hétérogène sur la dernière tranche d'âge implique une stabilisation des inégalités en fin de carrière.

4.2 Évolutions temporelles

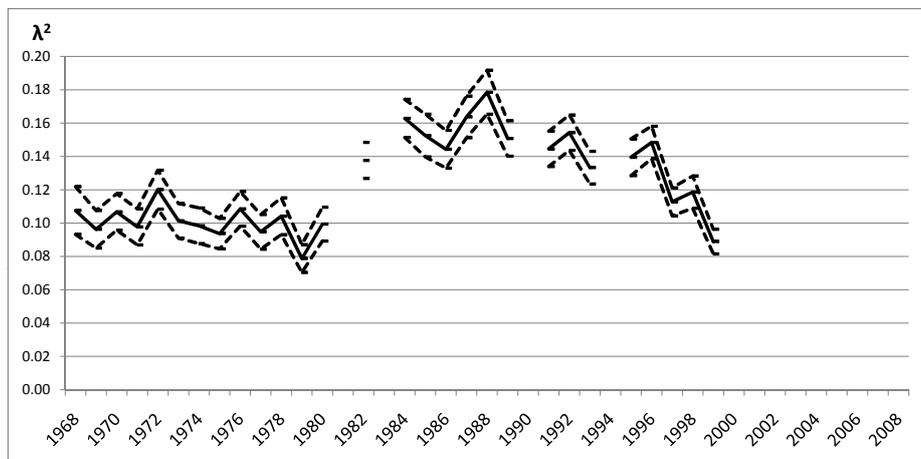
La volatilité des revenus (mesurée par le paramètre λ_t) a connu des évolutions mouvementées au cours de notre période d'étude (graphique 7). Stable au cours des années 1970, elle marque une forte hausse dans les années 1980, puis une baisse dans les années 1990, avant de se stabiliser à un faible niveau dans les années 2000. Ces grandes lignes s'appliquent aux trois tranches d'âge, avec toutefois des évolutions d'autant plus lentes et moins marquées que l'âge augmente.

Si la montée de la volatilité dans les années 1980 coïncide avec celle du chômage, du temps partiel et des contrats instables (CDD, intérim), la baisse des années 1990 est plus difficile à interpréter. Pour éclairer ce résultat, une piste intéressante pour de futurs travaux serait d'explorer l'hétérogénéité de la volatilité selon les caractéristiques individuelles telles que la qualification car celle-ci a beaucoup augmenté sur la période en parallèle de l'allongement de la durée d'études. D'autres auteurs obtiennent une baisse de la volatilité des revenus dans les années 1990 à l'étranger. Aux États-Unis, [DeBacker, Heim, Panousi, et Vidangos \(2011\)](#) trouvent une légère baisse dans les années 90, puis une remontée au début des années 2000. [Sologon \(2009\)](#) trouve une baisse de la volatilité des revenus au Luxembourg entre 1994 et 2004.

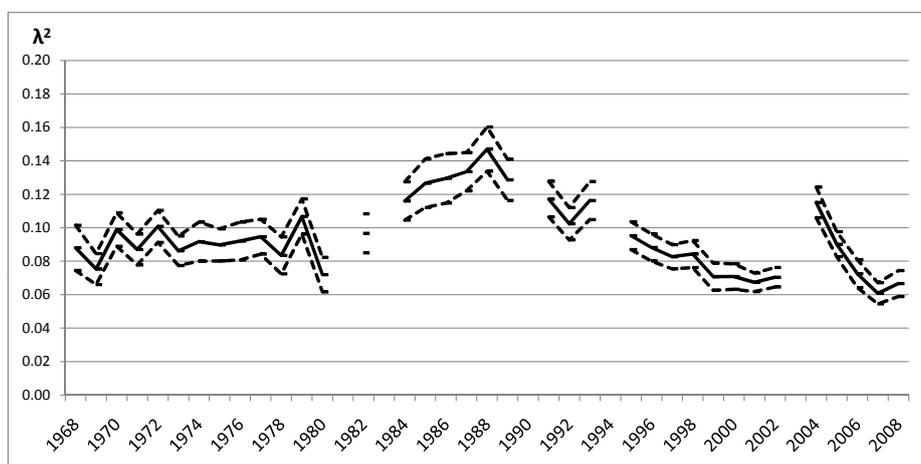
Sur notre période d'étude, les inégalités durables de revenus (mesurées par les paramètres α_t) ont connu des évolutions moins marquées que celles de la volatilité, et plus différenciées selon les tranches d'âge (graphiques 8). La première tranche d'âge a les évolutions les plus marquées avec une baisse des inégalités de 1968 jusqu'au milieu des années 1980, puis une augmentation jusqu'au milieu des années 1990. La tranche d'âge intermédiaire ne connaît pas d'évolutions significatives, tandis que les inégalités reculent pour les 45-54 ans depuis les années 90.

La démocratisation massive des diplômes au cours de la période d'étude aurait pu laisser attendre des évolutions plus marquées des inégalités, mais le phénomène a un impact ambigu sur celles-ci. Les individus les plus diplômés ont des revenus plus élevés et plus dispersés que la moyenne, de sorte que l'augmentation de la proportion de diplômés devrait accroître les inégalités de revenus. Cependant, les écarts de rémunération entre niveaux de diplômes se sont réduits dans le même temps ([Gurgand et Maurin, 2006](#)), ainsi que plus récemment les écarts de rémunération internes aux catégories ([Charnoz, Coudin, et Gaini, 2011](#)). Les deux effets peuvent donc se compenser.

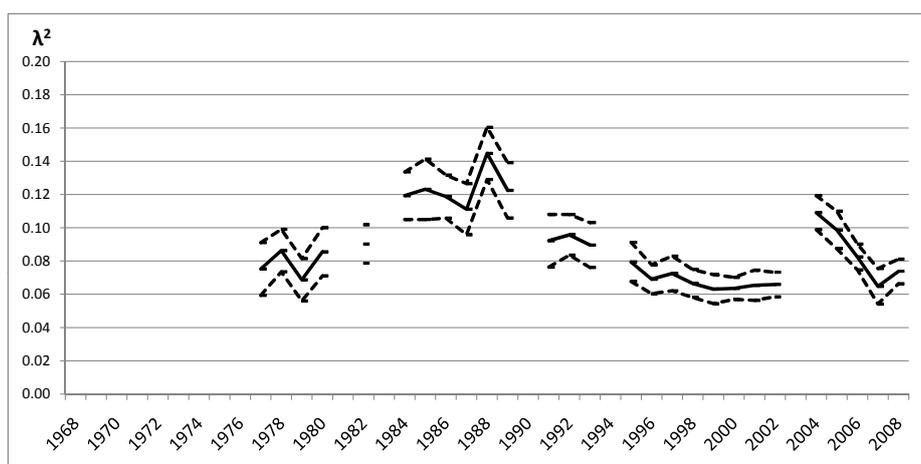
GRAPHIQUE 7 – Évolution de la variance des chocs de revenu transitoires



(a) Tranche d'âge 26-35 ans



(b) Tranche d'âge 36-45 ans



(c) Tranche d'âge 45-54 ans

Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

Note de lecture : les années 2004 et 2005 ont pu être affectées par un problème de données sur les intérimaires, aussi ne commentons-nous pas le pic de volatilité correspondant.

Les résultats obtenus à l'étranger aux États-Unis, Canada et Luxembourg vont dans le sens d'une hausse ou d'une stabilisation des inégalités durables de revenus (voir tableau 1). Le résultat d'une légère baisse sur la période récente pour la tranche d'âge supérieure semble donc spécifique à la France, et provient d'une convergence des salaires journaliers (voir section 4.4).

Nos résultats sur les évolutions des inégalités sont fondés sur une décomposition de la variance du logarithme des revenus, qui n'est qu'un indicateur d'inégalités en coupe parmi d'autres. La comparaison avec d'autres indicateurs tels que l'indice de Gini ou le rapport D9/D1 montre que notre mesure des inégalités accorde un poids relativement important aux queues de distribution et que d'autres indicateurs ont des évolutions moins marquées sur notre période d'étude (voir annexe B). Un test de robustesse a été pratiqué en supprimant le premier et dernier centile de revenu salarial de chaque année, qui montre des résultats malgré tout similaires¹⁸. Les phénomènes analysés dans cette étude ne sont donc pas massivement concentrés sur les centiles extrêmes de la distribution des revenus.

4.3 Décomposition de la variance

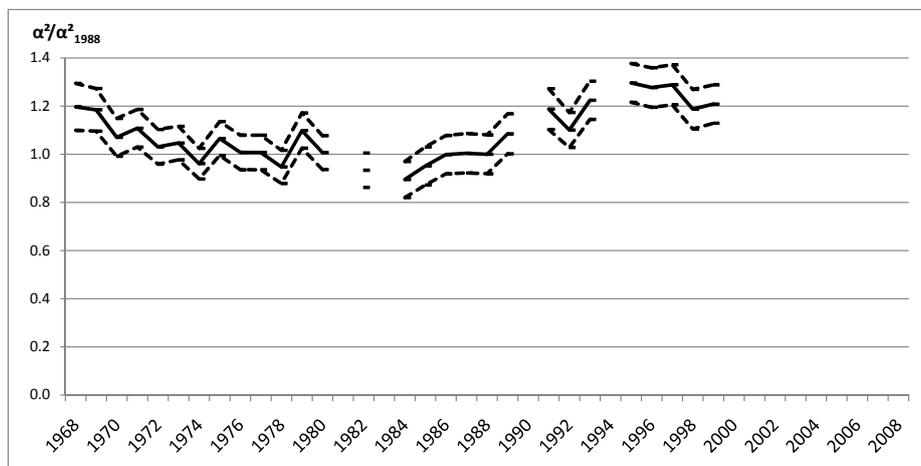
Notre modèle reproduit fidèlement la variance des revenus en coupe et ses évolutions pour chacune des tranches d'âge étudiées (graphique 9). La contribution de la variance inter-cohortes, pour laquelle le modèle ne fournit pas d'interprétation, est minimale (moins de 1 % de la variance en moyenne). La somme des composantes estimées pour le terme d'inégalité et le terme de volatilité reconstitue correctement la variance intra-cohorte.

La volatilité s'avère être un phénomène important, qui contribue à hauteur d'environ 0,1 à la variance du logarithme des revenus, en moyenne sur la période étudiée et sur les tranches d'âge. La volatilité est ainsi à l'origine de 44 % des inégalités de revenu salarial en coupe, en moyenne sur la période d'étude, pour la tranche d'âge 26-35 ans. Cette proportion est plus faible pour les tranches d'âge supérieures (respectivement 30 et 34 % sur les tranches d'âge 36-45 ans et 45-54 ans). Le niveau de contribution de la volatilité à la variance du logarithme des revenus est sensible à la sélection des individus, et dans une moindre mesure au modèle retenu, mais la part de la volatilité dans les inégalités en coupe reste comprise entre un quart et la moitié (voir partie 5).

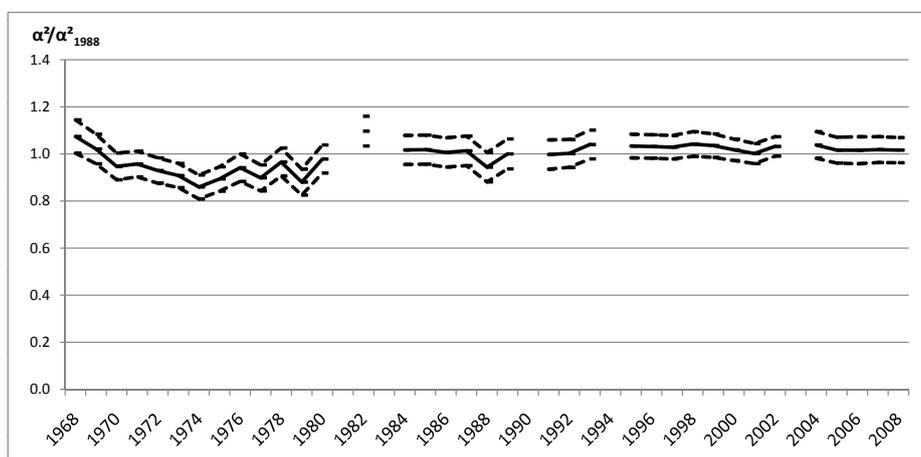
La part de la volatilité dans la variance des revenus progresse dans les années 80, avant de reculer dans les années 90. Elle est relativement stable le reste du temps. En particulier, elle ne baisse pas dans les années 70 en dépit du recul de la mobilité salariale observé par Buchinsky, Fougère, et Kramarz (1998) sur cette période. Cette baisse de mobilité pourrait découler d'évolutions dans la dispersion des taux de croissance individuels (σ_b), non

18. Les résultats sont disponibles sur demande

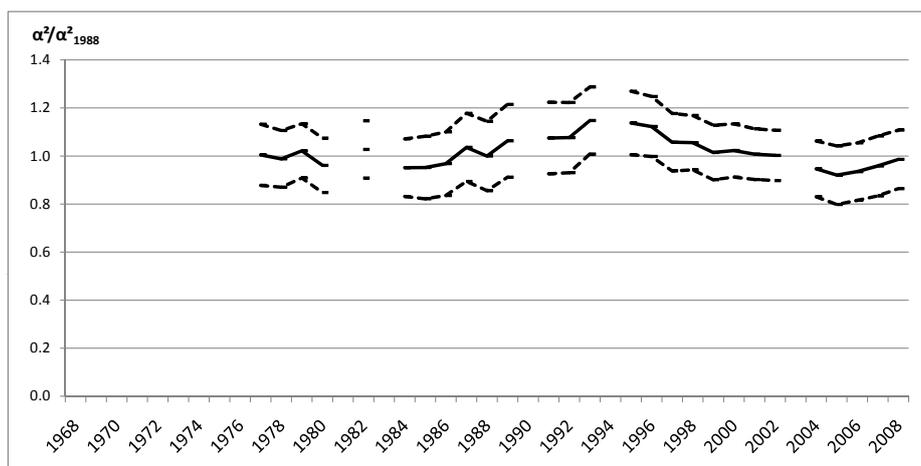
GRAPHIQUE 8 – Évolution du paramètre d'inégalité permanente



(a) Tranche d'âge 26-35 ans



(b) Tranche d'âge 36-45 ans

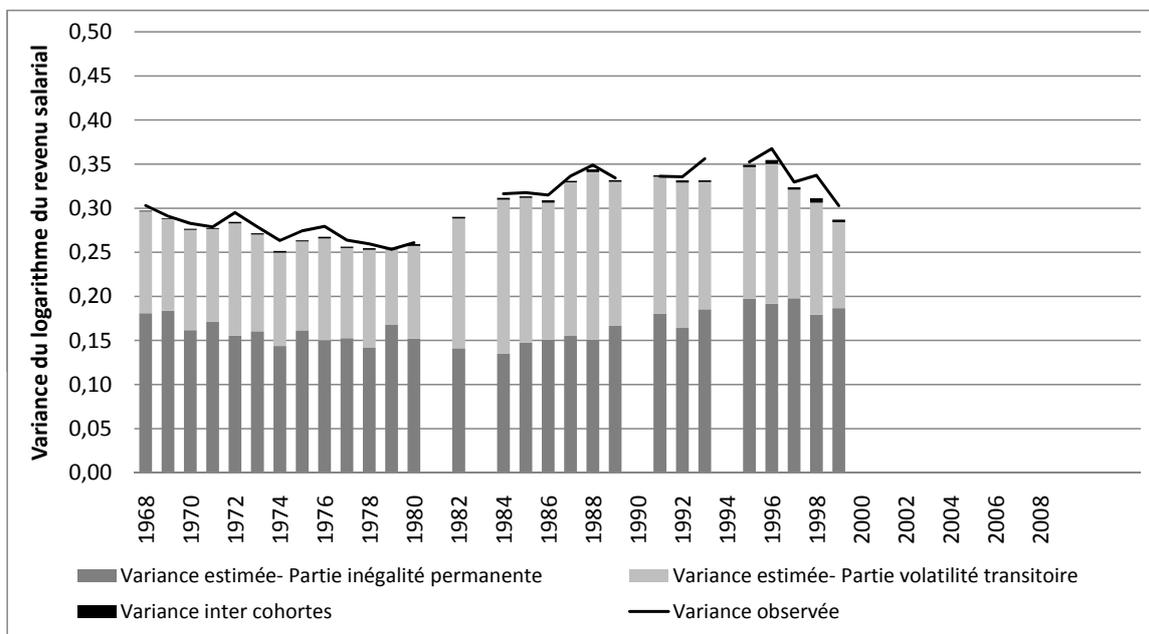


(c) Tranche d'âge 45-54 ans

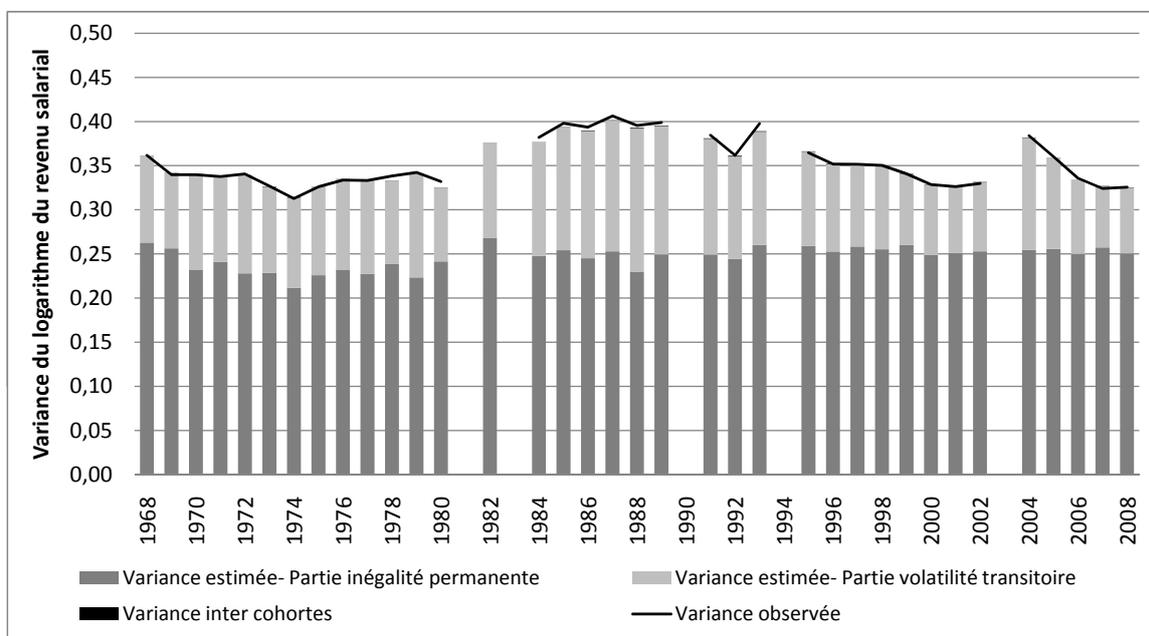
Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

Note de lecture : Le paramètre α est normalisé à 1 en 1988 car son niveau ne peut pas s'étudier ou se comparer par tranche d'âge indépendamment des autres paramètres d'hétérogénéité individuelle.

