

Familles, entreprises et écart de salaire entre hommes et femmes en France

Elise Coudin (Insee, CREST)

Sophie Maillard (Insee)

Maxime Tô (IPP, UCL, IFS)

- Malgré leur rattrapage en termes de niveau d'études et d'expérience professionnelle, les femmes restent moins bien payées que les hommes : en France, en 2014, les femmes touchent **14.4 %** de moins de l'heure que les hommes dans le secteur privé.
- Après contrôle de l'ancienneté, l'expérience, l'âge, le niveau d'éducation, la CS, le temps partiel, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise et la région, on trouve un écart **inexpliqué** de salaire horaire de **8.4 %**.

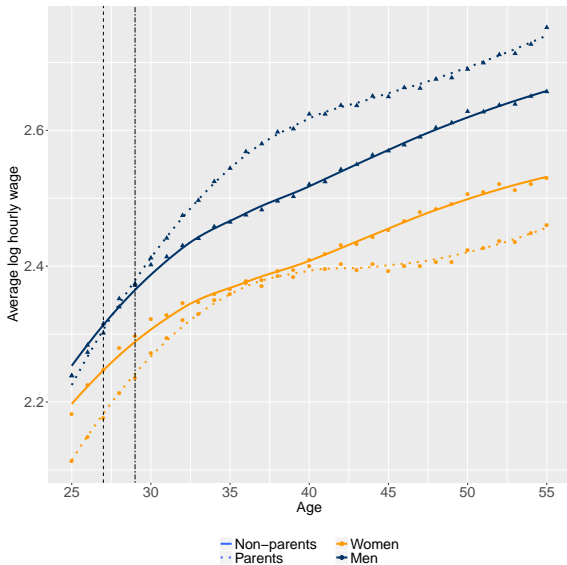
On s'intéresse au rôle joint des entreprises et de la composition familiale sur les écarts de salaire H-F.

Familles et écart salarial H-F

- Différents travaux ont mis en avant l'importance de considérer le cycle de vie pour étudier les inégalités H-F sur le marché du travail : Goldin et Mitchell (2017); Bertrand (2010); Goldin et Kerr (2017).
- Les naissances sont à l'origine d'importantes pertes salariales : Kleven et Landais (2018), Albrecht et al (2017), Barth et al (2017).
- A partir de données françaises, Wilner (2016) montre que la baisse de salaire entraînée par les naissances est plus élevée chez les mères que chez les pères quand on contrôle de l'hétérogénéité des salariés et des entreprises et lorsqu'on tient compte de la dépréciation du capital humain.

Motivation

Figure 1: Log-salaire horaire moyen par sexe et statut familial

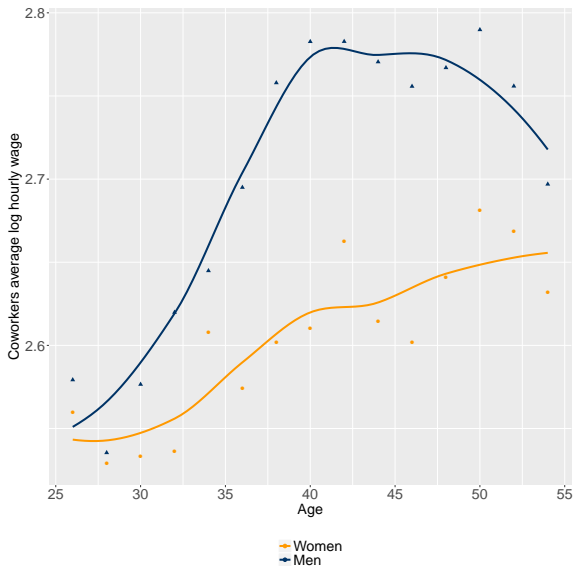


Le rôle des entreprises

- Deux mécanismes possibles :
 - Les femmes sont moins souvent en emploi dans des entreprises versant des hauts salaires → **Ségrégation inter-entreprises**
 - Les hommes et les femmes en emploi dans une même entreprise ne sont pas payés autant → **Inégalités intra-entreprises**
- Card, Cardoso and Kline (2016) ont mesuré que ces deux effets de *sorting* et *bargaining* représentaient resp. 20 % et 6 % de l'écart total de salaire horaire entre H et F au Portugal.

Motivation

Figure 2: Moyenne du log-salaire horaire des collègues de son entreprise en fonction du sexe



La principale contribution de ce travail est de concilier ces deux types d'explication- composition familiale, d'une part, rôle des entreprises, d'autre part. On se propose ainsi de mesurer le *sorting* et le *bargaining* en relation avec la naissance d'enfants dans le foyer.