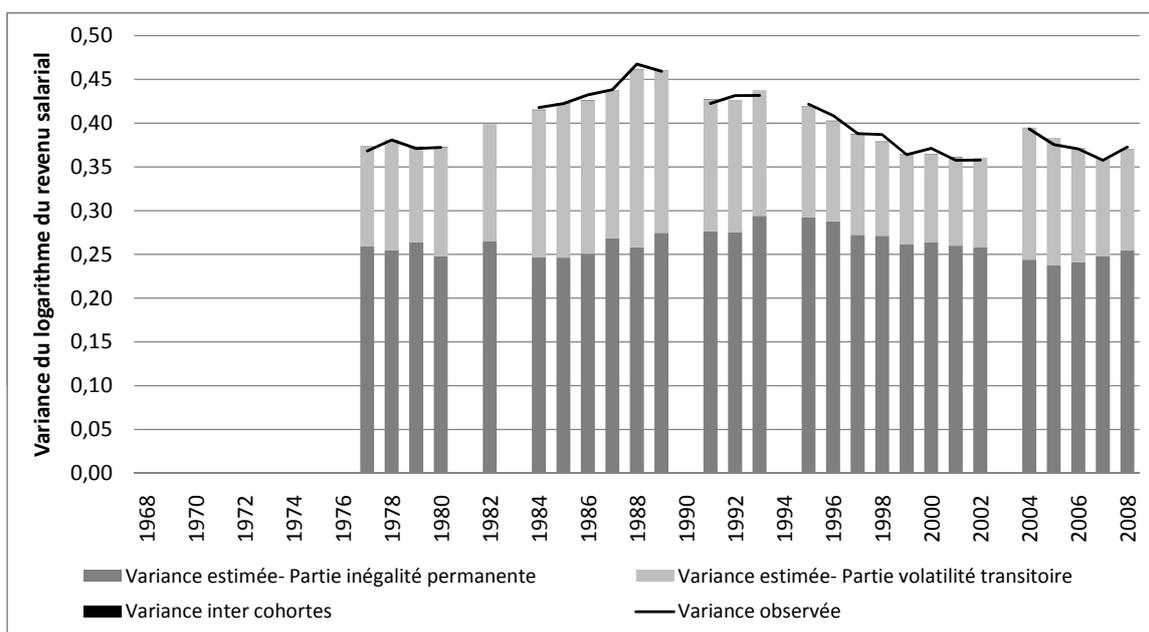
GRAPHIQUE 9 – Décomposition annuelle par tranche d'âge de la variance du revenu salarial (en log)



(a) 26-35 ans



(b) 36-45 ans



(c) 45-54 ans

Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

Note de lecture : les années 2004 et 2005 ont pu être affectées par un problème de données sur les intérimaires, aussi ne commentons-nous pas le pic de volatilité correspondant.

prises en compte dans notre modèle. Elle pourrait également provenir de la différence de champ, [Buchinsky, Fougère, et Kramarz \(1998\)](#) ne portant que sur les salariés à temps plein.

Les travaux similaires conduits aux États-Unis conduisent à des ordres de grandeur supérieurs pour la volatilité. Contrairement à la France, la contribution de la volatilité à la variance du logarithme des revenus y est en hausse sur longue période. Elle atteint 0,20 sur un total de 0,33 en 1991 pour [Moffitt et Gottschalk \(2002\)](#), 0,19 sur 0,50 en 1991 pour [Haider \(2001\)](#) et 0,17 sur 0,38 en 2004 pour [Moffitt et Gottschalk \(2011\)](#). [Baker et Solon \(2003\)](#) obtiennent des résultats plus proches des nôtres pour le Canada, avec une contribution de 0,14 sur 0,38 en 1992.

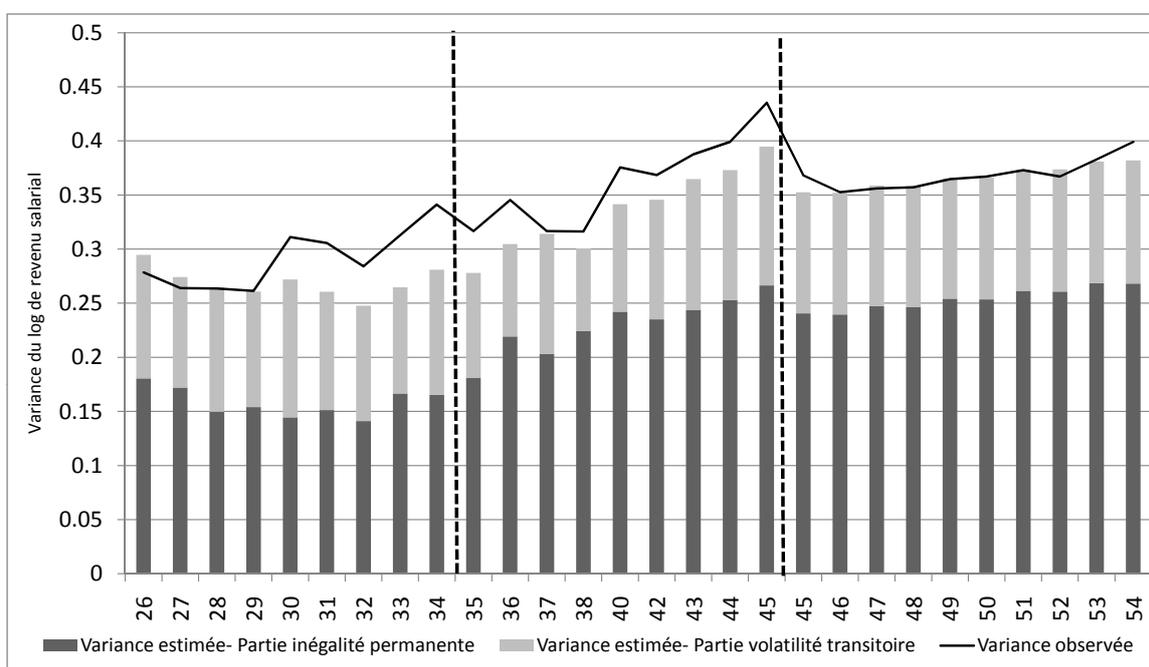
Une contribution de l'ordre de 0,1 correspond à un aléa dont l'écart-type atteint 30 % des revenus en moyenne. Si la distributions des aléas suivait une loi normale, l'intervalle de confiance à 95 % sur les revenus serait de l'ordre de plus ou moins 60 %, ce qui est considérable pour une population d'hommes attachés au marché du travail salarié privé. [Bonhomme et Robin \(2009\)](#) montre cependant que ce résultat est influencé par des valeurs extrêmes car la distribution de la composante transitoire est étalée à droite (leptokurtique). [Jensen et Shore \(2009\)](#) mettent également en évidence que la volatilité affecte très inégalement les individus. Selon leurs résultats, la variance moyenne des chocs transitoires est huit fois supérieure à leur variance médiane aux États-Unis en 2004.

La concaténation des modèles estimés sur nos trois tranches d'âge permet de reconstituer des carrières complètes pour les cohortes observées à chaque âge. Cette reconstitution n'est toutefois pas entièrement cohérente puisque la population d'étude diffère entre les tranches d'âge (voir section 3.2). Pour la cohorte de naissance en 1942, on observe ainsi que la variance en coupe à 45 ans modélisée sur la tranche d'âge intermédiaire est différente de celle qui est modélisée sur la tranche d'âge supérieure. Les contributions estimées marquent également une rupture entre les deux modèles, qui peut certes provenir de la différence de population d'étude, mais aussi d'une spécification trop simple du modèle. Des spécifications enrichies sont testées en section 5.2.

4.4 Salaire journalier et durée

Le logarithme des revenus salariaux se décompose entre celui des salaires journaliers et celui du nombre de jours travaillés. Nous avons appliqué notre méthode de décomposition de la variance en coupe entre inégalités et volatilité à chacun de ces deux termes (résultats détaillés en annexe D). L'addition des modèles estimés sur les salaires journaliers et les durées d'emploi ne reconstitue pas le modèle estimé pour les revenus salariaux. Cependant, la somme des contributions des inégalités est de l'ordre de grandeur de la contribution estimée pour les revenus salariaux, et il en est de même pour les contributions de la volatilité. On

GRAPHIQUE 10 – Décomposition de la variance du revenu salarial (en log) pour la cohorte 1942 selon les tranches d'âge utilisées pour l'estimation : 26-35 ans, 36-45 ans et 45-54 ans



Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans nés en 1942.

Note de lecture : le graphique regroupe les résultats des trois estimations (une par tranche d'âge) pour la cohorte 1942. Les lignes verticales pointillées marquent le passage à une population et une estimation différentes. L'âge de 45 ans est représenté deux fois car il est estimé dans le modèle 36-45 ans et dans le modèle 45-54 ans.

peut ainsi conclure que la volatilité des revenus salariaux provient en proportions presque équivalentes des salaires journaliers et des durées d'emploi, tandis que les inégalités proviennent presque exclusivement des salaires journaliers.

La volatilité des revenus contribue ainsi à hauteur de respectivement 0,07, 0,05 et 0,10 à la variance du logarithme des salaires journaliers pour les tranches d'âge 26-35, 36-45 et 45-54 ans, soit une proportion comprise entre 20 et 30 %. Ces ordres de grandeur sont proches de ceux obtenus par [Bonhomme et Robin \(2009\)](#) pour des données françaises de salaires mensuels : une contribution comprise entre 0,05 et 0,06, qui représente un peu moins du tiers de la variance.

La dispersion des durées d'emploi est relativement stable sur la période d'étude, tout comme la contribution de la volatilité en son sein. Les évolutions temporelles observées sur les revenus salariaux proviennent donc des salaires journaliers. En particulier, ils sont à l'origine de la baisse de volatilité des années 1990.

4.5 Volatilité macroéconomique et volatilité microéconomique

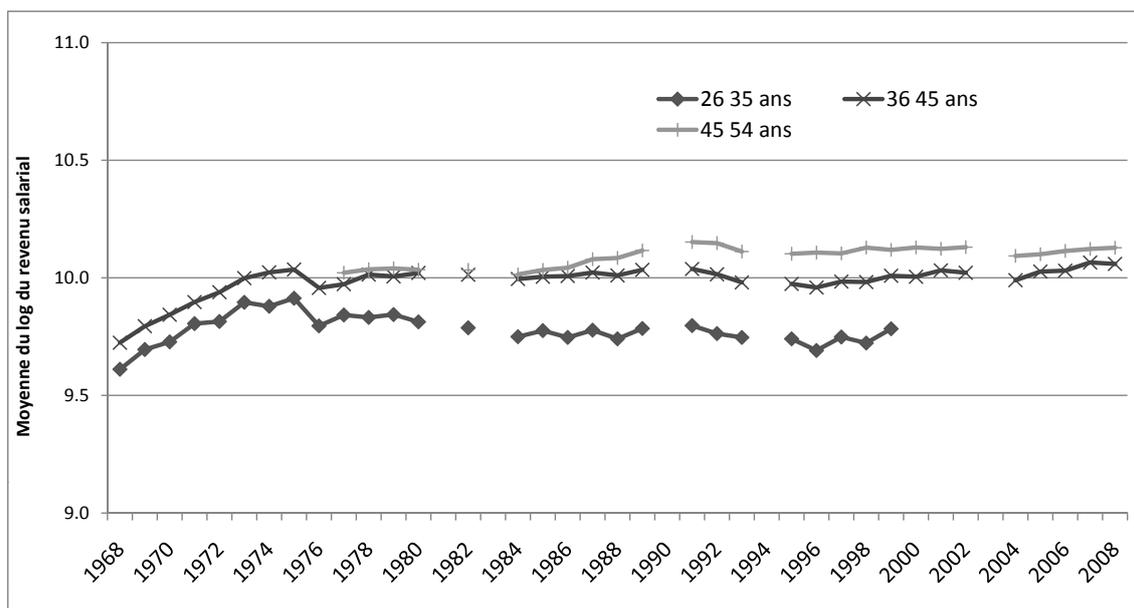
Une vaste littérature existe sur la volatilité macroéconomique : ses déterminants ([Razin et Rose, 1994](#), [Karras et Song, 1996](#), [Buch, Doepke, et Pierdzioch, 2005](#), [Jaimovich et Siu, 2008](#)), son lien avec la croissance potentielle ([Kneller et Young, 2001](#)), son impact négatif sur le bien être ([Kneller et Young, 2001](#)), etc. Ces articles se concentrent sur les fluctuations conjoncturelles du PIB ou d'autres grandeurs économiques autour de leur niveau structurel (décomposition cycle-tendance). Les politiques de stabilisation (à la fois budgétaire et monétaire) ont pour but de réduire cette volatilité macroéconomique.

Notre modèle explique bien les disparités de revenus salariaux entre individus mais ne dit rien sur le niveau moyen des revenus salariaux représentés par le terme f_{ct} . Notre mesure de la volatilité (paramètres λ_t) ne prend pas en compte la volatilité macroéconomique des revenus salariaux moyens. Cependant les fluctuations du revenu salarial moyen sont relativement faibles (figure 11)¹⁹.

Une mesure possible de la volatilité macroéconomique est l'écart-type de la série corrigée de sa tendance temporelle ([Razin et Rose, 1994](#), [Karras et Song, 1996](#), [Buch, Doepke, et Pierdzioch, 2005](#), [Jaimovich et Siu, 2008](#)). Cette tendance temporelle peut être obtenue par exemple en lissant la série avec un filtre de Hodrick-Prescott. Comme dans toute décomposition cycle-tendance, la série corrigée de la tendance doit être stationnaire, contrairement à la série non corrigée. Ainsi, les deux séries (cycle et tendance) ne peuvent pas être cor-

19. La stagnation du revenu salarial annuel réel depuis 1978 a été montrée par [Aeberhardt, Pouget, et Skalitz \(2007\)](#) : l'augmentation du temps partiel et la diminution du nombre de jours travaillés dans l'année contrebalance les augmentations du salaire horaire.

GRAPHIQUE 11 – Moyenne du log du revenu salarial pour les tranches d'âge étudiées



Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

réelées et la variance de la série corrigée est égale à la somme des variances de la tendance et du cycle.

La variance inter-annuelle des revenus salariaux moyens peut donc être vue comme un majorant de la volatilité macroéconomique des revenus salariaux. Elle vaut respectivement 0,004, 0,005 et 0,002 pour les tranches d'âge 26-35, 36-45 et 45-54 ans sur les périodes étudiées. À titre de comparaison, la contribution de la volatilité individuelle à la variance des revenus salariaux est d'environ 0,1 pour chaque tranche d'âge (graphique 9). En termes d'écart-type, les chocs individuels sont donc près de cinq fois supérieurs aux chocs macroéconomiques.

Par ailleurs, nos résultats ne montrent pas de lien clair entre volatilité individuelle et conjoncture : les crises de 1976 et 1993 ne coïncident pas avec des périodes de volatilité individuelle élevée (graphique 7). Combiné avec le fait que la volatilité macroéconomique des revenus salariaux est faible, cela suggère que la stabilisation macroéconomique n'est pas un bon indicateur de la stabilisation des revenus salariaux individuels. Ce constat général ne s'applique cependant pas nécessairement à toutes les populations, certaines étant plus exposées au chômage conjoncturel que d'autres.

5 Résultats méthodologiques : sensibilité au cylindrage et à la spécification

Dans cette partie, nous présentons les résultats obtenus pour différentes variantes. Nous montrons que ceux-ci sont relativement plus sensibles aux effets de sélection qu'aux choix de modélisation. Par ailleurs, les évolutions sont plus robustes que les niveaux.

5.1 Sensibilité des résultats à la méthode de cylindrage

Dans cette étude, nous avons porté un soin tout particulier à définir la population d'étude (voir section 3.2) et à proposer une stratégie de cylindrage des observations qui n'introduise pas de biais de sélection pour l'étude des évolutions de la volatilité des revenus (voir section 3.3). Pour vérifier l'intérêt de notre méthode de cylindrage par tranches d'âge, nous comparons ses résultats à ceux obtenus avec deux méthodes alternatives utilisées dans la littérature.

La première méthode de comparaison est celle de [Moffitt et Gottschalk \(2002, 2011\)](#), qui ne pratiquent aucun cylindrage des données. Chaque moment empirique est calculé en utilisant l'ensemble des individus disponibles, sans garantie de cohérence de la matrice de variance-covariance des revenus intra-cohorte. L'autre méthode de comparaison est utilisée par [Haider \(2001\)](#), [Baker et Solon \(2003\)](#) et [Meghir et Pistaferri \(2004\)](#), et consiste à cylindrer les données sur les carrières complètes. Comme le proposent [Baker et Solon \(2003\)](#), seules les cohortes observées au moins 10 ans sont prises en compte dans les estimations.

La différence la plus flagrante entre les trois méthodes de cylindrage réside dans le niveau des contributions à la variance en coupe. Comme illustré au graphique 4, la dispersion des revenus en coupe est d'autant plus élevée que le cylindrage est absent ou effectué sur une courte période. Ce surcroît de variance résulte à la fois d'une volatilité plus grande (graphique 12) et d'inégalités plus importantes (graphique 13). Mais la part de la volatilité tend globalement à être plus importante quand les données sont moins cylindrées (tableau 4).

Ces résultats montrent que la mesure de la volatilité en niveau est très sensible à la sélection de population pratiquée et qu'il est important de bien caractériser la population étudiée. Un travail sur données non cylindrées peut se justifier dans le cas de [Moffitt et Gottschalk \(2002, 2011\)](#), qui travaillent sur l'ensemble des revenus d'activité. Dans notre cas, seuls les revenus salariaux du secteur privé sont connus, et il n'y aurait pas beaucoup de sens à traiter de la même manière des individus réalisant toute leur carrière dans ce secteur et des individus n'y intervenant que ponctuellement.