- On trouve un effet de *sorting* 3 fois plus élevé chez les parents que chez les non parents.
- On mesure le *sorting* et le *bargaining* à différents instants avant et après la naissance d'un premier enfant. On observe une hausse rapide et permanente du *sorting* juste après la première naissance.
- En lien avec ces résultats, on documente ce qui différencie les entreprises où travaillent les mères des autres. On trouve ainsi que les femmes sont en emploi plus près de leur domicile que les hommes après une naissance, et qu'elles travaillent dans des entreprises qui privilégient des horaires plus flexibles.

Données et modèle à doubles effets fixes

Identification

Résultats

Ségrégation entre entreprises et vie familiale

Quels mécanismes pour expliquer ce résultat ?

Conclusion

Données et modèle à doubles effets fixes

- On utilise le panel DADS (*Données Annuelles de Déclarations Sociales*) qui permet d'identifier le salarié et son employeur au cours du temps (*linked employer-employee data*).
- On l'apparie avec l'EDP (*Échantillon Démographique Permanent*), qui est un panel constitué à partir des recensements -enquêtes annuelles de recensement depuis 1999- et des données d'état civil, ainsi qu'avec FARE (*Fichier Approché des Résultats d'Esane*) pour compléter l'information disponible sur les entreprises.
- **Champ** : salariés de 16 à 64 ans, secteur privé (heures travaillées), France métropolitaine, hors agriculteurs, artisans-commerçants, apprentis et stagiaires, salariés des particuliers-employeurs. N= 153 606 salariés (1 652 170 observations).

Un modèle de partage de la rente

Suivant Card Cardoso et Kline (2016), on fait l'hypothèse que les salaires sont déterminés par un "rent sharing model" :

- L'*outside option* du travailleur est déterminée par son hétérogénéité individuelle.
- Le surplus est déterminé par la productivité de l'entreprise et un terme d'hétérogénéité spécifique à l'emploi, indépendant des termes d'hétérogénéité individu et entreprise.
- Les salaires sont le résultat d'un Nash bargaining. Le pouvoir de négociation est spécifique au sexe du salarié.
- Il en résulte une spécification additive avec des effets fixes entreprises différents entre hommes et femmes.

Modèle à doubles effets fixes

La contrepartie empirique du modèle décrit précédemment est le modèle AKM (Abowd, Kramarz et Margolis, 1999).

On estime séparément pour chaque sexe $g \in \{F, M\}$ un modèle à doubles effets fixes :

$$w_{it}^g = \beta^g x_{it} + \theta_i + \psi_{J(i,t)}^g + r_{it}$$

où x_{it} les caractéristiques variables dans le temps du salarié i , θ_i l'effet fixe individuel de i , $\psi_{J(i,t)}^g$ l'effet entreprise employeuse de i en date t .

◀ Effets fixes séparables

- L'effet fixe salarié capte la productivité des individus. L'effet fixe entreprise rend compte de la “prime” versée par l'entreprise en fonction de la valeur ajoutée dégagée par son activité.
- Dans ce modèle, l'effet fixe entreprise **peut varier entre H et F pour un même employeur** : une entreprise peut rémunérer différemment des salariés de même productivité individuelle s'ils sont de sexe opposé.

Identification des effets de bargaining et sorting

Une fois estimé l'ensemble des effets fixes entreprises pour H et F, on utilise une décomposition à la Oaxaca-Blinder (1973) pour distinguer les deux effets.

Cela revient à comparer les effets entreprises observés à ceux qu'on obtiendrait si les salariés d'un sexe étaient en emploi dans les mêmes proportions dans les mêmes entreprises que les salariés de l'autre sexe :

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^M \mid M \right] - \mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^F \mid F \right] &= \underbrace{\mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^M - \psi_{J(i,t)}^F \mid M \right]}_{\text{Bargaining effect}} \\ &+ \underbrace{\mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^F \mid M \right] - \mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^F \mid F \right]}_{\text{Sorting effect}} \end{aligned}$$

Identification

L'hypothèse de mobilité exogène

On peut montrer qu'une régression simple permet d'estimer sans biais le modèle à doubles effets fixes si :

$$\mathbb{E} \left[(r_{it} - \bar{r}_i) \left(\mathbf{1}_{J(i,t)=j} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{1}_{J(i,t)=j} \right) \right] = 0, \quad \forall j \in \{1 \dots J\}. \quad (1)$$

- La condition est active pour les salariés changeant d'employeur durant la période d'observation.
- Dans chaque entreprise, conditionnellement au statut de mobilité, les chocs inobservés sur le salaire (r_{it}) ne doivent pas dévier de leur valeur moyenne (\bar{r}_i).
- Cette condition d'exogénéité est vérifiée si la mobilité des salariés d'une entreprise à l'autre n'est pas corrélée aux chocs sur les profits des entreprises, sur la valeur produite par le *match* entre salarié et entreprise et sur la productivité individuelle.