De plus, les évolutions diffèrent selon la méthode de cylindrage : le cylindrage sur car-

TABLEAU 4 – Part de la volatilité dans la variance en coupe selon le cylindrage

Tranche d'âge	Période d'observation	Méthode de cylindrage		
		carrière complète	tranche d'âge	aucun
Pourcentage moyen sur la période d'observation				
26-35 ans	1968-1999	40,7	45,8	47,5
36-45 ans	1968-2008	28,3	31,6	34,6
45-54 ans	1977-2008	26,1	34,2	30,5

rière complète crée des effets de bord sur la fenêtre d'observation du fait que les cohortes présentes au milieu sont cylindrées sur des durées plus longues que les cohortes présentes aux bords. Ce phénomène est particulièrement visible sur la tranche d'âge intermédiaire, aussi bien sur la contribution de la volatilité (graphique 12 (b)) que sur celle des inégalités (graphique 13 (b)). Cette méthode de cylindrage conduit donc à des diagnostics erronés en évolution. Les évolutions de la volatilité et des inégalités sont plus similaires si on compare nos résultats à ceux obtenus sur données non cylindrées.

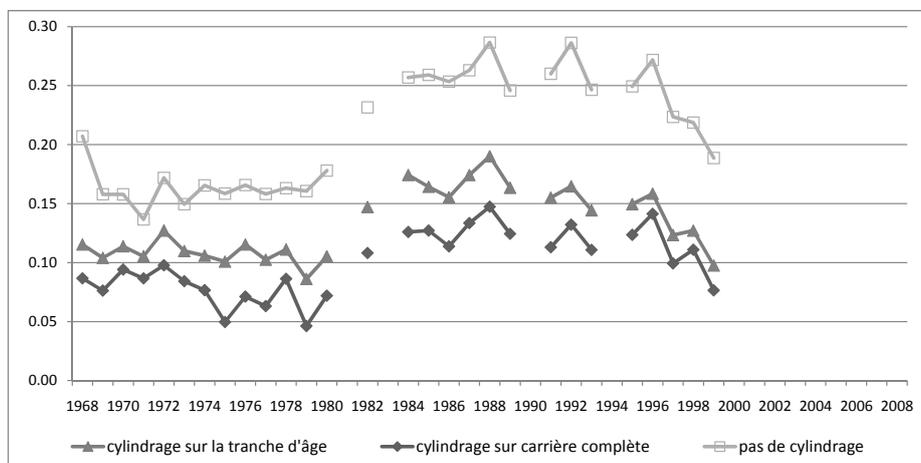
5.2 Sensibilité des résultats à la spécification

La littérature internationale sur la mesure de la volatilité des revenus par modélisation des trajectoires montre qu'un terme d'hétérogénéité individuelle avec niveaux et taux de croissance des revenus hétérogènes peut être insuffisant pour modéliser les revenus permanents des individus (voir section 2.2). Ces derniers peuvent être affectés par des chocs à effets permanents qui les font dévier de leur trajectoire de revenu. Pour en rendre compte, notre modèle peut être augmenté d'une marche aléatoire (en conservant ou non le terme de croissance hétérogène). La distinction entre une hétérogénéité individuelle des taux de croissance et une accumulation de chocs à effet permanent faisant diverger les trajectoires des individus est identifiable à partir de la forme (linéaire ou quadratique) des profils de variance intra-cohorte dans le temps (voir annexe A.6).

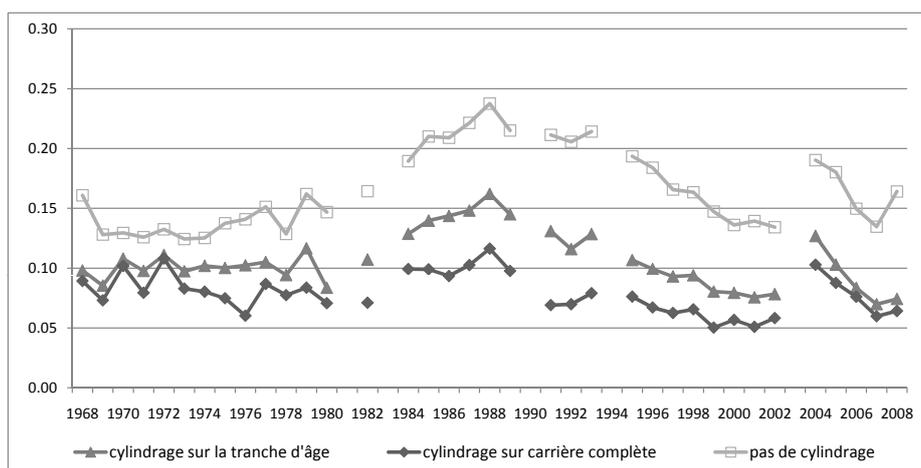
Cette littérature intègre les chocs à effet permanent dans la composante permanente des revenus, par opposition à la composante transitoire qui a une faible persistance. Le facteur d'inégalités s'applique alors à la fois au terme d'hétérogénéité individuelle et à l'accumulation de chocs permanents, ce qui traduit un processus où une partie de l'hétérogénéité individuelle se construit progressivement au cours de la carrière.

Pour la modélisation de tranches de carrières telles que nous la pratiquons dans cette étude, il serait incohérent d'isoler la marche aléatoire du facteur d'inégalités : la somme des chocs permanents antérieurs à la tranche d'âge ne peut être distinguée de l'hétérogénéité indivi-

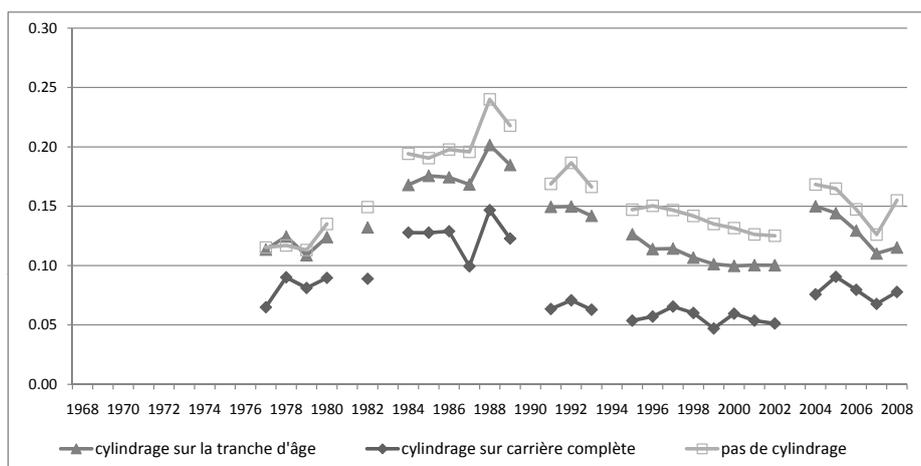
GRAPHIQUE 12 – Effet du cylindrage sur la contribution de la volatilité à la variance annuelle du revenu salarial (en log)



(a) Tranche d'âge 26-35 ans



(b) Tranche d'âge 36-45 ans

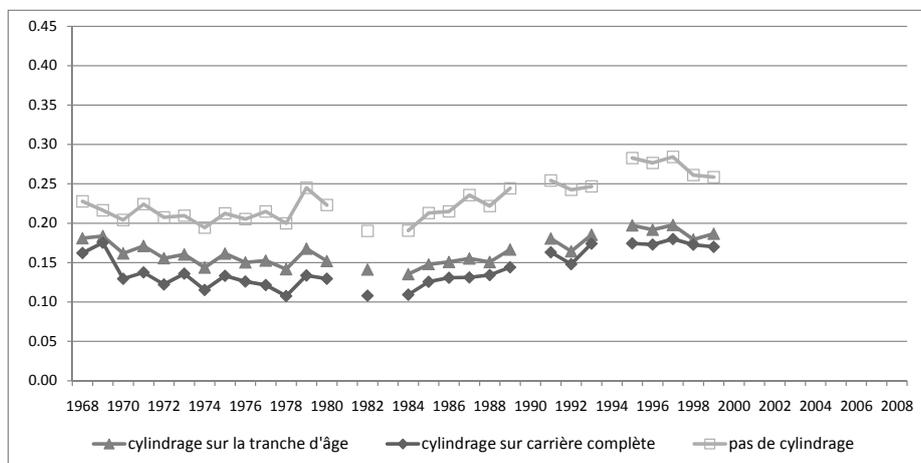


(c) Tranche d'âge 45-54 ans

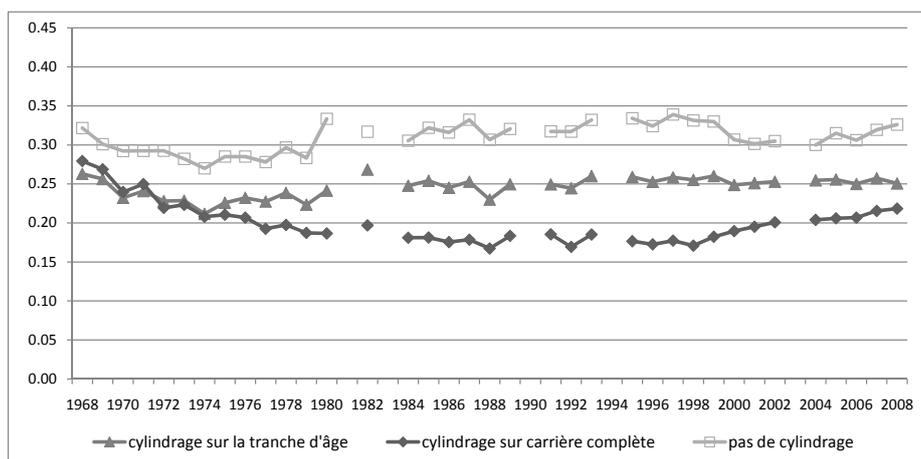
Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

5 RÉSULTATS MÉTHODOLOGIQUES : SENSIBILITÉ AU CYLINDRAGE ET À LA SPÉCIFICATION

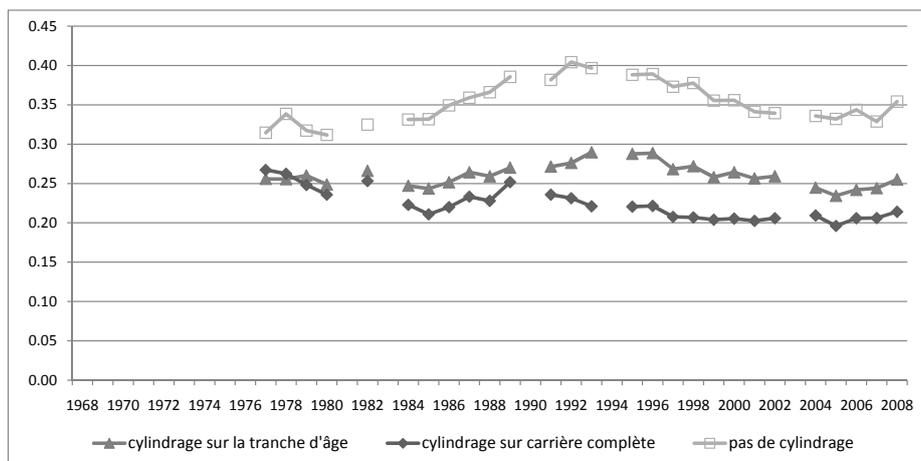
GRAPHIQUE 13 – Effet du cylindrage sur la contribution des inégalités à la variance annuelle du revenu salarial (en log)



(a) Tranche d'âge 26-35 ans



(b) Tranche d'âge 36-45 ans



(c) Tranche d'âge 45-54 ans

Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

duelle initiale²⁰, de sorte que le facteur d'inégalités s'y appliquerait nécessairement. Nous restons donc fidèles à l'interprétation habituelle des chocs permanents, que nous intégrons au terme d'inégalités des revenus.

Le modèle augmenté d'une marche aléatoire prend donc la forme suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{ict} = f_{ct} + \underbrace{\mu_{ict} + v_{ict}}_{\tilde{y}_{ict}} \\ \mu_{ict} = \alpha_t(a_i + b_i(t - c) + u_{ict}) \text{ (hétérogénéité individuelle)} \\ u_{ict} = u_{i,c,t-1} + \beta\omega_{ict} \text{ (marche aléatoire)} \\ v_{ict} = \rho v_{i,c,t-1} + \lambda_t \xi_{ict} + \theta(\lambda_{t-1} \xi_{i,c,t-1}) \text{ (ARMA(1,1))} \end{array} \right.$$

avec :

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbb{E}(a_i) = \mathbb{E}(b_i) = \mathbb{E}(\omega_{ict}) = \mathbb{E}(\xi_{ict}) = 0, \forall c, t; \\ \mathbb{V}(a_i) = \sigma_a^2; \text{Cov}(a_i, b_i) = \sigma_{ab}; \mathbb{V}(b_i) = \sigma_b^2; \\ \mathbb{V}(\omega_{ict}) = \mathbb{V}(\xi_{ict}) = 1 \end{array} \right.$$

Il est possible d'estimer ce modèle en autorisant le paramètre d'ampleur des chocs permanents à varier chaque année, au même titre que celui des chocs transitoires, mais l'estimation des β_t devient alors très imprécise, et les variations temporelles ne sont pas interprétables. Nous ne présenterons pas ici les résultats²¹, mais les valeurs des autres paramètres sont très proches de celles obtenues avec un β constant.

Les contributions de la volatilité et des inégalités permanentes à la variance en coupe s'avèrent assez peu sensibles au choix de modèle (graphiques 14 et 15). Le modèle avec croissance hétérogène s'écarte des autres en niveau, mais les évolutions restent similaires²². La croissance hétérogène est fortement significative sur toutes les tranches d'âge, même en présence d'une marche aléatoire. Cette dernière n'est significative en plus de la croissance hétérogène que pour la tranche d'âge intermédiaire. C'est pourquoi nous avons retenu le modèle sans marche aléatoire comme résultat central. En tout état de cause, les enjeux associés au choix de modèle sont moins importants sur nos données que ceux qui concernent la sélection des individus.

Les évolutions de la volatilité sont robustes à la modélisation des inégalités. Pour aller plus loin dans la simplification, on peut faire l'approximation que les inégalités et la persistance des chocs sont constants d'une année sur l'autre, et la variance des taux de croissance des revenus devient un indicateur suffisant pour mesurer les évolutions de la volatilité (voir section 2.1 pour une démonstration). Nos résultats montrent que les évolutions des inégali-

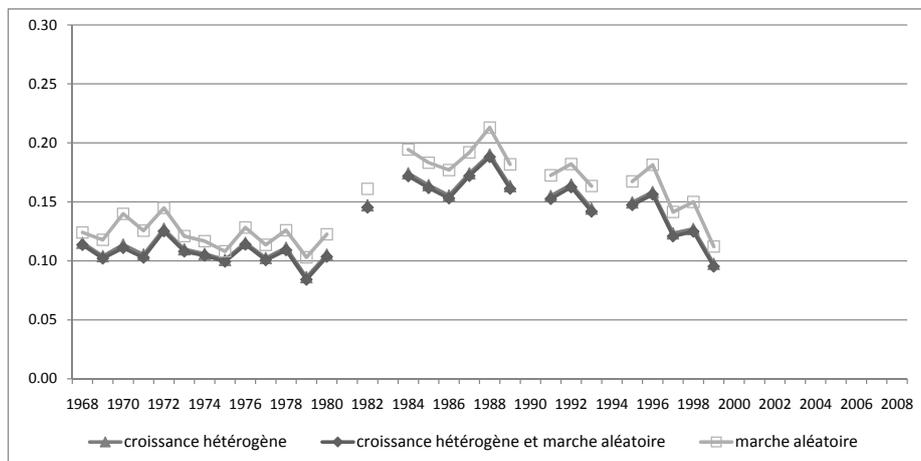
20. L'ampleur des chocs permanents est susceptible de varier avec la tranche d'âge, si bien qu'il est incohérent d'extrapoler les chocs passés à partir des chocs estimés sur la tranche. Les estimations obtenues pour les tranches d'âge inférieures ne conviennent pas non plus car elles correspondent à des populations différentes (voir section 3.2). De fait, un nombre non négligeable d'individus rejoint le marché du travail salarié privé après 26 ans, et ces individus n'ont pas d'historique de chocs cumulés avant leur entrée.

21. Ces résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

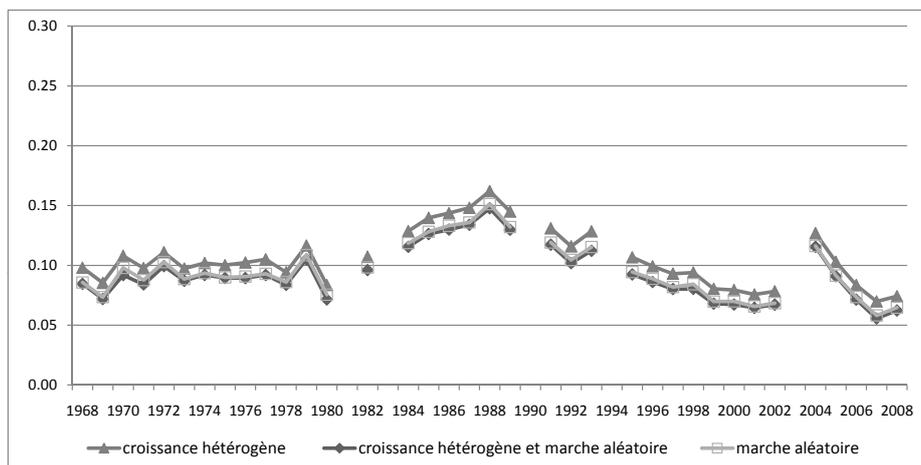
22. Les paramètres estimés sont présentés en annexe C.