L'hypothèse de mobilité exogène

- De la même manière que CCK (2016), on vérifie la validité de certaines des prédictions associées à la condition d'exogénéité. Par exemple, est-ce que des mobilités symétriques entraînent bien des variations de salaire opposées ?
- De ce point de vue, on ne rejette pas la validité de l'hypothèse en population générale (H et F). [◀ Plus](#)
- Ce résultat ne tient pas pour certains groupes spécifiques de salariés comme les cadres.

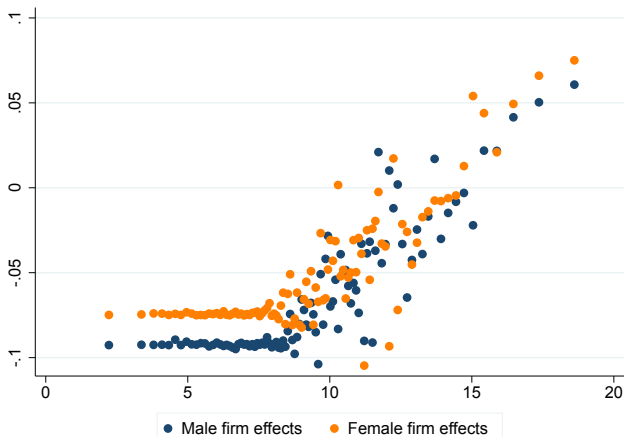
Echantillon d'estimation

- Pour chaque sexe, l'estimation est réalisée sur l'ensemble connecté d'entreprises et de salariés le plus grand (une fois regroupées ensemble les entreprises de moins de 10 salariés). On présente les résultats pour les salariés des entreprises présentes dans les deux ensembles.
- 102 048 salariés (45 124 F et 56 924 H), 912 784 observations (400 459 F et 512 325 H) ◀ Echantillon initial vs. final
- Les effets entreprises sont identifiés à une constante près (Abowd, Creedy and Kramarz, 2002). CCK les normalisent de sorte qu'ils soient nuls pour H et F dans les entreprises à faible valeur ajoutée.

Effets entreprises et valeurs ajoutées des entreprises

On procède comme CCK (2016) en testant deux normalisations : fixer à zéro en moyenne les effets des entreprises (a) à basse valeur ajoutée et (b) du secteur hébergement-restauration.

Figure 3: Effets entreprises en fonction de la log valeur ajoutée par salarié



Résultats

One-way vs. two-way fixed effect models

Table 1: One-way vs. two-way fixed effect model estimates

	Women		Men	
	1 FE	2 FE	1 FE	2 FE
Age	0.040*** (0.001)	0.041*** (0.001)	0.039*** (0.001)	0.031*** (0.001)
Age ² /100	-0.041*** (0.001)	-0.038*** (0.001)	-0.041*** (0.001)	-0.039*** (0.001)
Experience	0.017*** (0.000)	0.011*** (0.000)	0.020*** (0.000)	0.013*** (0.000)
Experience ² /100	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
Seniority	0.008*** (0.000)	0.010*** (0.000)	0.011*** (0.000)	0.012*** (0.000)
Seniority ² /100	-0.032*** (0.002)	-0.032*** (0.002)	-0.042*** (0.001)	-0.040*** (0.001)
1 child	-0.056*** (0.004)	-0.049*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.017*** (0.004)
2 children	-0.069*** (0.004)	-0.064*** (0.005)	-0.001 (0.004)	-0.004 (0.004)
3 children	-0.102*** (0.006)	-0.099*** (0.006)	-0.000 (0.005)	-0.005 (0.005)
4 children or more	-0.114*** (0.010)	-0.113*** (0.010)	-0.006 (0.007)	-0.006 (0.007)

Year dummies, individual fixed effects and firm fixed effects (for 2 FE models) are included in the regressions but are not reported here.

- Les deux normalisations donnent des résultats très proches. On trouve un effet *bargaining* proche de zéro : après contrôle de la productivité des salariés, pour une entreprise donnée, les femmes sont plutôt aussi bien ou mieux rémunérées que les hommes.
- La relative ségrégation des femmes dans les entreprises peu rémunératrices représentent par contre 11 % de l'écart total de salaire horaire entre H et F.