5 RÉSULTATS MÉTHODOLOGIQUES : SENSIBILITÉ AU CYLINDRAGE ET À LA SPÉCIFICATION

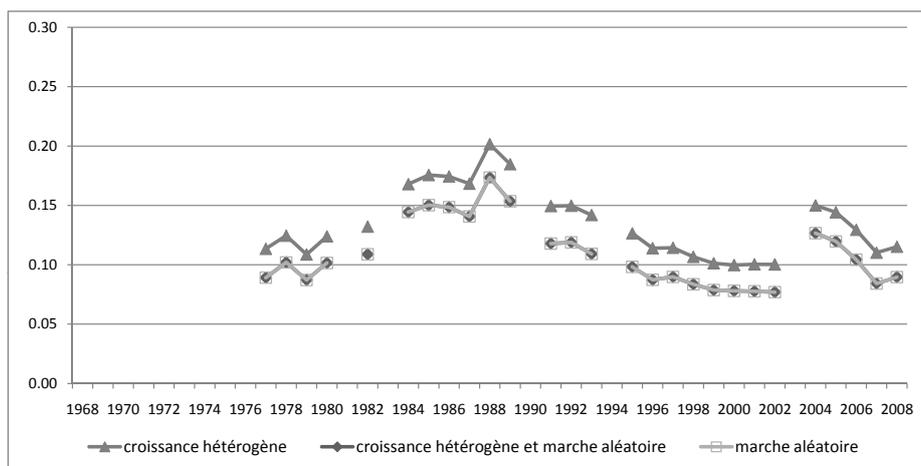
GRAPHIQUE 14 – Effet de la modélisation sur la contribution de la volatilité à la variance annuelle du revenu salarial (en log)



(a) Tranche d'âge 26-35 ans



(b) Tranche d'âge 36-45 ans

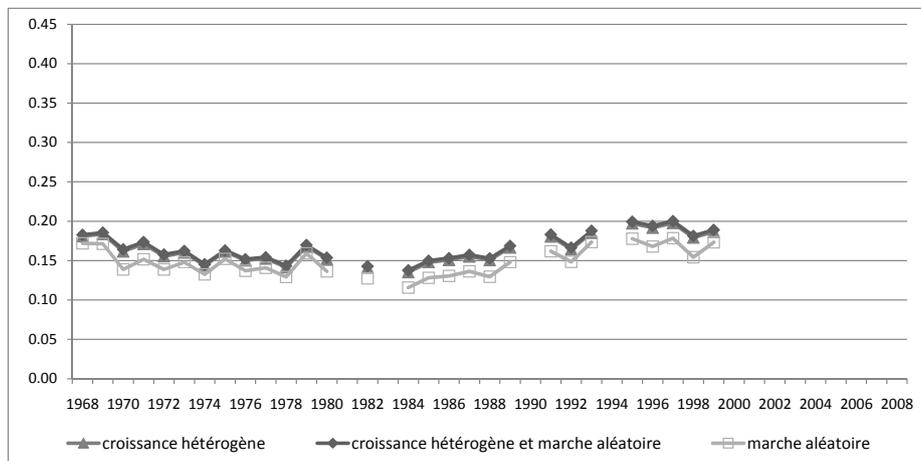


(c) Tranche d'âge 45-54 ans

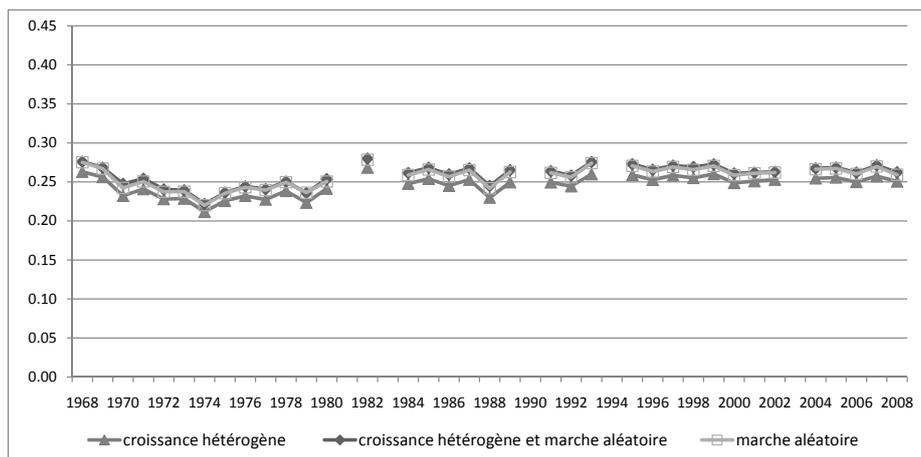
Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

Note de lecture : les années 2004 et 2005 ont pu être affectées par un problème de données sur les intérimaires, aussi ne commentons-nous pas le pic de volatilité correspondant.

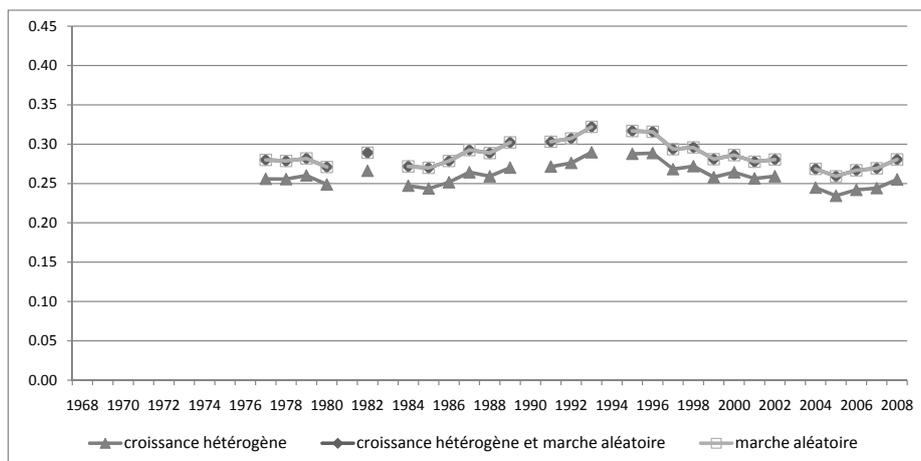
GRAPHIQUE 15 – Effet de la modélisation sur la contribution des inégalités à la variance annuelle du revenu salarial (en log)



(a) Tranche d'âge 26-35 ans



(b) Tranche d'âge 36-45 ans

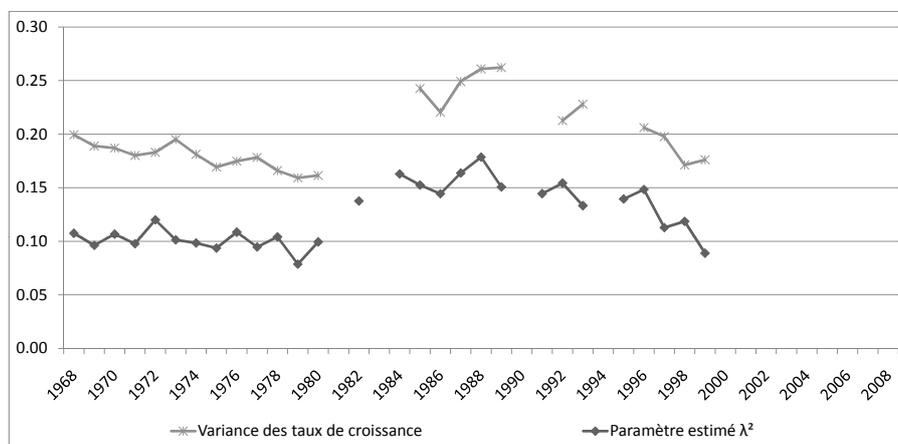


(c) Tranche d'âge 45-54 ans

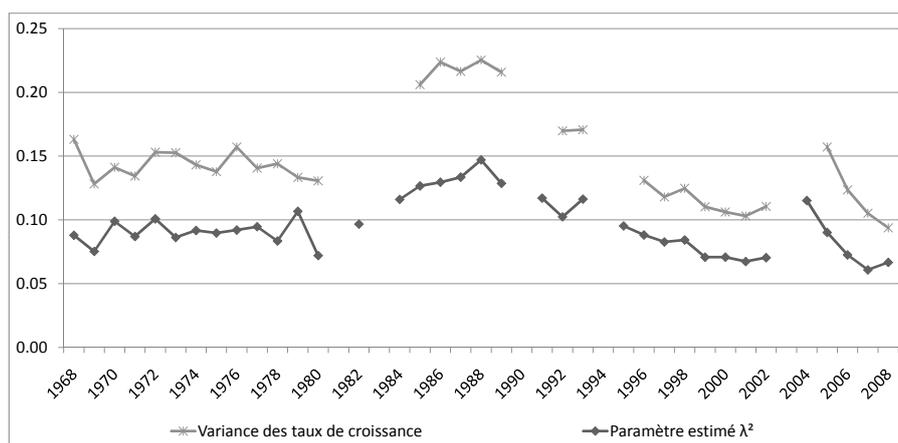
Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

tés sont lisses dans le temps, ce qui rend l'approximation plausible. De fait, cet indicateur reproduit bien les évolutions de notre paramètre de mesure de la volatilité (λ_t), ce qui démontre a posteriori que l'utilisation d'un modèle n'est pas indispensable dans ce domaine (graphique 16). L'indicateur sur-estime en revanche le niveau des chocs transitoires car une partie des variations de revenu découle des profils de carrières hétérogènes.

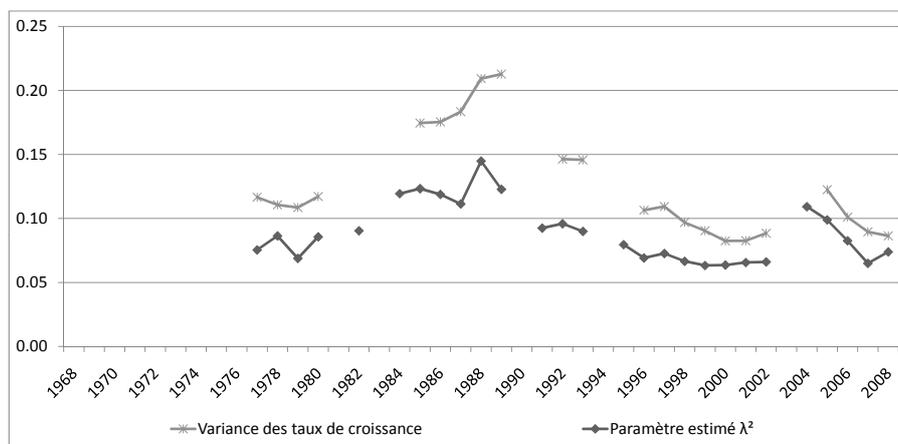
GRAPHIQUE 16 – Comparaison de la mesure de la volatilité du modèle avec un indicateur de variance des taux de croissance



(a) Tranche d'âge 26-35 ans



(b) Tranche d'âge 36-45 ans



(c) Tranche d'âge 45-54 ans

Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

6 Conclusion

Nous avons mis en oeuvre une modélisation des trajectoires individuelles de revenus salariaux dans le secteur privé, qui nous permet de décomposer la variance des revenus en coupe entre inégalités et volatilité. Nous trouvons que la volatilité des revenus salariaux a augmenté dans les années 1980, conjointement avec l'apparition du chômage de masse, mais elle marque une baisse inattendue dans les années 1990. Le niveau de la volatilité dans les années 2000 n'est ainsi pas plus élevé que celui des années 1970. Ces évolutions sont proches de celle de la variance annuelle des revenus salariaux. Rappelons que ces résultats ne concernent pas les moins de 25 ans ni les plus de 55 ans ni aux femmes, groupes dont la situation sur le marché du travail a connu les changements les plus importants sur la période et qui ont été exclus de l'étude.

Ces résultats sont robustes à différentes spécifications et nous proposons une méthode originale de cylindrage qui limite les biais de sélection pour l'étude des évolutions temporelles. Sur nos données, les modalités de sélection des individus s'avèrent plus importantes que les choix de modélisation des inégalités. Nos résultats légitiment même a posteriori les approches descriptives fondées sur les taux de croissance annuels, comme dans [Aeberhardt et Charnoz \(2008\)](#). Du fait de la relative stabilité des inégalités permanentes, ces approches suffisent à mesurer correctement les évolutions de la volatilité, même si elles tendent à la sur-estimer en niveau. Comme [DeBacker, Heim, Panousi, et Vidangos \(2011\)](#), nous trouvons que les évolutions de la volatilité sont relativement plus robustes que son niveau de contribution à la dispersion des revenus en coupe.

Nos résultats comportent certaines limites inhérentes à la forme de volatilité étudiée et aux données utilisées. La relative stabilité des revenus annuels sur la période récente peut cacher des profils mensuels heurtés. De plus, nos résultats sont valables en moyenne pour une population spécifique d'hommes attachés au marché du travail salarié privé : les individus connaissant des périodes de chômage ou d'inactivité de plus d'une année civile sont exclus du champ d'étude. La littérature a montré que la volatilité des revenus peut être très hétérogène entre individus, et cet aspect reste à étudier. Nos résultats ne peuvent donc pas être directement étendus à d'autres populations. Enfin, les résultats obtenus à l'échelle des individus masculins ne s'appliquent pas nécessairement à l'échelle des ménages. [DeBacker, Heim, Panousi, et Vidangos \(2011\)](#) trouvent ainsi une volatilité constante pour les hommes aux États-Unis sur la période 1987-2006, tandis que la volatilité explique 30 à 40 % de la hausse des inégalités en coupe entre ménages sur la même période.

Références

- ABOWD, J. M., ET D. CARD (1989) : "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes," *Econometrica*, 57(2), 411–45.
- AEBERHARDT, R., ET P. CHARNOZ (2008) : "Trajectoires de revenu salarial en France 1993-2005 - Etude des variations du revenu salarial au niveau individuel," *Les salaires en France*.
- AEBERHARDT, R., ET C. MARBOT (2010) : "Evolution de l'instabilité sur le marché du travail français au cours des trente dernières années," *Courrier des statistiques*, 129, 31–63.
- (2013) : "Evolution of Instability on the French Labour Market during the Last Thirty Years," Document de Travail 08, Insee.
- AEBERHARDT, R., J. POUGET, ET A. SKALITZ (2007) : "Le revenu salarial et ses composantes, évolution et inégalités de 1978 à 2005," Document de Travail, Insee.
- ALTONJI, J. G., ET L. M. SEGAL (1996) : "Small-Sample Bias in GMM Estimation of Covariance Structures," *Journal of Business and Economic Statistics*, 14(3), pp. 353–366.
- ALVAREZ, J., M. BROWNING, ET M. ERJNAES (2001) : "Modelling income processes with lots of heterogeneity," *Working paper, University of Copenhagen*.
- AUBERT, P., ET C. DUC (2010) : "Profils individuels des revenus d'activité au cours de la carrière : quelles conséquences sur le niveau des pensions de retraite?," Document de travail - série études et recherches 103, Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES).
- BAKER, M., ET G. SOLON (2003) : "Earnings Dynamics and Inequality Among Canadian Men, 1976-1992 : Evidence from Longitudinal Income Tax records," *Journal of Labor Economics*, 21.
- BARGE, M., ET J.-F. PAYEN (1982) : "Niveau et évolution des salaires individuels : composante permanente et composante transitoire," *Annales de l'Insee*, (45).
- BAYET, A. (1996) : "Carrières continues, carrières incomplètes et salaires," *Économie et Statistique*, 299(1), 21–36.
- BEACH, C. M., R. FINNIE, ET D. GRAY (2010) : "Long-Run Inequality and Short-Run Instability of Men's and Women's Earnings in Canada," *Review of Income and Wealth*, 56(3), 572–596.
- BEFFY, M., E. COUDIN, ET R. RATHELOT (2008) : "Who is Confronted to Insecure Labor Market Histories? Some Evidence Based on the French Labor Market Transitions," Working papers, Centre de Recherche en Economie et Statistique.

- BLUNDELL, R., ET I. PRESTON (1998) : “Consumption Inequality and Income Uncertainty,” *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2), 603–640.
- BONHOMME, S., ET J.-M. ROBIN (2009) : “Assessing the Equalizing Force of Mobility Using Short Panels : France, 1990-2000,” *The Review of Economic Studies*, 76(1), 63–92.
- BOWLUS, A. J., ET J.-M. ROBIN (2012) : “An International Comparison of Lifetime Inequality : How Continental Europe resembles North America,” *Journal of the European Economic Association*, 10(6), 1236–1262.
- BUCH, C. M., J. DOEPKE, ET C. PIERDZIOCH (2005) : “Financial openness and business cycle volatility,” *Journal of International Money and Finance*, 24(5), 744 – 765.
- BUCHINSKY, M., D. FOUGÈRE, ET F. KRAMARZ (1998) : “La mobilité salariale en France : 1967-1987,” *Revue économique*, 49(3), pp. 879–890.
- CHARNOZ, P., E. COUDIN, ET M. GAINI (2011) : “Changes in the French wage distribution 1976-2004 : Inequalities within and between education and experience groups,” Working Paper 23, CREST.
- DEBACKER, J., B. HEIM, V. PANOUSI, ET I. VIDANGOS (2011) : “Rising Inequality : Transitory or Permanent ? New Evidence from a Panel of U.S. Tax Returns 1987-2006,” Working paper.
- DEMAILLY, D. (2012) : “La structure des rémunérations en 2010,” *DARES Analyses*, (063).
- FONDEUR, ET MINI (2004) : “Référence à compléter,” *Économie et Statistique*.
- FOUGÈRE, D., ET F. KRAMARZ (2001) : “La mobilité salariale en France de 1967 à 1999,” Rapport sur les inégalités économiques - complément g, Conseil d’Analyse Économique.
- GOTTSCHALK, P., R. MOFFITT, L. F. KATZ, ET W. T. DICKENS (1994) : “The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994(2), pp. 217–272.
- GURGAND, M., ET E. MAURIN (2006) : “Démocratisation de l’enseignement secondaire et inégalités salariales en France,” *Annales - Histoire, Sciences Sociales*, 4/2006, 845–859.
- GUVENEN, F. (2009) : “An Empirical Investigation of Labor Income Processes,” *Review of Economic Dynamics*, 12(1), 58–79.
- GUVENEN, F., ET B. KURUSCU (2007) : “A Quantitative Analysis of the Evolution of the U.S. Wage Distribution : 1970-2000,” Working Paper 13095, National Bureau of Economic Research.
- GUVENEN, F., ET A. SMITH (2010) : “Inferring Labor Income Risk from Economic Choices : An Indirect Inference Approach,” Working Paper 16327, National Bureau of Economic Research.

- HAIDER, J. (2001) : “Earnings instability and earnings Inequality of Males in the United States : 1967-1991,” *Journal of Labor Economics*, 19(4).
- JAIMOVICH, N., ET H. E. SIU (2008) : “The Young, the Old, and the Restless : Demographics and Business Cycle Volatility,” Working Paper 14063, National Bureau of Economic Research.
- JENSEN, S., ET S. SHORE (2009) : “Changes in the distribution of income volatility,” *manuscript, Johns Hopkins University*.
- KARRAS, G., ET F. SONG (1996) : “Sources of business-cycle volatility : An exploratory study on a sample of {OECD} countries,” *Journal of Macroeconomics*, 18(4), 621 – 637.
- KNELLER, R., ET G. YOUNG (2001) : “Business Cycle Volatility, Uncertainty and Long-run Growth,” *The Manchester School*, 69(5), 534–552.
- KOPCZUK, W., E. SAEZ, ET J. SONG (2010) : “Earnings Inequality and Mobility in the United States : Evidence from Social Security Data Since 1937,” *The Quarterly Journal of Economics*, 125(1), 91–128.
- KOUBI, M. (2003) : “Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000,” *Économie et statistique*, 369, 149–170.
- LE MINEZ, S., ET S. ROUX (2002) : “Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi,” *Economie et statistique*, 351(1), 31–63.
- LOLLIVIER, S., ET J. PAYEN (1990) : “L’hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel,” *Économie et Prévision*, 92-93, 87–96.
- LOW, H., C. MEGHIR, ET L. PISTAFERRI (2009) : “Wage Risk and Employment Risk over the Life Cycle,” Working Paper 14901, National Bureau of Economic Research.
- MAGNAC, T., N. PISTOLESI, ET S. ROUX (2011) : “Human capital investment and the life cycle variance of earnings,” *Working paper*.
- (2013) : “Post schooling human capital investments and the life cycle variance of earnings,” TSE Working Papers 13-380, Toulouse School of Economics (TSE).
- MAGNAC, T., ET S. ROUX (2009) : “Dynamique des salaires dans une cohorte,” Document de Travail 187.
- MEGHIR, C., ET L. PISTAFERRI (2004) : “Income variance dynamics and heterogeneity,” *Econometrica*, 12(1), 20–32.
- MOFFITT, R. A., ET P. GOTTSCHALK (1995) : “Trends in the Variances of Permanent and Transitory Earnings in the U.S. and Their Relation to Earnings Mobility,” Boston College Working Papers in Economics 444, Boston College Department of Economics.

- (2002) : “Trends in the Transitory Variance of Earnings in the United States,” *The Economic Journal*, 112(478), pp. C68–C73.
- (2010) : “Trends in the covariance structure of earnings in the U.S. : 1969-1987,” *Journal of Economic Inequality*, pp. 1–21, 10.1007/s10888-010-9154-z.
- MOFFITT, R. A., ET P. GOTTSCHALK (2011) : “Trends in the Transitory Variance of Male Earnings in the U.S., 1970-2004,” Working Paper 16833, National Bureau of Economic Research.
- POSTEL-VINAY, F., ET L. BEHAGHEL (2003) : “Insécurité de l’emploi : le rôle protecteur de l’ancienneté a-t-il baissé en France ? Suivi d’un commentaire de Fabien Postel-Vinay,” *Economie et statistique*, 366(1), 3–29.
- RAZIN, A., ET A. ROSE (1994) : “Business Cycle Volatility and Openness : An Exploratory Cross-Section Analysis,” Working Paper 4208, National Bureau of Economic Research.
- SHIN, D., ET G. SOLON (2011) : “Trends in men’s earnings volatility : What does the Panel Study of Income Dynamics show?,” *Journal of Public Economics*, In Press, Corrected Proof, –.
- SOLOGON, D. M. (2009) : “Earning dynamics and inequality among men in Luxembourg, 1988-2004 : evidence from administrative data,” Working Paper MGSOG/2009/019, Maastricht Graduate School of Governance.
- TAVAN, C. (2008) : “Public, privé, indépendant : des changements de statut nombreux au fil de la carrière,” *L’emploi, nouveaux enjeux*.
- WOLFERS, J. (2003) : “Is Business Cycle Volatility Costly? Evidence from Surveys of Subjective Well-Being,” *International Finance*, 6(1), 1–26.

A Mise en oeuvre de la méthode des moments généralisée

Cette annexe présente la méthode d'estimation pour le modèle augmenté d'une marche aléatoire, avec des paramètres temporels pour les chocs permanents. Les autres versions du modèle, y compris le modèle central, ne nécessitent que des simplifications ou des ajustements à la marge.

A.1 Modèle estimé

On note y_{ict} le revenu de l'individu i de la cohorte c à la date t . On prend comme convention que la cohorte $c(i)$ correspond à la date à laquelle l'individu a 26 ans. Cette date correspond aussi à la première année de modélisation de la carrière, compte-tenu des années supprimées pour corriger les effets d'entrée-sortie (voir section 3.3.2). On note $T = [a_d, a_f]$ la tranche d'âge utilisée pour l'estimation, C l'ensemble des cohortes utilisées et $P = [y_d - y_f]$ la période d'estimation. Le modèle s'écrit, pour $c \in C$ et $t \in [\max(y_d, a_d + c - 26); \min(y_f, a_f + c - 26)]$:

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{ict} = f_{ct} + \underbrace{\alpha_t(\mu_{ict} + u_{ict})}_{\tilde{y}_{ict}} + v_{ict} \\ \mu_{ict} = (a_i + b_i \cdot (t - c)) \text{ (effet fixe et croissance hétérogène)} \\ u_{ict} = u_{i,c,t-1} + \beta_t \omega_{ict} \text{ (marche aléatoire)} \\ v_{ict} = \rho v_{i,c,t-1} + \lambda_t \xi_{ict} + \theta(\lambda_{t-1} \xi_{i,c,t-1}) \text{ (ARMA(1,1))} \end{array} \right.$$

avec :

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbb{E}(a_i) = \mathbb{E}(b_i) = \mathbb{E}(\omega_{ict}) = \mathbb{E}(\xi_{ict}) = 0, \forall c, t; \\ \mathbb{V}(a_i) = \sigma_a^2; \text{Cov}(a_i, b_i) = \sigma_{ab}; \mathbb{V}(b_i) = \sigma_b^2; \\ \mathbb{V}(\omega_{ict}) = \mathbb{V}(\xi_{ict}) = 1. \end{array} \right.$$

Les termes ω_{ict} et ξ_{ict} sont les innovations des processus de marche aléatoire et ARMA, et sont indépendants de toutes les réalisations passées. Les paramètres β_t et λ_t mesurent l'écart-type des chocs respectivement permanents et transitoires à la date t . Les effets individuels a_i et b_i modélisent l'hétérogénéité intrinsèque des individus, et leur variance est supposée indépendante de la cohorte. Les paramètres α_t permettent de mesurer les évolutions de l'ampleur des inégalités permanentes, qu'elles proviennent de l'hétérogénéité individuelle ou des chocs permanents.

A.2 Contraintes identifiantes et conditions initiales

L'identification du modèle requiert une normalisation sur α_t ou σ_a , et nous choisissons d'imposer $\sigma_a = 1$. De plus, les paramètres α_t , β_t et λ_t , sont tous contraints à être positifs. Si l'estimation n'était menée que sur une seule cohorte c , les paramètres α_t et σ_a seraient redondants, de même que les paramètres β_t et λ_t . Ce n'est pas le cas en présence de plusieurs cohortes pour chaque année d'observation du panel.

La définition du modèle nécessite encore de poser des conditions initiales pour les composantes marche aléatoire et ARMA, qui comportent une dépendance au passé. En ce qui concerne la marche aléatoire, nous considérons qu'elle commence à s'incrémenter à 26 ans ($u_{i,c,c-1} = 0, \forall i$). Pour les cohortes dont la carrière est tronquée à gauche ($c < y_d$), nous ne pouvons pas estimer la variance des chocs permanents antérieurs à la fenêtre d'observation. Nous faisons alors l'approximation que $\beta_t = \beta_{y_d}, \forall t < y_d$. Ces choix n'affectent pas notre modèle central, puisque celui-ci est dépourvu de marche aléatoire.

En ce qui concerne le terme ARMA, [Guvenen \(2009\)](#) et [DeBacker, Heim, Panousi, et Vidangos \(2011\)](#) posent $v_{i,c,c-1} = \xi_{i,c,c-1} = 0, \forall i$, ce qui implique un profil de variance perturbé en début de carrière, même lorsque λ_t est constant. En effet, on a alors : $\mathbb{V}(v_{icc}) = \lambda^2 < \mathbb{V}(v_{i,c,c+1}) = (\rho + \theta)^2 \lambda^2 + \lambda^2$. Or il n'y a pas de raison d'intégrer arbitrairement dans la modélisation une variance du terme transitoire plus faible la première année de carrière que les suivantes.

[Baker et Solon \(2003\)](#), [Sologon \(2009\)](#) et [Moffitt et Gottschalk \(2011\)](#) traitent les conditions initiales en introduisant un paramètre supplémentaire par cohorte : ils posent $\mathbb{V}(v_{icc}) = \sigma_{vc}$. Ce traitement implique que la variance du terme transitoire varie entre cohortes (au moins pour les premières années de carrière) même dans le cas où l'ampleur des chocs transitoire est constante dans le temps (λ_t constant). L'interprétation des évolutions du paramètre λ en devient complexe.

Nous traitons la condition initiale de l'ARMA comme un problème de censure : nous supposons que la variance du terme ARMA la première année de carrière est égale à celle qui prévaudrait si l'individu avait commencé sa carrière il y a une infinité d'années. Cette modélisation implique que la variance du terme transitoire est égale entre cohortes à date donnée. Comme nous ne pouvons pas estimer la variance des chocs transitoires antérieurs à la fenêtre d'observation, nous faisons l'approximation que $\lambda_t = \lambda_{y_c}, \forall t < y_c$. On a alors : $\mathbb{V}(v_{i,c,y_c}) = \frac{\lambda_{y_c}^2}{1-\rho^2} (1 + 2\rho\theta + \theta^2), \forall c \in C$.

Lorsque les données comportent une année manquante (années 1981, 1983, 1990, 1994 et 2003), les paramètres temporels β_t et λ_t sont supposés identiques à ceux de l'année précédente pour les calculs impliquant des années ultérieures.

A.3 Equations estimantes, pondérations et variance de l'estimateur

Nous nous plaçons ici sur un panel cylindré par cohortes et sous l'hypothèse d'un processus de sélection exogène. En dépit du fait que tous les individus ne contribuent pas à toutes les équations identifiantes, notre estimation peut s'inscrire dans le cadre général de la méthode des moments généralisée. Les moments du deuxième ordre utilisés dans l'estimation sont

les suivants :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(\tilde{y}_{ict} \cdot \tilde{y}_{ic,t-s} | c) &= \text{Cov}(\tilde{y}_{ict}; \tilde{y}_{ic,t-s} | c), \\ \text{pour } c &\in C, \\ t &\in [\max(y_d, a_d + c - 26); \min(y_f, a_f + c - 26)], \\ s &\in [0; t - \max(y_d, a_d + c - 26)].\end{aligned}$$

Les moments impliquant une année manquante dans le panel (années 1981, 1983, 1990, 1994 et 2003) sont bien sûr exclus. Nous n'en tenons pas compte dans les formules par souci de lisibilité.

On indexe par $m \in [1, M]$ l'ensemble de ces combinaisons (c, t, s) . On note g_m les moments théoriques associés (qui dépendent du vecteur de paramètres p) et $s_{im} = \tilde{y}_{ict} \cdot \tilde{y}_{i,c,t-s}$. Les équations identifiantes s'écrivent :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(s_{im} | c(i) = c(m)) &= g_m, \\ \mathbb{E}(s_{im} - g_m | c(i) = c(m)) &= 0, \\ \mathbb{E}(\mathbb{1}_{c(i)=c(m)} \cdot (s_{im} - g_m)) &= 0.\end{aligned}$$

En l'absence de pondération des équations, l'estimateur de la méthode des moments généralisée est donc donné par la formule :

$$\begin{aligned}\hat{p} &= \underset{p}{\operatorname{argmin}} \sum_{m=1}^M \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{c(i)=c(m)} \cdot (s_{im} - g_m) \right)^2, \\ &= \underset{p}{\operatorname{argmin}} \sum_{m=1}^M \left(\frac{n_c}{n} \right)^2 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{c(i)=c(m)} (s_{im} - g_m) \right)^2, \\ &= \underset{p}{\operatorname{argmin}} \sum_{m=1}^M \left(\frac{n_c}{n} \right)^2 \left(\frac{1}{n_c} \sum_{c(i)=c(m)} s_{im} - g_m \right)^2.\end{aligned}$$

Dans notre programme de minimisation, nous pondérons donc les écarts entre moments empiriques et théoriques par la proportion d'individus observés au sein des cohortes. [Haider \(2001\)](#) procède de même. [Baker et Solon \(2003\)](#) présentent un résultat central obtenu en donnant le même poids à toutes les cohortes mais signalent que des résultats analogues sont obtenus avec notre mode de pondération.

La variance asymptotique de l'estimateur de la méthode des moments généralisée vaut :

$$\Omega = (G'G)^{-1}G'VG(G'G)^{-1},$$

avec :

$$\begin{cases} V = \left(\mathbb{E} \left(\mathbf{1}_{c(i)=c(k)=c(l)} \cdot (s_{ik} - g_k) \cdot (s_{il} - g_l) \right) \right)_{(k,l) \in [1,M]^2}, \\ G = \left(\mathbb{E} \left(-\mathbf{1}_{c(i)=c(k)} \cdot \frac{\partial g_k}{\partial p_l} \Big| p \right) \right)_{(k,l) \in [1,M] \times [1,P]}. \end{cases}$$

Nous l'estimons par les formules :

$$\hat{\Omega} = (\hat{G}'\hat{G})^{-1}\hat{G}'\hat{V}\hat{G}(\hat{G}'\hat{G})^{-1},$$

avec :

$$\begin{cases} \hat{V} = \left(\mathbf{1}_{c(k)=c(l)} \cdot \frac{1}{n} \sum_{c(i)=c(k)} (s_{ik} - g_k) \cdot (s_{il} - g_l) \right)_{(k,l) \in [1,M]^2}, \\ \hat{G} = \left(-\frac{1}{n} \sum_{c(i)=c(k)} \frac{\partial g_k}{\partial p_l} \Big| \hat{p} \right)_{(k,l) \in [1,M] \times [1,P]}. \end{cases}$$

La fonction objectif n'est pas concave dans les paramètres, de sorte que les estimations numériques correspondent parfois à des minima locaux. Des grilles de points initiaux sont utilisées de manière à s'assurer de la minimisation globale. Le programme d'estimation, écrit en Matlab, a été testé sur données simulées pour des valeurs des paramètres proches de celles obtenues dans l'estimation sur données réelles.

A.4 Calcul des moments théoriques

Conformément à la littérature sur la modélisation des trajectoires pour mesurer la volatilité, nous traitons les trois composantes de \tilde{y}_{it} comme indépendantes.

On a pour $c \in C$, $t \in [\max(y_d, a_d + c - 26); \min(y_f, a_f + c - 26)]$ et $s \in [0; t - \max(y_d, a_d + c - 26)]$:

$$\begin{aligned} g_{cts} &= \mathbb{E}(\tilde{y}_{ict} \cdot \tilde{y}_{i,c,t-s} | c) = Cov(\tilde{y}_{ict}; \tilde{y}_{i,c,t-s} | c) \\ &= \alpha_t \alpha_{t-s} [Cov(\mu_{ict}; \mu_{i,c,t-s} | c) + Cov(u_{ict}; u_{i,c,t-s} | c)] + Cov(v_{ict}; v_{i,c,t-s} | c). \end{aligned}$$

Dans la suite de cette annexe, en l'absence d'indication contraire, les conditions sur c , t et s sont implicites. Nous calculons les covariances pour chacune des trois composantes du processus de revenu \tilde{y}_{it} .

Effets individuels :

$$\begin{cases} \mu_{ict} = (a_i + b_i \cdot (t - c)), \\ \text{avec } \mathbb{V}(a_i) = 1, \mathbb{V}(b_i) = \sigma_b^2 \text{ et } Cov(a_i, b_i) = \sigma_{ab}, \forall i \\ Cov(\mu_{ict}; \mu_{i,c,t-s} | c) = [1 + (2(t - c) - s)\sigma_{ab} + (t - c)(t - c - s)\sigma_b^2] \end{cases}$$

Marche aléatoire :

$$\left\{ \begin{array}{l} u_{ict} = u_{i,c,t-1} + \beta_t \omega_{ict}, \\ \text{avec } \mathbb{V}(\omega_{ict}) = 1, \forall i, c, t \\ \text{et avec la condition initiale : } u_{i,c,c-1} = 0 \\ \text{Cov}(u_{ict}; u_{i,c,t-s}|c) = \sum_{k=c}^{t-s} \beta_k^2 \\ \text{avec l'approximation : } \beta_t = \beta_{y_d} \text{ pour } t < y_d \end{array} \right.$$

ARMA(1,1) :

$$\begin{aligned} v_{ict} &= \rho v_{i,c,t-1} + \lambda_t \xi_{ict} + \theta(\lambda_{t-1} \xi_{i,c,t-1}), \forall t \in \mathbb{Z}, \\ &\text{avec } \mathbb{V}(\xi_{ict}) = 1, \forall i, c, t \\ &\text{et avec l'approximation } \lambda_t = \lambda_{y_d}, \text{ pour } t < y_d; \\ \mathbb{V}(v_{i,c,y_d}|c) &= \frac{1 + 2\rho\theta + \theta^2}{1 - \rho^2} \lambda_{y_d}^2 \\ \text{Cov}(v_{ict}; v_{i,c,y_d}|c) &= \rho^{t-y_d} \cdot \mathbb{V}(v_{i,c,y_d}|c) + \mathbb{1}_{t > y_d} \cdot \rho^{t-y_d-1} \cdot \theta \cdot \lambda_{y_d}^2, \\ &\text{pour } t \geq y_d; \\ \text{Cov}(v_{ict}; v_{i,c,y_d+1}|c) &= \rho^{t-1975} \cdot \mathbb{V}(v_{i,c,y_d}|c) + \rho^{t-y_d-1} \cdot \theta(2\rho + \theta) \cdot \lambda_{y_d}^2 \\ &+ \mathbb{1}_{t > y_d+1} \cdot \rho^{t-y_d-2} (\rho + \theta) \cdot \lambda_{y_d+1}^2 + \mathbb{1}_{t=y_d+1} \cdot \lambda_{y_d+1}^2, \\ &\text{pour } t \geq y_d + 1; \\ \text{Cov}(v_{ict}; v_{i,c,t-s}|c) &= \rho^{2(t-y_d)-s} \cdot \mathbb{V}(v_{i,c,y_d}|c) + \rho^{2(t-y_d-1)-s} \cdot \theta(2\rho + \theta) \cdot \lambda_{y_d}^2 \\ &+ (\rho + \theta)^2 \sum_{l=y_d+1}^{t-s-1} \rho^{2(t-l-1)-s} \cdot \lambda_l^2 \\ &+ \mathbb{1}_{s \geq 1} \cdot \rho^{s-1} (\rho + \theta) \cdot \lambda_{t-s}^2 + \mathbb{1}_{s=0} \cdot \lambda_t^2, \\ &\text{pour } t \geq y_d + 2 \text{ et } t - s \geq y_d + 2. \end{aligned}$$

En effet, on a pour $t \geq y_d + 2$ (et même pour $t = y_d + 1$ selon la convention de notation des sommes) :

$$v_{ict} = \rho^{t-y_d} \cdot v_{i,c,y_d} + \rho^{t-y_d-1} \cdot \theta \cdot \lambda_{y_d} \cdot \xi_{i,c,y_d} + (\theta + \rho) \sum_{l=y_d+1}^{t-1} \rho^{t-l-1} \cdot \lambda_l \cdot \xi_{i,c,l} + \lambda_t \cdot \xi_{i,c,t}$$

A.5 Dérivées des moments théoriques

Le calcul des dérivées des moments théoriques est nécessaire à l'estimation de la variance de l'estimateur. Le vecteur de paramètre s'écrit²³ : $p = (\rho, \theta, \sigma_{ab}, \sigma_b, (\alpha_t, \beta_t, \lambda_t)_{t \in [y_d - y_f]})$.