Table 2: Contribution du *sorting* et *bargaining* aux inégalités H-F

Normalisation	Ecart total de salaire	Ecart du aux entrepr.	<i>dont sorting</i>	<i>dont bargaining</i>
Héberg. restauration	0.171	0.014	0.018	-0.004
Entreprises faible VA	0.171	0.014	0.018	-0.004
N observations			912 784	
N entreprises (10+)			11 062	
N salariés			102 048	

Le *sorting* est calculé comme : $\mathbb{E}[\psi_{J(i,t)}^F | g = M] - \mathbb{E}[\psi_{J(i,t)}^F | g = F]$, soit à partir des effets entreprises des femmes. Le *bargaining* correspondant est estimé à partir de la répartition des hommes dans les entreprises : $\mathbb{E}[\psi_{J(i,t)}^M - \psi_{J(i,t)}^F | g = M]$.

Un effet bargaining sous-estimé ?

- Résultat contre-intuitif, peut-être en lien avec le salaire minimum : il est élevé en France (plus qu'au Portugal) et joue comme protection des individus à bas salaire, parmi lesquels les femmes sont nombreuses - elles sont 13 % dans l'échantillon à toucher moins de 1.1 Smic contre, 7 % d'hommes.
- L'effet *bargaining* peut aussi capter des différences dans le partage de la rente non pas entre H et F mais entre niveaux hiérarchiques/CS qu'on attribue à des écarts entre sexe car les femmes sont sous-représentées dans les positions les plus élevées.

Ségrégation entre entreprises et vie familiale

Sorting et bargaining par âge et statut familial

On calcule les effets de *sorting* et *bargaining* par groupe d'âge et de parentalité (P) :

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^M \mid g = M, P \right] - \mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^F \mid g = F, P \right] & (2) \\ = & \underbrace{\mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^M - \psi_{J(i,t)}^F \mid g = M, P \right]}_{\text{(i) Bargaining effect}} + \underbrace{\mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^F \mid g = M, P \right] - \mathbb{E} \left[\psi_{J(i,t)}^F \mid g = F, P \right]}_{\text{(ii) Sorting effect}} \end{aligned}$$

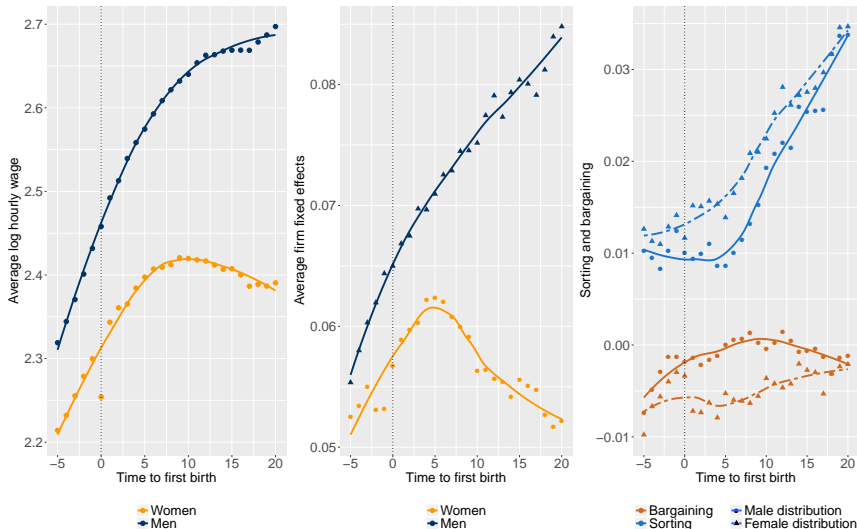
	N	Sorting	Bargaining	Rôle des entrep.	Ecart total H-F
Parents	627,930	0.020	-0.002	0.018	0.213
Non parents	284,854	0.007	-0.005	0.002	0.078
Parents 45+	216,804	0.027	-0.002	0.025	0.302
Non parents 45+	94,376	0.009	-0.003	0.006	0.145

Effets entreprises, sorting et bargaining par année à la première naissance

- On restreint l'analyse aux salariés pour lesquels on observe une naissance, et on réalise une analyse sur le cycle de vie centrée sur le moment de la naissance du premier enfant.
- Pour chaque année depuis/à la naissance de -5 à +20 ans, on recalcule un effet de *sorting* et de *bargaining*.
- Par exemple, pour une naissance en 2003, l'observation de salaire de 2002 jouera pour le calcul des effets en $n = -1$, 2004 pour $n = +1$...

Effets entreprises, sorting et bargaining par année à la première naissance

Figure 4: Salaire horaire, effets entreprises, *sorting* et *bargaining*



Effets entreprises, sorting et bargaining par année à la première naissance

- Dans les premières années de leur carrière, H et F ont des effets entreprises assez proches (2.4 vs 2.3).
- Les écarts se creusent au moment de la naissance : jusqu'à 5 ans après la naissance, les effets entreprises des femmes continuent à croître mais plus lentement que pour les hommes. Ensuite, on observe une baisse progressive.
- L'effet *bargaining* est plus stable, autour de -0.01/0. Il augmente légèrement en début de carrière puis se stabilise autour de 10 ans après la naissance.
- A l'inverse, l'effet de *sorting* augmente très nettement après la naissance de 0.01 à 0.04 20 ans après la naissance.

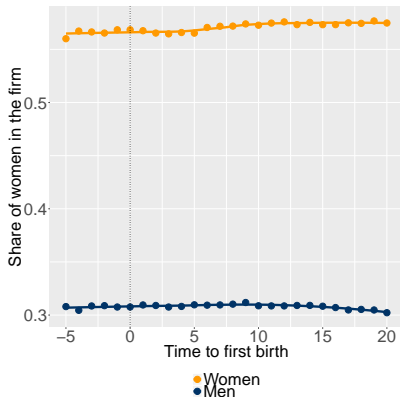
Un mécanisme de ségrégation persistant ?

- Relativement aux hommes, les femmes travaillent plus souvent dans des entreprises moins rémunératrices et réalisent moins de mobilités vers des employeurs versant des salaires plus élevés après la naissance d'un enfant.
- Cette observation va dans le même sens qu'Albrecht et al (2017) qui remarquent que les hommes sont plus souvent impliqués dans des mobilités en début de carrière, au moment où celles-ci sont les plus profitables.
- Ces différences persistent jusqu'à 20 ans après la naissance.
- Double pénalité pour les mères : non seulement la naissance a un effet négatif immédiat sur le salaire, mais elle accentue également le désavantage en matière d'effet entreprise.

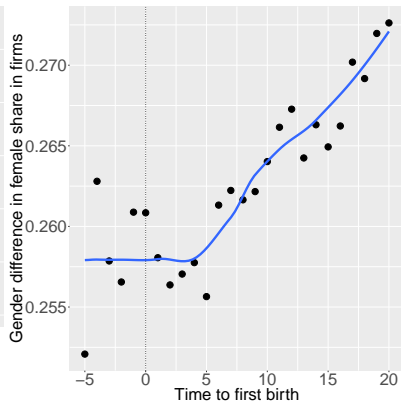
**Quels mécanismes pour expliquer
ce résultat ?**

Une relative ségrégation des femmes...

Figure 5: Ségrégation H-F dans les entreprises



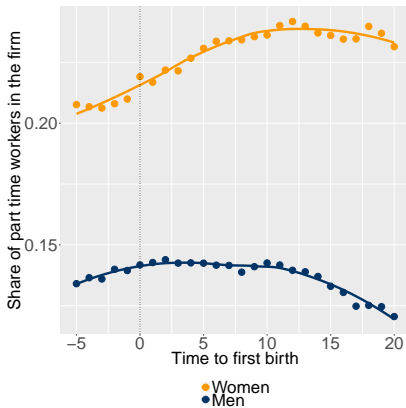
(a) Part de femmes dans l'entreprise



(b) Différence H-F de cette part

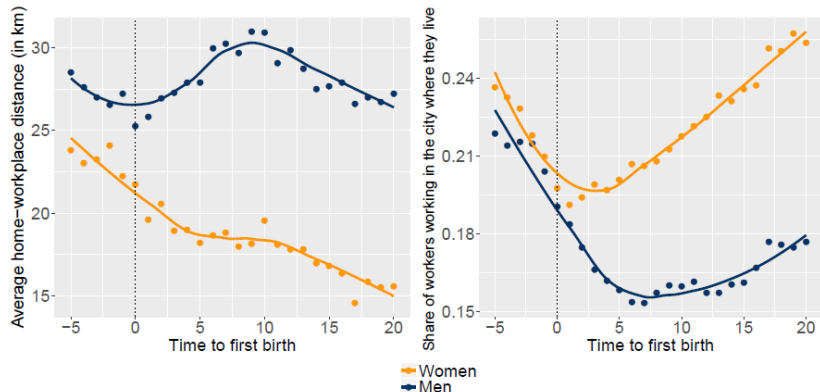
... dans des entreprises où le temps partiel tient une place plus importante...