23. Rappelons que les paramètres β_{y_f} et λ_{y_f} ne peuvent être identifiés séparément, mais seulement le terme $\beta_{y_f}^2 + \lambda_{y_f}^2$. En pratique, nous imposons $\beta_{y_f} = 0$ lors de l'estimation et le paramètre estimé correspondant à λ_{y_f} converge alors vers la valeur $\sqrt{\beta_{y_f}^2 + \lambda_{y_f}^2}$. Par souci de simplicité, les calculs présentés ici ne tiennent pas compte de ce détail.

Dérivation par rapport aux paramètres du terme d'effet individuel :

$$\begin{aligned}\left.\frac{\partial g_{cts}}{\partial \sigma_{ab}}\right|_p &= \alpha_t \alpha_{t-s} \cdot (2(t-c) - s) \\ \left.\frac{\partial g_{cts}}{\partial \sigma_b}\right|_p &= 2 \cdot \alpha_t \alpha_{t-s} \cdot (t-c)(t-c-s) \cdot \sigma_b\end{aligned}$$

Dérivation par rapport aux paramètres du terme de marche aléatoire :

$$\left.\frac{\partial g_{cts}}{\partial \beta_l}\right|_p = \begin{cases} 0, & \text{pour } l < c \text{ ou } l > t-s \\ \alpha_t \alpha_{t-s} \cdot 2\beta_l, & \text{pour } l \in [c, t-s], l \neq y_d \\ \alpha_t \alpha_{t-s} \cdot 2(y_d - c + 1) \cdot \beta_l, & \text{pour } l \in [c, t-s], l = y_d \end{cases}$$

Dérivation par rapport aux paramètres temporels d'inégalités permanentes :

$$\begin{aligned}\left.\frac{\partial g_{cts}}{\partial \alpha_t}\right|_p &= \alpha_{t-s} \cdot [1 + (2(t-c) - s)\sigma_{ab} + (t-c)(t-c-s)\sigma_b^2 + \sum_{k=c}^{t-s} \beta_k^2], \text{ pour } s > 0. \\ \left.\frac{\partial g_{cts}}{\partial \alpha_{t-s}}\right|_p &= \alpha_t \cdot [1 + (2(t-c) - s)\sigma_{ab} + (t-c)(t-c-s)\sigma_b^2 + \sum_{k=c}^{t-s} \beta_k^2], \text{ pour } s > 0. \\ \left.\frac{\partial g_{cts}}{\partial \alpha_t}\right|_p &= 2 \cdot \alpha_t \cdot [1 + (2(t-c) - s)\sigma_{ab} + (t-c)(t-c-s)\sigma_b^2 + \sum_{k=c}^{t-s} \beta_k^2], \text{ pour } s = 0. \\ \left.\frac{\partial g_{cts}}{\partial \alpha_l}\right|_p &= 0, \text{ pour } l \notin \{t, t-s\}\end{aligned}$$

Dérivation par rapport aux paramètres du terme ARMA :

Pour $t \geq y_d$:

$$\begin{aligned}\left.\frac{\partial g_{c,t,t-y_d}}{\partial \rho}\right|_p &= \rho^{t-y_d} \cdot 2 \frac{\theta(1+\rho^2) + \rho(1+\theta^2)}{(1-\rho^2)^2} \cdot \lambda_{y_d}^2 + (t-y_d) \cdot \rho^{t-y_d-1} \cdot \mathbb{V}(v_{i,c,y_d}|c) \\ &\quad + \mathbb{1}_{t>y_d} \cdot (t-y_d-1) \rho^{t-y_d-2} \theta \cdot \lambda_{y_d}^2 \\ \left.\frac{\partial g_{c,t,t-y_d}}{\partial \theta}\right|_p &= \rho^{t-y_d} \cdot 2 \frac{\rho + \theta}{1-\rho^2} \cdot \lambda_{y_d}^2 + \mathbb{1}_{t>y_d} \cdot \rho^{t-y_d-1} \cdot \lambda_{y_d}^2 \\ \left.\frac{\partial g_{c,t,t-y_d}}{\partial \lambda_{y_d}}\right|_p &= \rho^{t-y_d} \cdot 2 \frac{1+2\rho\theta + \theta^2}{1-\rho^2} \cdot \lambda_{y_d} + \mathbb{1}_{t>y_d} \cdot \rho^{t-y_d-1} \cdot 2\theta \cdot \lambda_{y_d} \\ \left.\frac{\partial g_{c,t,t-y_d}}{\partial \lambda_l}\right|_p &= 0, \text{ pour } l > y_d\end{aligned}$$

Pour $t \geq y_d + 1$:

$$\begin{aligned}
\left. \frac{\partial g_{c,t,t-y_d-1}}{\partial \rho} \right|_p &= \rho^{t-1975} \cdot 2 \frac{\theta(1+\rho^2) + \rho(1+\theta^2)}{(1-\rho^2)^2} \cdot \lambda_{y_d}^2 + (t-1975) \cdot \rho^{t-y_d} \cdot \mathbb{V}(v_{i,c,y_d}|c) \\
&+ \rho^{t-y_d-1} \cdot 2\theta \cdot \lambda_{y_d}^2 + (t-y_d-1) \rho^{t-y_d-2} \cdot \theta(2\rho+\theta) \cdot \lambda_{y_d}^2 \\
&+ \mathbb{1}_{t>y_d+1} \cdot \rho^{t-y_d-2} \cdot \lambda_{y_d+1}^2 + \mathbb{1}_{t>y_d+1} \cdot (t-y_d-2) \rho^{t-y_d-1} (\rho+\theta) \cdot \lambda_{y_d+1}^2 \\
\left. \frac{\partial g_{c,t,t-y_d-1}}{\partial \theta} \right|_p &= \rho^{t-1975} \cdot 2 \frac{\rho+\theta}{1-\rho^2} \cdot \lambda_{y_d}^2 + \rho^{t-y_d-1} \cdot 2(\rho+\theta) \cdot \lambda_{y_d}^2 \\
&+ \mathbb{1}_{t>y_d+1} \cdot \rho^{t-y_d-2} \cdot \lambda_{y_d+1}^2 \\
\left. \frac{\partial g_{c,t,t-y_d-1}}{\partial \lambda_{y_d}} \right|_p &= \rho^{t-1975} \cdot 2 \frac{1+2\rho\theta+\theta^2}{1-\rho^2} \cdot \lambda_{y_d} + \rho^{t-y_d-1} \cdot 2\theta(2\rho+\theta) \cdot \lambda_{y_d} \\
\left. \frac{\partial g_{c,t,t-y_d-1}}{\partial \lambda_{y_d+1}} \right|_p &= \mathbb{1}_{t>y_d+1} \cdot \rho^{t-y_d-2} \cdot 2(\rho+\theta) \cdot \lambda_{y_d+1} + \mathbb{1}_{t=y_d+1} \cdot 2\lambda_{y_d+1} \\
\left. \frac{\partial g_{c,t,t-y_d-1}}{\partial \lambda_l} \right|_p &= 0, \text{ pour } l > y_d + 1
\end{aligned}$$

Pour $t \geq y_d + 2$ et $t - s \geq y_d + 2$:

$$\begin{aligned}
\left. \frac{\partial g_{c,t,s}}{\partial \rho} \right|_p &= \rho^{2(t-y_d)-s} \cdot 2 \frac{\theta(1+\rho^2) + \rho(1+\theta^2)}{(1-\rho^2)^2} \cdot \lambda_{y_d}^2 + [2(t-y_d) - s] \cdot \rho^{2(t-y_d)-s-1} \cdot \mathbb{V}(v_{i,c,y_d}|c) \\
&+ \rho^{2(t-y_d-1)-s} \cdot 2\theta \cdot \lambda_{y_d}^2 + [2(t-y_d-1) - s] \rho^{2(t-y_d-1)-s-1} \cdot \theta(2\rho+\theta) \cdot \lambda_{y_d}^2 \\
&+ (\rho+\theta)^2 \sum_{l=y_d+1}^{t-s-1} [2(t-l-1) - s] \rho^{2(t-l-1)-s-1} \cdot \lambda_l^2 + 2(\rho+\theta) \sum_{l=y_d+1}^{t-s-1} \rho^{2(t-l-1)-s} \cdot \lambda_l^2 \\
&+ \mathbb{1}_{s \geq 1} \cdot \rho^{s-1} \cdot \lambda_{t-s}^2 + \mathbb{1}_{s \geq 1} \cdot (s-1) \rho^{s-2} (\rho+\theta) \cdot \lambda_{t-s}^2 \\
\left. \frac{\partial g_{c,t,s}}{\partial \theta} \right|_p &= \rho^{2(t-y_d)-s} \cdot 2 \frac{\rho+\theta}{1-\rho^2} \cdot \lambda_{y_d}^2 + \rho^{2(t-y_d-1)-s} \cdot 2(\rho+\theta) \cdot \lambda_{y_d}^2 \\
&+ 2(\rho+\theta) \sum_{l=y_d+1}^{t-s-1} \rho^{2(t-l-1)-s} \cdot \lambda_l^2 + \mathbb{1}_{s \geq 1} \cdot \rho^{s-1} \cdot \lambda_{t-s}^2 \\
\left. \frac{\partial g_{c,t,s}}{\partial \lambda_{y_d}} \right|_p &= \rho^{2(t-y_d)-s} \cdot 2 \frac{1+2\rho\theta+\theta^2}{1-\rho^2} \cdot \lambda_{y_d} + \rho^{2(t-y_d-1)-s} \cdot 2\theta(2\rho+\theta) \cdot \lambda_{y_d} \\
\left. \frac{\partial g_{c,t,s}}{\partial \lambda_l} \right|_p &= \rho^{2(t-l-1)-s} \cdot 2(\rho+\theta)^2 \cdot \lambda_l, \text{ pour } y_d + 1 \leq l \leq t - s - 1 \\
\left. \frac{\partial g_{c,t,s}}{\partial \lambda_{t-s}} \right|_p &= \mathbb{1}_{s \geq 1} \cdot \rho^{s-1} \cdot 2(\rho+\theta) \cdot \lambda_{t-s} + \mathbb{1}_{s=0} \cdot 2\lambda_{t-s} \\
\left. \frac{\partial g_{c,t,s}}{\partial \lambda_l} \right|_p &= 0, \text{ pour } l > t - s
\end{aligned}$$

A.6 Croissance hétérogène versus marche aléatoire : illustration et identification

Comme évoqué aux sections 2.2 et 5.2, la littérature sur la volatilité des revenus salariaux a progressivement distingué trois composantes dans la modélisation des trajectoires de revenu : un terme de croissance hétérogène représentant l'hétérogénéité des individus, un terme de marche aléatoire traduisant les chocs à effets permanents et un terme ARMA traduisant les chocs transitoires. Dans cette annexe, nous expliquons en quoi ces trois composantes se distinguent statistiquement et comment elles peuvent être toutes trois identifiables.

A.6.1 Illustration des composantes par des trajectoires individuelles

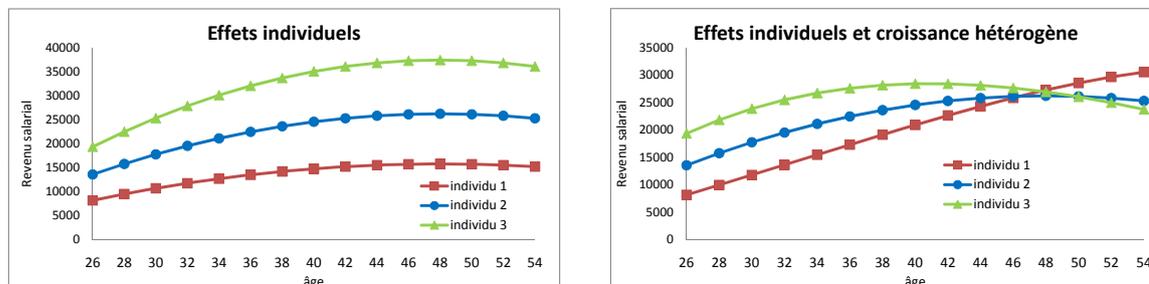
Pour mieux comprendre l'intérêt de distinguer trois composantes distinctes de la variance des revenus salariaux, on peut illustrer chacune en termes de trajectoire individuelle. La composante f_{ct} représente la trajectoire moyenne des individus d'une cohorte, qui prend habituellement une forme croissante en début de carrière, puis stable ou décroissante en fin de carrière (Koubi, 2003).

Presque toutes les modélisations des revenus salariaux sur données de panel comportent en outre des effets individuels sur les revenus pris en logarithmes, afin de traduire l'hétérogénéité des individus. Ces effets individuels permettent d'obtenir des niveaux de revenu différents selon les individus, mais les trajectoires de revenus restent proportionnelles les unes aux autres tout au long de la carrière (figure 17). L'ajout d'un terme de croissance hétérogène permet d'obtenir des profils de carrière différents selon les individus, certains pouvant avoir des revenus croissants tout au long de la carrière tandis que d'autres ont des revenus décroissants en fin de carrière. Lorsque la corrélation entre les effets individuels constants et le terme de croissance hétérogène est négative, la variance initiale entre individus tend à se résorber en début de carrière (mais se creuse à nouveau par la suite). Lorsque cette corrélation est positive, les écarts ne cessent de s'amplifier tout au long de la carrière.

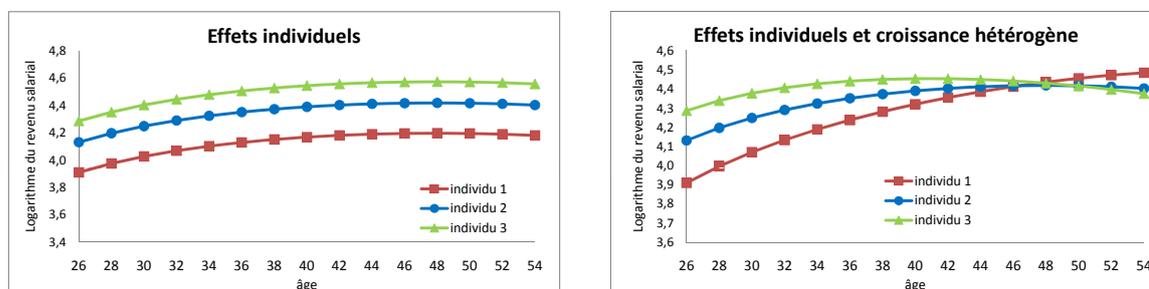
Dans cette étude, nous focalisons notre intérêt sur les composantes expliquant la dispersion du logarithme des revenus au sein des cohortes. Une fois extraites les trajectoires moyennes des cohortes f_{ct} , les autres composantes du logarithme des revenus sont centrées sur zéro. Les effets individuels correspondent à une situation où les écarts entre individus restent constants au cours de la carrière (figure 18). Le terme ARMA modélise des différences dont l'ampleur reste également constante au cours du temps, mais qui sont peu persistantes, de sorte que le classement des individus peut évoluer. Les termes de croissance hétérogène et de marche aléatoire modélisent tous deux des écarts qui s'accroissent au cours du temps. Dans le cas de la croissance hétérogène, l'accroissement des écarts est régulier et le classement des individus est stable au cours du temps, tandis qu'en cas de marche aléatoire, les

GRAPHIQUE 17 – Exemples de trajectoires d’individus selon la modélisation de l’hétérogénéité (avec $Cov(a_i, b_i) < 0$)

Trajectoires de revenu



Trajectoires en logarithme du revenu



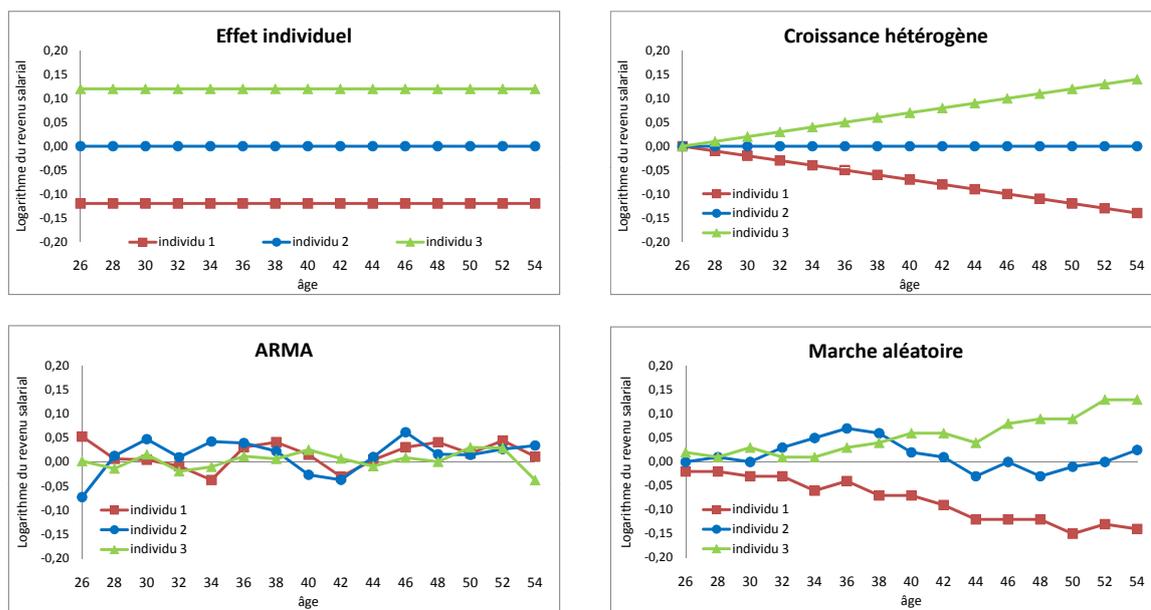
accroissements sont irréguliers et le classement des individus peut évoluer.