Figure 6: Part de salariés à temps partiel dans l'entreprise



... et plus proches de leur domicile

Figure 7: Distance domicile-travail et part de salariés en emploi dans leur commune de résidence

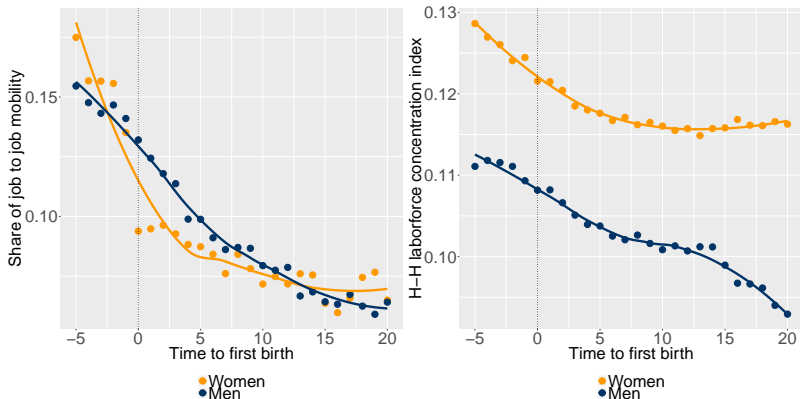


Ségrégation dans les entreprises et ségrégation spatiale

- Le *sorting* dans les entreprises coïncide avec des formes de ségrégation spatiale : quand elles deviennent mères, les femmes favorisent les emplois proches de chez elles (ou se rapprochent de leur emploi, ou sont moins disposées à s'éloigner pour un autre).
- Mécanisme possible : les mères favorisent les emplois proches de chez elles → leurs options sont plus limitées que celles des hommes → elles doivent accepter des offres dans les entreprises moins rémunératrices.
- Indices de Herfindahl-Hirschmann de concentration des marchés de l'emploi par secteur d'activité (i) et zone d'emploi (k) :

$$\overline{HH}_{ki} = \sum_{j \in i} \left(\frac{\sum_{t=2010}^{2014} \text{nombre de salariés}_{jt}}{\sum_{j \in i} \sum_{t=2010}^{2014} \text{nombre de salariés}_{jt}} \right)^2 .$$

Figure 8: Mobilités et concurrence locale pour la main-d'œuvre



(a) Mobilités job-to-job

(b) Indice HH de concentration des marchés de l'emploi

Conclusion

- Sur l'ensemble des salariés du privé le *bargaining* est très réduit et l'effet de *sorting* représente l'essentiel de la contribution des entreprises aux écarts de salaire H-F. Cette décomposition est robuste à la normalisation retenue.
- Cette répartition *sorting/bargaining* est assez différente de celle observée au Portugal par CCK (2016), avec un effet *bargaining* plus élevé. Spécificité des institutions françaises ?
- Le niveau du salaire minimum français réduit la marge de la négociation dans le bas de la distribution des salaires, ce qui est compatible avec le fait que le *bargaining* chez les seuls cadres est bien plus fort.

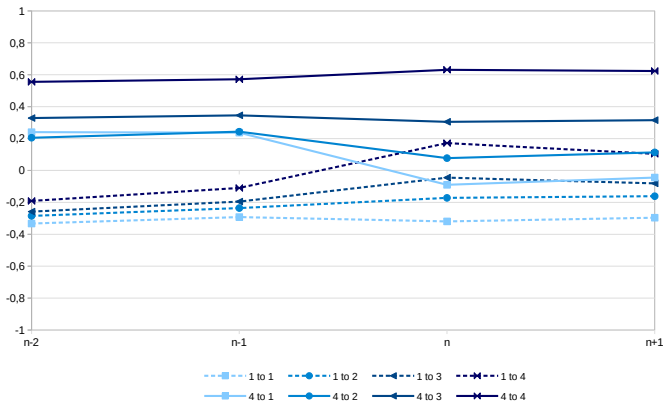
Conclusion

- On estime des effets de *sorting* et *bargaining* au fil de la vie familiale, en fonction des années depuis/à la première naissance.
- Double pénalité liée à la maternité : en plus des effets négatifs directs de la naissance sur le salaire, les femmes subissent aussi des pertes salariales associées à leur ségrégation dans des entreprises moins rémunératrices.
- La ségrégation des femmes dans certaines entreprises s'accompagne d'une forme de ségrégation spatiale, les femmes favorisant les employeurs proches du domicile après la naissance. Cette contrainte pourrait contribuer à réduire les opportunités d'emploi et le niveau de salaire des femmes.

Merci de votre attention

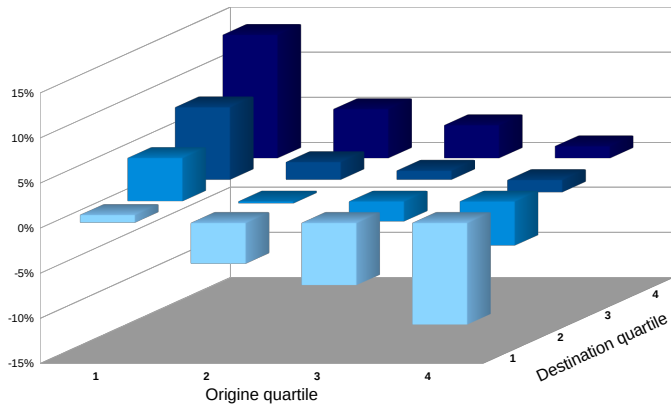
Testing the exogenous mobility condition for males

Figure 9: Mean wage residual trend for males two years before and after a mobility conditional on origin and destination firm average wage



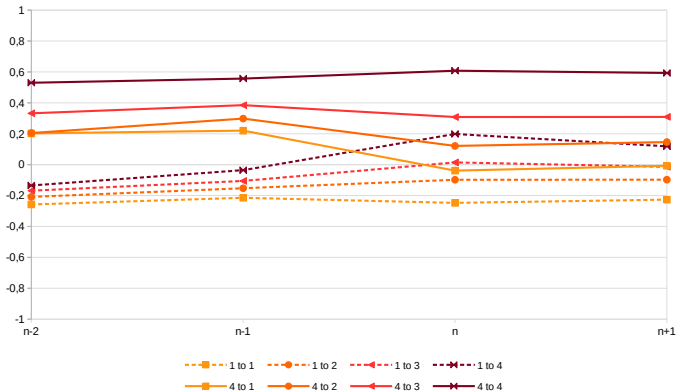
Testing the exogenous mobility condition for males - end

Figure 10: Mean wage evolution for males two years before and after a mobility conditional on origin and destination firm average wage



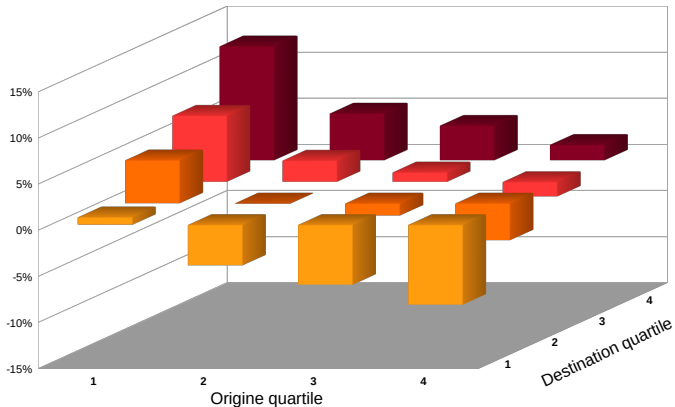
Testing the exogeneity condition for females

Figure 11: Mean wage residual trend for males two years before and after a mobility conditional on origin and destination firm average wage



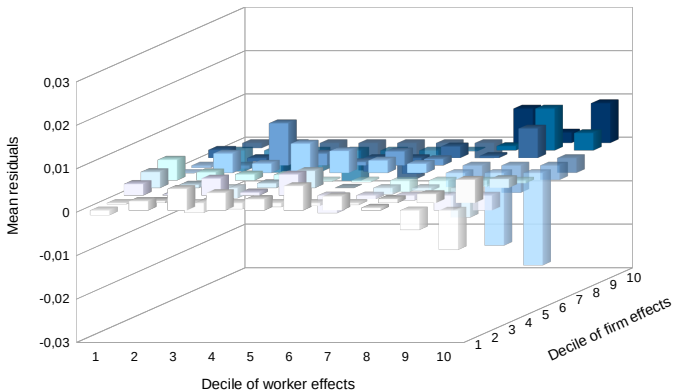
Testing the exogeneity condition for females - end

Figure 12: Mean wage evolution for females two years before and after a mobility conditional on origin and destination firm average wage



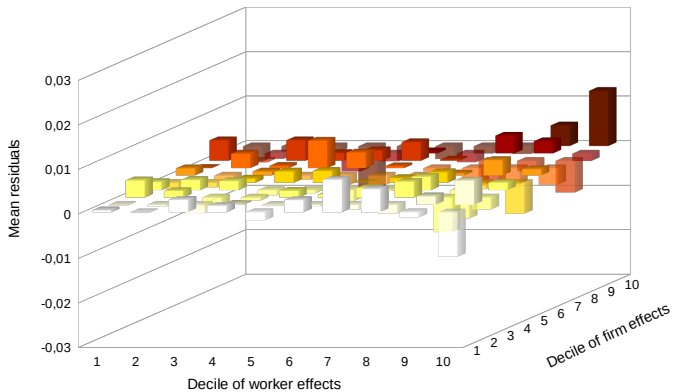
Is fixed effect additive separability credible?

Figure 13: Mean residuals for males conditional on firm effect and worker effect



Is fixed effect additive separability credible?

Figure 14: Mean residuals for females conditional on firm effect and worker effect



Descriptive statistics on before and after-estimation samples

Figure 15: Worker characteristics in before and after estimation samples

Variable	Before estimation sample				After estimation sample			
	Male		Female		Male		Female	
	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>
Net wage (in 2014 €)	956,925	23,462 (26,830)	691,976	16,644 (13,549)	527,090	23,512 (26,467)	411,885	16,867 (14,158)
Net hourly log-wage	952,728	2.52 (0.48)	687,393	2.35 (0.40)	525,011	2.54 (0.49)	410,057	2.37 (0.40)
Age	956,925	39.6 (10.9)	691,976	39.5 (10.9)	527,090	39.3 (11.0)	411,885	39.2 (11.0)
Professional experience	956,925	15.2 (11.0)	691,976	12.9 (10.1)	527,090	14.6 (11.0)	411,885	12.6 (10.1)
Seniority	956,925	6.6 (7.7)	691,976	6.3(7.4)	527,090	6.6 (7.9)	411,885	6.1 (7.4)
Education #1 (no degree)	956,925	17.1%	691,976	12.6%	527,090	15.8%	411,885	12.2%
Education #2	956,925	6.3%	691,976	7.3%	527,090	5.8%	411,885	7.1%
Education #3	956,925	6.5%	691,976	8.0%	527,090	6.9%	411,885	8.4%
Education #4	956,925	34.1%	691,976	25.2%	527,090	32.6%	411,885	24.6%
Education #5	956,925	9.9%	691,976	11.6%	527,090	10.5%	411,885	11.7%
Education #6	956,925	4.7%	691,976	7.7%	527,090	5.5%	411,885	8.2%
Education #7	956,925	11.2%	691,976	16.6%	527,090	11.6%	411,885	16.2%
Educ. #8 (master/PhD)	956,925	10.2%	691,976	11.0%	527,090	11.4%	411,885	11.6%
No child	956,925	32.9%	691,976	28.8%	527,090	33.3%	411,885	28.7%
1 or 2 children	956,925	52.1%	691,976	57.9%	527,090	52.1%	411,885	58.2%
3 or more children	956,925	15.0%	691,976	13.3%	527,090	14.6%	411,885	13.1%
Is or has been married	956,925	51.0%	691,976	53.4%	527,090	50.6%	411,885	53.3%

Descriptive statistics on before and after-estimation samples

Figure 16: Firm characteristics in before and after estimation samples

Variable	Before estimation sample				After estimation sample			
	Male		Female		Male		Female	
	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>
Professionals	956,914	0.9%	691,963	0.3%	527,081	0.5%	411,874	0.2%
Managers	956,914	15.9%	691,963	10.0%	527,081	17.6%	411,874	10.9%
Technicians	956,914	21.1%	691,963	22.3%	527,081	21.8%	411,874	22.4%
Clerks	956,914	12.3%	691,963	50.5%	527,081	14.5%	411,874	49.3%
Operatives	956,914	49.8%	691,963	16.9%	527,081	45.6%	411,874	17.3%
Paid hours	956,925	1,582 (<i>574</i>)	691,976	1,393 (<i>602</i>)	527,090	1,537 (<i>595</i>)	411,885	1,380 (<i>606</i>)
Part-time job	956,925	11.1%	691,976	32.7%	527,090	13.2%	411,885	33.2%
Open-ended contracts	443,661	83.6%	335,019	83.4%	239,097	78.2%	196,163	81.6%
Fixed-term contracts	443,661	7.3%	335,019	11.2%	239,097	7.4%	196,163	10.6%
Temporary agency work	443,661	5.9%	335,019	3.2%	239,097	10.0%	196,163	5.3%
Other short term jobs	443,661	3.2%	335,019	2.2%	239,097	4.4%	196,163	2.5%
Agriculture	956,925	0.9%	691,976	0.6%	527,090	1%	411,885	0.6%
Manufacturing	956,925	28.0%	691,976	16.0%	527,090	25.0%	411,885	15.0%
Construction	956,925	11.8%	691,976	1.8%	527,090	8.4%	411,885	1.6%
Trade	956,925	15.6%	691,976	20.0%	527,090	14.8%	411,885	20.2%
Services	956,925	43.8%	691,976	61.6%	527,090	50.8%	411,885	62.6%
10 or less worker firms	956,663	18.6%	691,877	21.4%	526,894	27.1%	411,811	30.3%