A.6.2 Identification des différentes composantes par les covariances

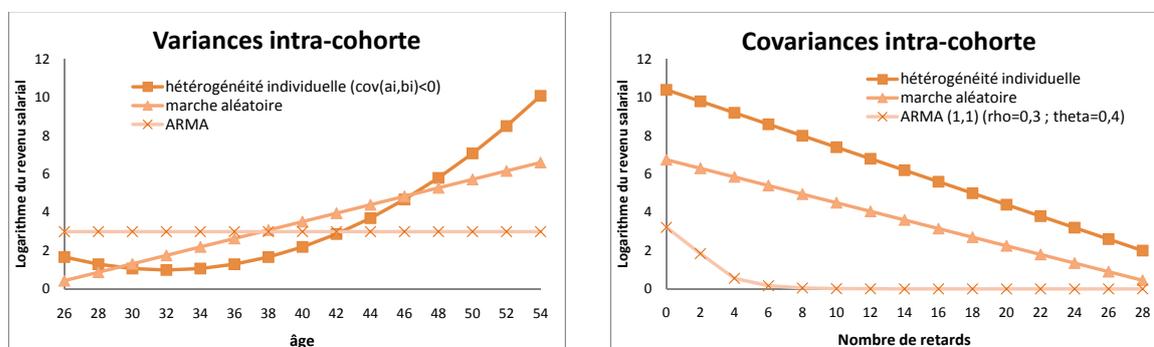
En l’absence d’évolution des paramètres temporels, les trois composantes d’hétérogénéité individuelle, de marche aléatoire et d’ARMA contribuent différemment au profil par âge de la variance en coupe au sein d’une cohorte. Le terme ARMA stationnaire représente une constante. Au contraire, la contribution de la marche aléatoire s’accroît linéairement avec le vieillissement de la cohorte (figure 19). La contribution du terme d’hétérogénéité (effet individuel et croissance hétérogène) prend pour sa part la forme d’un polynôme de degré deux, avec une baisse de la variance en coupe en début de carrière lorsque la corrélation entre effet individuel et croissance hétérogène est négative ($\sigma_{ab} < 0$), ce qui est généralement le cas dans la littérature.

Ces trois contributions permettent de reconstituer les évolutions réelles des variances en coupe au sein des cohortes : celles-ci comportent parfois une baisse en début de carrière (cohortes 1958, 1966, 1974), puis tendent globalement à augmenter avec l’âge (figure 20). La distinction entre croissance hétérogène et marche aléatoire repose principalement sur la forme linéaire ou quadratique de ces évolutions. Le diagnostic à porter sur des carrières complètes (représentées ici) peut donc être différent de celui qui prévaut sur des tranches

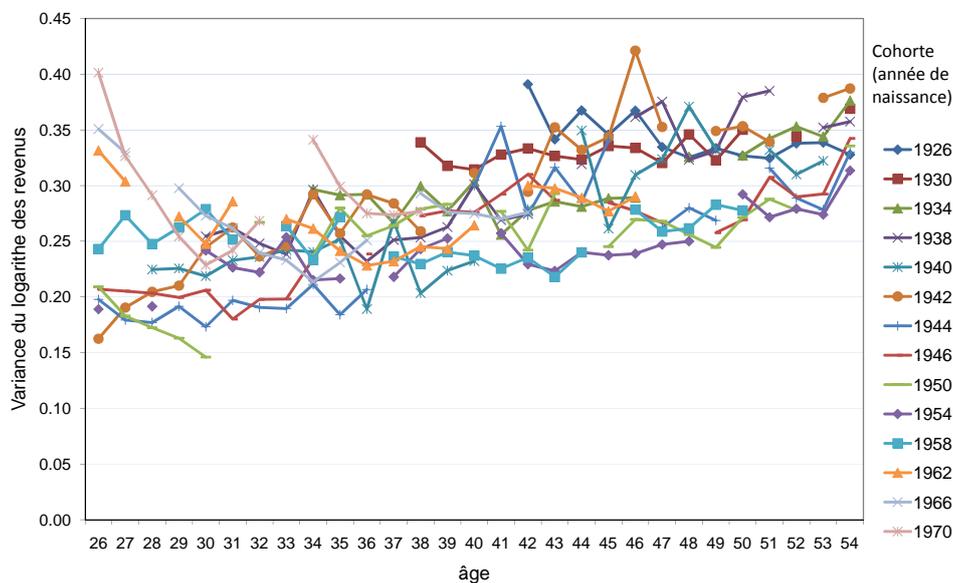
GRAPHIQUE 18 – Exemples de trajectoires d'individus pour chaque composante du logarithme des revenus salariaux



GRAPHIQUE 19 – Contributions schématiques des différentes composantes aux moments d'ordre deux du logarithme des revenus



GRAPHIQUE 20 – Variances du logarithme des revenus au sein des cohortes



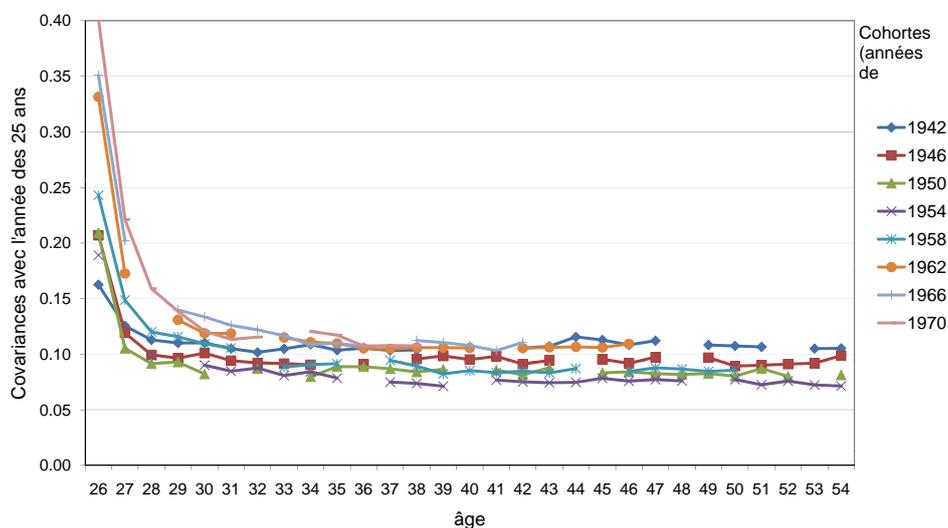
Source : panel DADS.

Champ : cohortes cylindrées en continu sur l'ensemble de la carrière, avec un minimum de neuf années de présence.

de carrière de 10 ans.

Toujours en l'absence d'évolution des paramètres temporels, les contributions des composantes aux autocovariances des cohortes ont des formes différentes. La contribution du terme ARMA s'atténue rapidement avec le nombre de retards tandis que celle de la marche aléatoire tend linéairement vers zéro (figure 19). La contribution du terme d'hétérogénéité individuelle (effet individuel et croissance hétérogène) est pour sa part une fonction affine du nombre de retards. Ces différentes contributions permettent de reproduire la forme des autocovariances observées, qui commencent par décroître fortement avec le nombre de retards puis s'apparentent à des fonctions affines (figure 21). Les paramètres de l'ARMA sont identifiés d'après la forme de la décroissance pour un petit nombre de retards.

GRAPHIQUE 21 – Covariances du logarithme des revenus au sein des cohortes



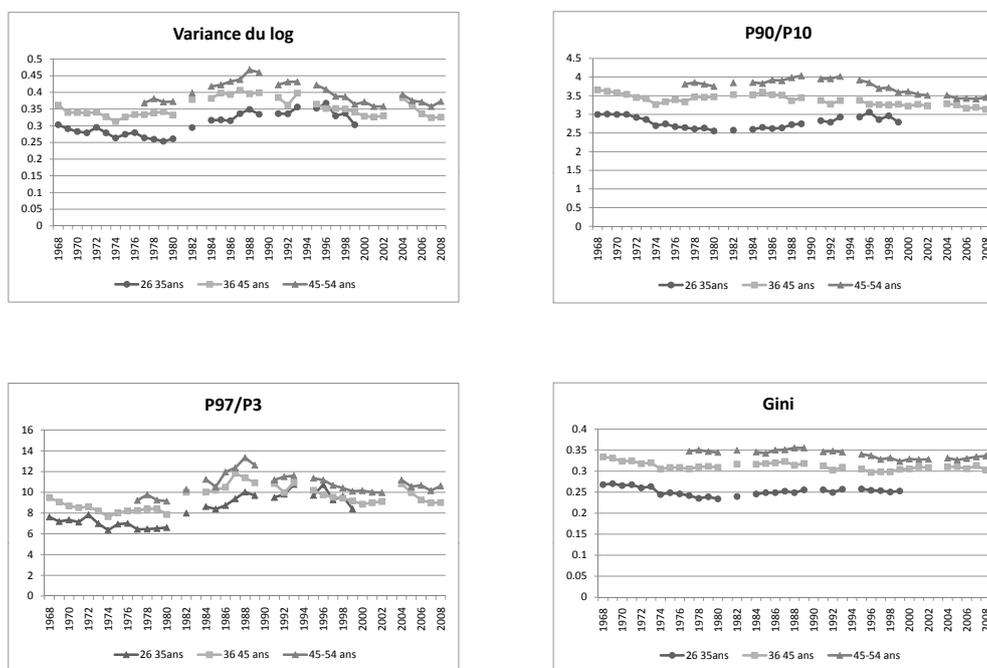
Source : panel DADS.

Champ : cohortes cylindrées en continu sur l'ensemble de la carrière, avec un minimum de neuf années de présence.

B Comparaison de différents indicateurs d'inégalité en coupe sur nos données

L'estimation de notre modèle s'appuie sur les variances et covariances du log des revenus salariaux. Or la variance du log n'est qu'un indicateur d'inégalité parmi d'autres. Lorsqu'on le compare sur notre période d'étude à d'autres indicateurs plus couramment utilisés, on constate que ses évolutions sont plus marquées que celles de l'écart P90-P10 ou de l'indice de Gini (graphique 22). Elles sont en revanche très similaires à celle du rapport du 97ème et 3ème centile. En particulier, ces deux derniers indicateurs montrent une forte hausse des inégalités en coupe entre 1980 et 1987, qui n'apparaît pas ou peu sur les indicateurs Gini et P90/p10. Notre indicateur de variance du log paraît donc sensible aux bords extrêmes de la distribution.

GRAPHIQUE 22 – Evolution de différents indicateurs d'inégalités



Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

La hausse des inégalités en coupe dans les années 80 provient donc surtout des bords extrêmes de la distribution, et nos résultats montrent qu'elle découle de phénomènes de volatilité plutôt que d'inégalités, sauf pour les jeunes où les deux types de phénomènes interviennent.

C Résultats complémentaires d'estimation

TABLEAU 5 – Paramètres estimés par tranches d'âge pour le revenu salarial - comparaison de modèles

Paramètre	Forme du modèle		
	Croissance hétérogène seule	Marche aléatoire seule	Crois. hétérogène et marche aléatoire
Tranche d'âge 26-35 ans			
Croissance hétérogène			
$\sigma_a^2 * \alpha^2$ moyen	0.175*** (0.001)	0.124*** (0.001)	0.177*** (0.001)
$\sigma_b^2 * \alpha^2$ moyen	0.001*** (0.000)		0.001*** (0.000)
ρ_{ab}	-0.373*** (0.003)		-0.391*** (0.002)
Marche aléatoire			
β^2		0.037*** (0.003)	0.004 (0.008)
ARMA			
λ^2 moyen	0.123*** (0.001)	0.130*** (0.001)	0.121*** (0.001)
ρ	0.382*** (0.040)	0.616*** (0.016)	0.354*** (0.024)
θ	-0.134*** (0.033)	-0.319*** (0.014)	-0.113*** (0.020)
Tranche d'âge 36-45 ans			
Croissance hétérogène			
$\sigma_a^2 * \alpha^2$ moyen	0.226*** (0.001)	0.222*** (0.001)	0.236*** (0.001)
$\sigma_b^2 * \alpha^2$ moyen	0.001*** (0.000)		0.001*** (0.000)
ρ_{ab}	-0.020*** (0.002)		-0.157*** (0.001)
Marche aléatoire			
β^2		0.030*** (0.001)	0.018*** (0.005)
ARMA			
λ^2 moyen	0.095*** (0.001)	0.089*** (0.001)	0.088*** (0.001)
ρ	0.528*** (0.041)	0.428*** (0.036)	0.340*** (0.036)
θ	-0.240*** (0.032)	-0.184*** (0.031)	-0.109*** (0.030)
Tranche d'âge 45-54 ans			
Croissance hétérogène			
$\sigma_a^2 * \alpha^2$ moyen	0.239*** (0.003)	0.265*** (0.001)	0.265*** (0.004)
$\sigma_b^2 * \alpha^2$ moyen	0.000 (0.000)		0.000 (0.000)
ρ_{ab}	1.000*** (0.004)		-1.000*** (0.006)
Marche aléatoire			
β^2		0.015*** (0.002)	0.015 (0.011)
ARMA			
λ^2 moyen	0.089*** (0.001)	0.082*** (0.001)	0.082*** (0.002)
ρ	0.826*** (0.026)	0.780*** (0.025)	0.780*** (0.060)
θ	-0.424*** (0.015)	-0.428*** (0.019)	-0.428*** (0.022)

D Décomposition du revenu salarial entre entre salaire journalier et durée d'emploi

Le revenu salarial dépend à la fois du niveau de rémunération et du temps de travail. Si les salaires sont encadrés par le droit du travail (salaire minimum), il est plus difficile d'agir sur les quantités de travail, notamment pour les publics ayant des difficultés d'insertion. D'où l'intérêt d'analyser séparément les deux phénomènes. Dans cette partie, nous décomposons le revenu salarial entre durée d'emploi et salaire journalier. Notre modèle est appliqué séparément aux deux composantes afin de mieux comprendre l'origine des mouvements observés sur les revenus salariaux.

Un décompte précis du temps de travail devrait s'appuyer sur un nombre d'heures travaillées, mais celles-ci ne sont reportées que depuis 1994. C'est pourquoi nous utiliserons plutôt les durées d'emploi, qui constituent une approximation du nombre de jours travaillés. Le revenu salarial peut s'écrire comme le produit d'un salaire journalier (sj) et d'une durée d'emploi dans l'année (en jours, d). La dispersion du logarithme du revenu salarial se décompose alors entre un terme de dispersion des salaires journaliers, un terme de dispersion des durées de travail, et un terme de covariance entre salaire et durée du travail :

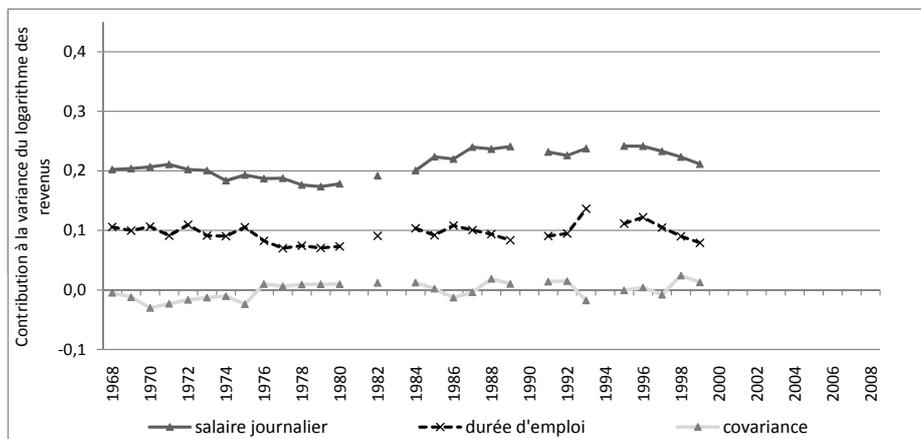
$$\begin{cases} y_{ict} = \log(sj_{ict} * d_{ict}) \\ \mathbb{V}(y_{ict}) = \mathbb{V}(\log(sj_{ict})) + \mathbb{V}(\log(d_{ict})) + 2.Cov(\log(sj_{ict}), \log(d_{ict})) \end{cases}$$

Le terme de dispersion des salaires journaliers est de loin le plus important, et son poids augmente avec l'âge : il représente respectivement 69, 82 et 88 % de la variance des revenus sur les trois tranches d'âge 26-35 ans, 36-45 ans et 45-54 ans (figure 23). La deuxième contribution est celle des durées d'emploi, tandis que le terme de covariance est proche de zéro. Dans la suite de cette partie nous nous focaliserons uniquement sur les salaires journaliers et les durées d'emploi pour expliquer les évolutions de la volatilité et des inégalités de revenu salariaux.

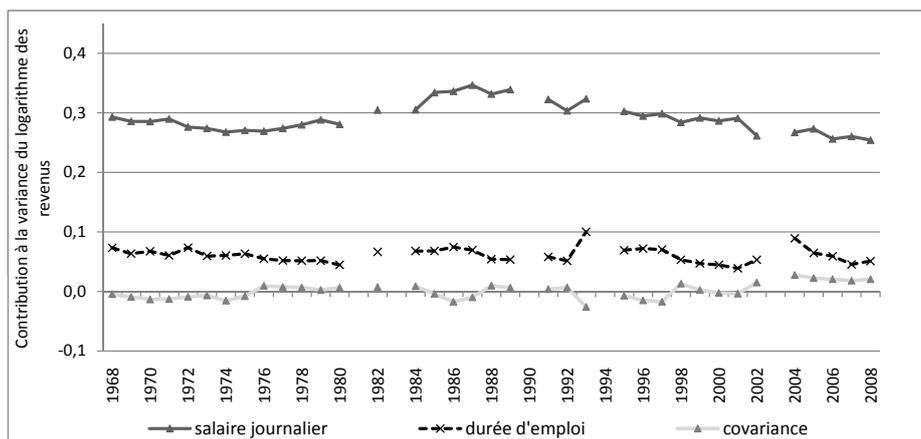
Remarquons qu'on aurait pu s'attendre à une covariance positive entre taux de salaires et quantités de travail : les personnes pouvant prétendre à un salaire élevé sont à la fois plus incitées à travailler et plus à même de trouver un emploi facilement dans un contexte de chômage important. On constate au contraire que le coefficient de corrélation prend des valeurs significativement négatives ou significativement positives selon les années, oscillant dans un intervalle compris entre -0,10 et +0,15. Ce phénomène découle en partie du fait que la durée d'emploi mesure imparfaitement le nombre de jours travaillés : une sur-estimation des quantités de travail va de pair avec une sous-estimation du taux de salaire, ce qui tend à corrélérer négativement les deux variables. Par ailleurs, le coefficient de corrélation linéaire n'est pas nécessairement un très bon indicateur pour mesurer les liens entre deux variables

D DÉCOMPOSITION DU REVENU SALARIAL ENTRE SALAIRE JOURNALIER ET DURÉE D'EMPLOI

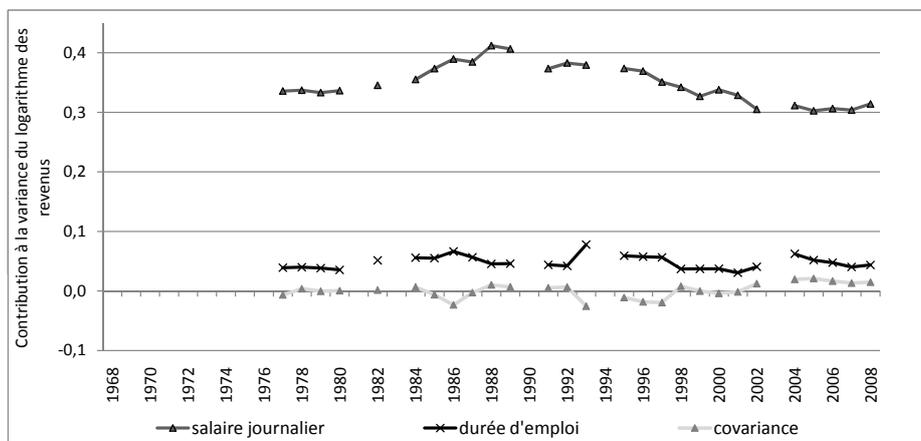
GRAPHIQUE 23 – Contribution du salaire journalier et de la durée d'emploi à la variance du revenu salarial (en log)



(a) Tranche d'âge 26-35 ans



(b) Tranche d'âge 36-45 ans



(c) Tranche d'âge 45-54 ans

Source : panel DADS, cylindré par tranche d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

présentant des points d'accumulation. Or la durée d'emploi a un fort point de masse en haut de la distribution (correspondant à une année complète) et la distribution des salaires journaliers a un point de masse en bas de la distribution (autour du SMIC).

D.1 Inégalités et volatilité pour le salaire journalier et la durée d'emploi

Nous appliquons au salaire journalier et à la durée d'emploi la même stratégie qu'au revenu salarial afin de séparer la volatilité des inégalités. Cependant, le modèle central retenu pour le revenu salarial (avec croissance hétérogène mais sans marche aléatoire) n'est pas nécessairement le plus adapté pour le salaire journalier ou la durée en emploi. Nous avons testé les différentes spécifications présentées à la section 5.2 pour retenir les plus adaptées. Pour les durées d'emploi, la spécification avec croissance hétérogène seulement convient pour toutes les tranches d'âge (la marche aléatoire n'est pas significative). Pour les salaires journaliers, nous retenons la spécification avec marche aléatoire seule sur les tranches 36-45 ans et 45-54 ans (la croissance hétérogène n'est pas significative). Pour la tranche 26-35 ans, les deux composantes sont significatives²⁴. Les résultats d'estimation pour les modèles retenus sont présentés dans le tableau 6. Quoi qu'il en soit, le choix du modèle a peu d'impact sur les résultats présentés : comme pour le revenu, les différentes spécifications donnent une décomposition assez similaire de la variance entre inégalités et volatilité.

Pour toutes les tranches d'âge, la variance en coupe des durées d'emploi provient presque exclusivement de la volatilité (graphique 24), ce qui signifie que ce ne sont pratiquement jamais les mêmes individus qui ont des durées d'emploi réduites sur l'année. Ceci tient en partie à la définition de notre population d'étude, qui exclut les individus qui connaissent une période de chômage ou de non-participation durant plus d'une année civile. A l'opposé, la variance en coupe des salaires journaliers provient majoritairement des inégalités (chocs permanents inclus).

D.2 Salaire journalier et salaire horaire

Le poids important de la dispersion des salaires dans celle des revenus découle pour une bonne part de la méthode de décomposition basée sur les durées d'emploi. La durée d'emploi mensuelle correspond au nombre de jours écoulés entre le premier jour travaillé et le dernier. Elle peut donc inclure des jours non-travaillés, notamment pour des travailleurs à temps partiel ou en intérim. Il en résulte une sur-estimation du nombre de jours travaillés pour certains contrats (surtout des petits contrats à temps partiel), comme en atteste l'observation de salaires journaliers inférieurs au salaire minimum. Une partie de la variabilité des quantités de travail est ainsi reportée sur les salaires journaliers.

La variable du nombre d'heures travaillées n'est disponible que depuis 1994, c'est pourquoi

²⁴. Sur les graphiques, les deux composantes permanentes sont additionnées pour faciliter les comparaisons

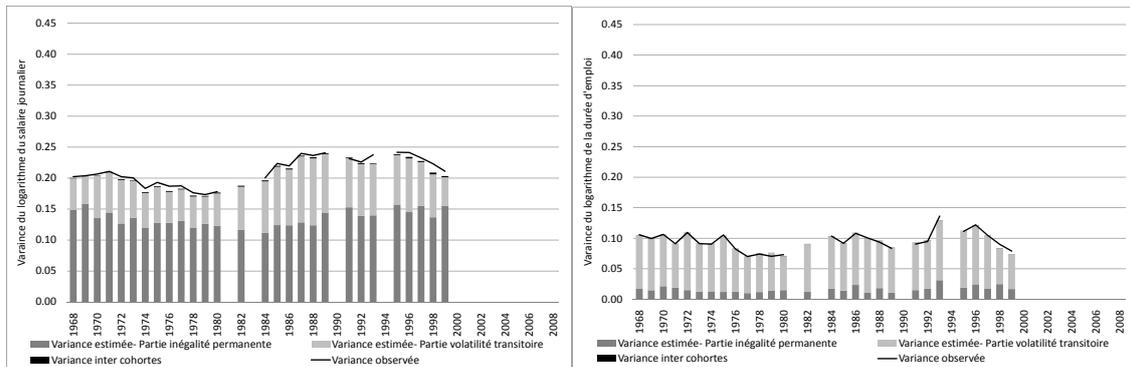
*D DÉCOMPOSITION DU REVENU SALARIAL ENTRE ENTRE SALAIRE
JOURNALIER ET DURÉE D'EMPLOI*

TABLEAU 6 – Paramètres estimés par tranches d'âge pour le salaire journalier et la durée d'emploi - modèles retenus uniquement

	Tranches d'âge		
	26-35 ans	36-45 ans	45-54 ans
Salaires journaliers			
Croissance hétérogène			
$\sigma_a^2 * \alpha^2$ moyen	0.103*** (0.001)	0.197*** (0.001)	0.220*** (0.004)
$\sigma_b^2 * \alpha^2$ moyen	0.001*** (0.000)		
ρ_{ab}	-0.167*** (0.002)		
Marche aléatoire			
β^2	0.044*** (0.009)	0.039*** (0.001)	0.023 (0.003)
ARMA			
λ^2 moyen	0.069*** (0.001)	0.053*** (0.001)	0.061*** (0.001)
ρ	0.285 (0.051)	0.309*** (0.096)	0.917*** (0.035)
θ	-0.148 (0.044)	-0.196*** (0.087)	-0.605*** (0.027)
Durées d'emploi			
Croissance hétérogène			
$\sigma_a^2 * \alpha^2$ moyen	0.043*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.008*** (0.001)
$\sigma_b^2 * \alpha^2$ moyen	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
ρ_{ab}	-0.913*** (0.002)	-0.760*** (0.004)	-0.769*** (0.013)
ARMA			
λ^2 moyen	0.078*** (0.001)	0.051*** (0.000)	0.042*** (0.000)
ρ	0.060 (0.051)	0.162*** (0.048)	0.426*** (0.048)
θ	0.047 (0.047)	-0.025 (0.043)	-0.245*** (0.041)

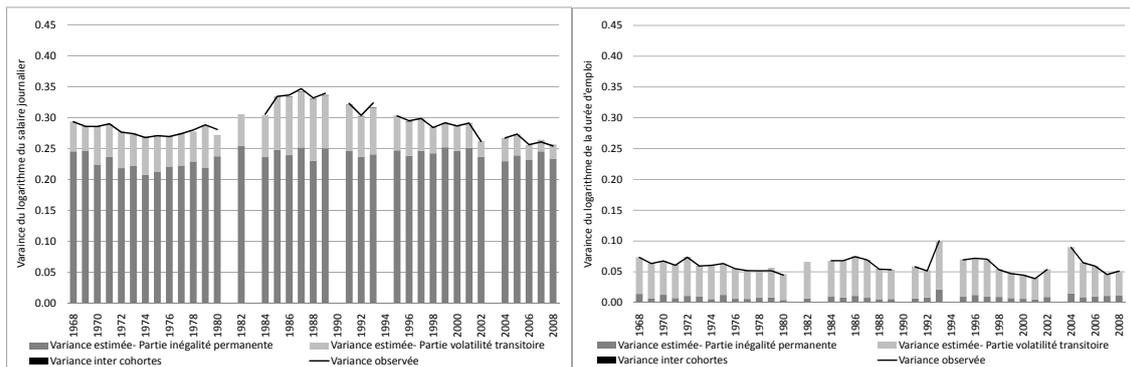
D DÉCOMPOSITION DU REVENU SALARIAL ENTRE SALAIRE JOURNALIER ET DURÉE D'EMPLOI

GRAPHIQUE 24 – Décomposition de la variance du salaire journalier et de la durée d'emploi (pris en logarithme)



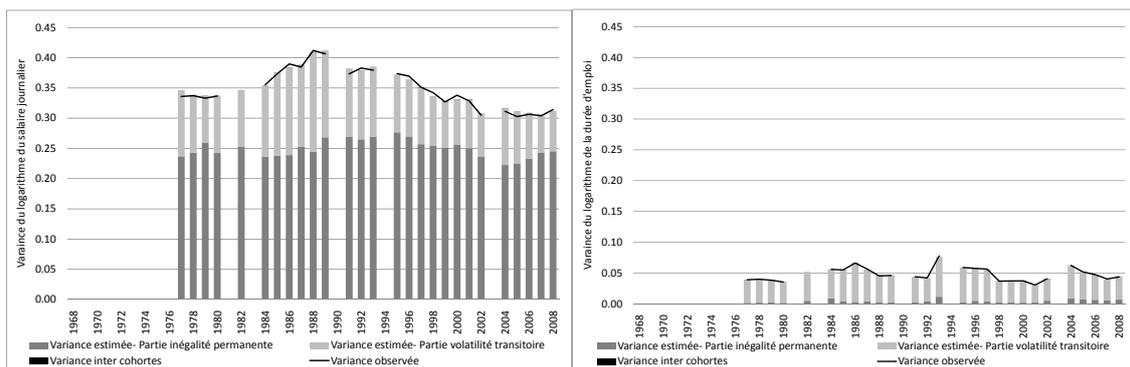
(a) 26 35 ans, salaire journalier

(b) 25 36 ans, durée



(c) 36 45 ans, salaire journalier

(d) 36 45 ans, durée



(e) 45 54 ans, salaire journalier

(f) 45 54 ans, durée

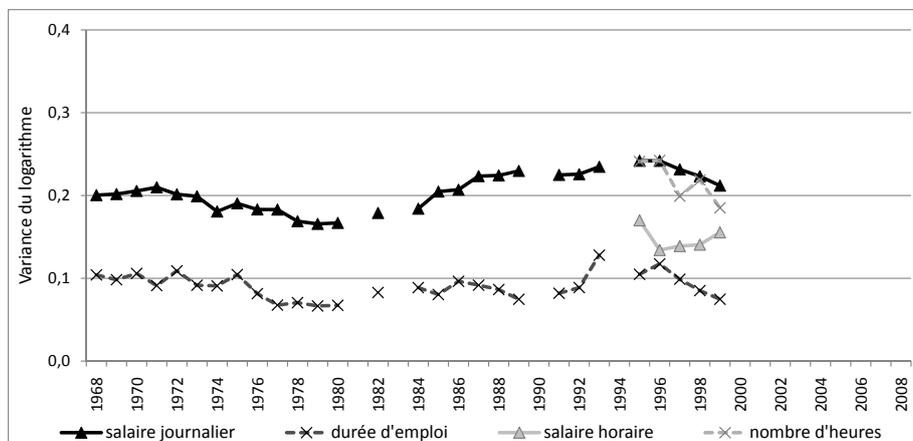
Source : panel DADS, cylindré par tranches d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

notre décomposition du revenu salarial entre quantité de travail et salaire est fondée sur des durées d'emploi (disponibles sur toute la période), alors qu'une mesure basée sur le nombre d'heures travaillée serait plus satisfaisante. Nous comparons les deux décompositions pour mieux connaître l'incidence de ce choix.

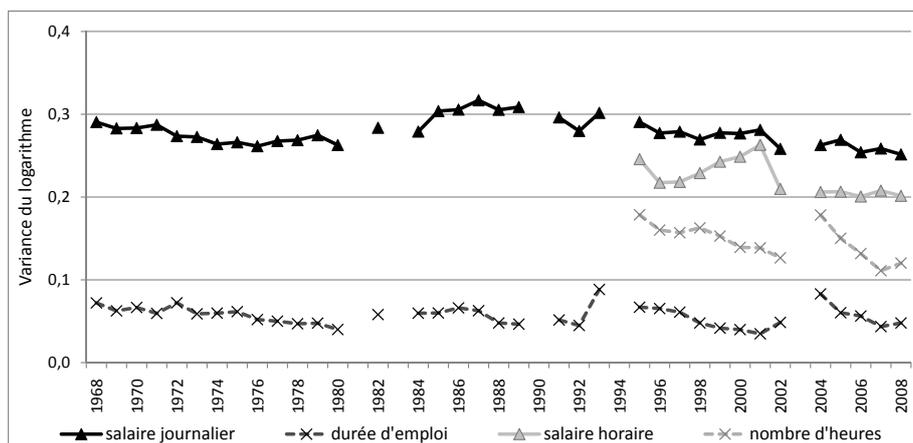
Le salaire horaire explique bien une plus grande part de la variance des revenus que le salaire journalier (graphique 25). Dans le cas des 26-35 ans, la hiérarchie entre quantité de travail et salaires va jusqu'à s'inverser : lorsqu'on utilise la décomposition basée sur les durées de paie, ce sont les salaires journaliers qui expliquent la plus grande part de la variance des revenus, mais lorsqu'on utilise la décomposition basée sur le nombre d'heures travaillées, c'est la quantité de travail qui devient majoritaire. Le temps partiel, qui touche environ 10% de notre échantillon tel que défini dans les DADS, est donc un important facteur d'explication de la variation du revenu salarial. Cependant, les évolutions des contributions sont relativement similaire qu'on utilise l'une ou l'autre décomposition, sauf à la fin des années 1990, au moment du passage aux 35 heures.

*D DÉCOMPOSITION DU REVENU SALARIAL ENTRE SALAIRE
JOURNALIER ET DURÉE D'EMPLOI*

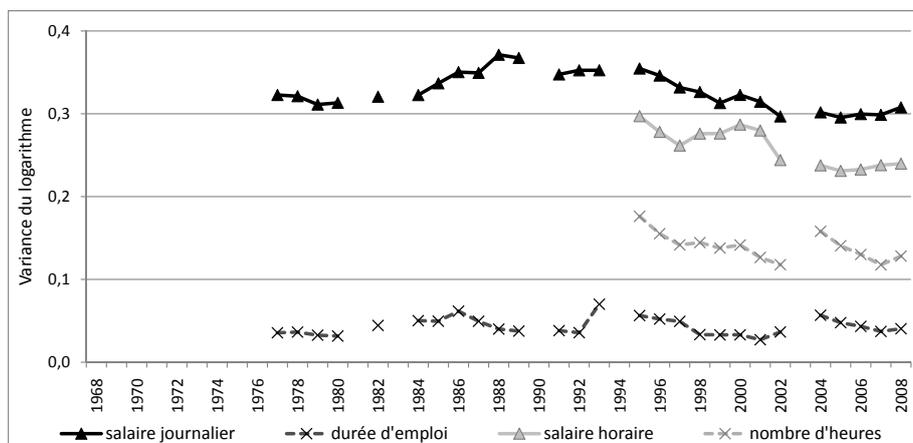
GRAPHIQUE 25 – Décomposition de la variance en coupe entre salaire journalier et durée de paie ou salaire horaire et nombre d'heures



(a) Tranche d'âge 26-35 ans



(b) Tranche d'âge 36-45 ans



(c) Tranche d'âge 45-54 ans

Source : panel DADS, cylindré par tranches d'âge, hommes salariés du secteur privé entre 26 et 54 ans.

Note de lecture : .

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?			G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996			G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût	G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?					G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés

G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des

G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marche-pied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full- Time Male Workers from a matched Employer- Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers

G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	prises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production	
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT et D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE, P. FEVRIER et L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/14	D. BLANCHET et S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2013/01-F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT et P-A PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état		
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/02-F1302	C. TRÉVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?		
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: theory and Evidence from French Firms	G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models		
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies		
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TRÉVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance		
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?		
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail		
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years		
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy		
G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?		
G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data		
G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entre-	G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/12	C. GRISLAIN-LETRÉMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance		
		G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSIC French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis		