
Dossier

Une diminution des disparités salariales en France entre 1967 et 2009

Pauline Charnoz, Élise Coudin, Mathilde Gaini*

Les disparités de salaires des hommes travaillant dans le secteur privé à temps complet ont reculé en France entre 1967 et 2009, contrairement à l'évolution observée dans plusieurs pays développés. Cette baisse des écarts de salaires peut être décomposée en trois facteurs : les évolutions du niveau d'éducation de la main-d'œuvre, les disparités salariales au sein de groupes de même niveau de diplôme et d'expérience et les écarts de salaires entre ces groupes. Il ressort de l'analyse que la baisse globale peut être attribuée à celle des disparités de salaires à la fois entre groupes de diplômes et au sein de ces groupes, surtout pour les salariés peu expérimentés. Cette baisse a toutefois été amortie par l'augmentation du niveau d'éducation moyen de la population active. La hausse du salaire minimum, les conséquences sur la fixation des salaires de la hausse du nombre de diplômés, des changements dans le pouvoir de négociation des salariés en raison notamment du risque accru de chômage sont autant de pistes d'explication à la diminution des inégalités salariales.

Sur les quarante dernières années, alors que les disparités globales de salaires pour les hommes ont augmenté dans la plupart des pays développés, et parfois très fortement comme aux États-Unis et au Royaume-Uni, elles sont restées stables, voire ont légèrement diminué en France. La *figure 1* illustre ce fait en représentant le rapport entre le 90^e et le 10^e centiles de la distribution de salaire réel journalier des hommes travaillant à temps complet (rapport P90/P10, voir encadré 1 pour une explicitation des mesures de disparités/d'inégalités).

Les disparités de salaires ont baissé en France entre 1967 et 2009

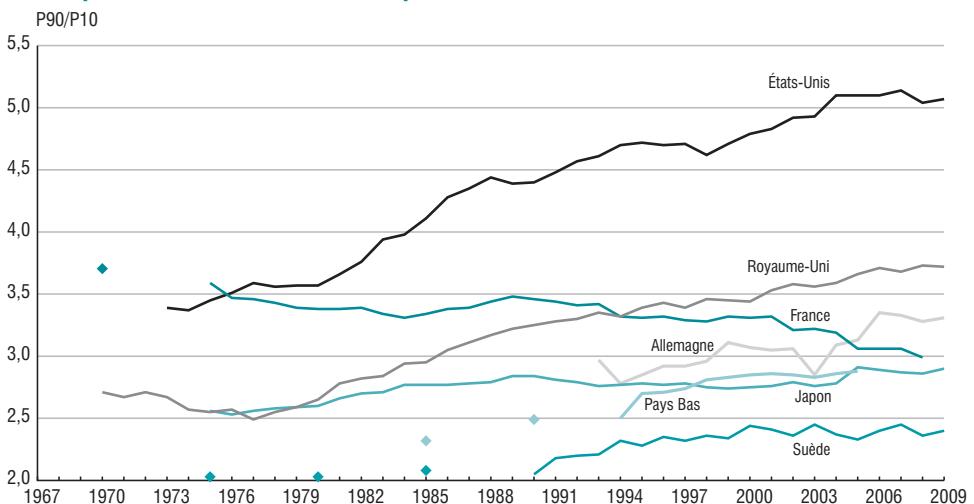
Plus précisément, pour les hommes travaillant à temps complet dans le secteur privé¹ (encadré 2 pour une description des données et du champ), les disparités de salaires réels journaliers² ont diminué et cette baisse s'observe aussi bien en considérant le rapport P90/P10 que l'indice de Gini (*figure 2*), ce dernier indice donnant une vision synthétique du niveau de disparités sur l'ensemble de la distribution des salaires. La baisse se produit essentiellement en bas de la distribution (P50/P10). Cette vision synthétique peut masquer des évolutions inverses sur des sous-populations particulières [Insee, 2009] : on observe par exemple, depuis les années 2000, une augmentation relative du dernier centile et du dernier millime de salaire [Amar, 2010, Landais 2007] que Godechot [2012] relie aux rémunérations dans le secteur financier. Ces indicateurs synthétiques permettent en revanche de faire une comparaison temporelle sur longue période.

* Pauline Charnoz, Insee-Crest ; Élise Coudin, Mathilde Gaini, Crest.

1. L'analyse se concentre sur les hommes : pour les femmes, leur emploi ayant fortement augmenté sur la période, que ce soit à temps complet ou à temps partiel, il faudrait étudier ces phénomènes en eux-mêmes avant de pouvoir porter un diagnostic sur l'évolution de leurs salaires.

2. On utilise ici le salaire journalier, le salaire horaire n'étant pas disponible sur l'ensemble de la période.

1. Comparaison internationale des disparités salariales

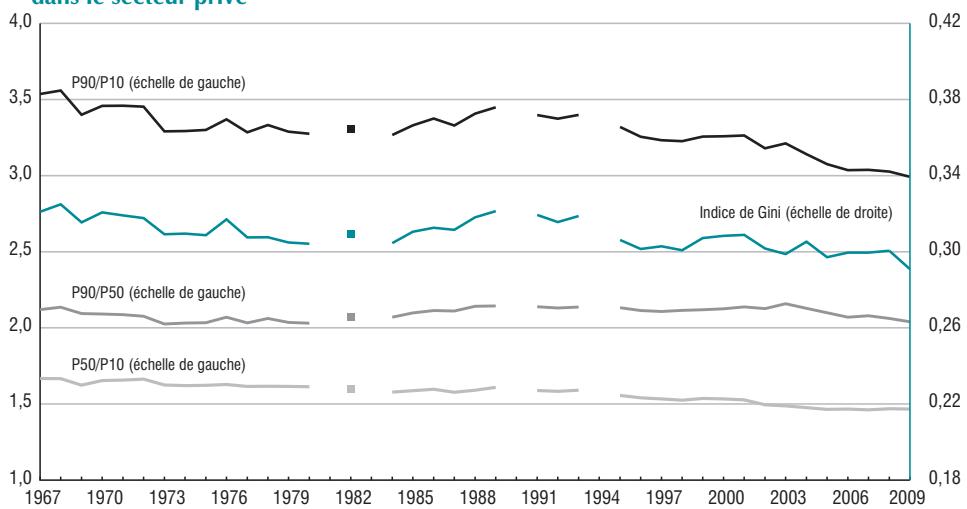


Champ : hommes salariés à temps complet, salaire brut journalier pour tous les pays sauf la France.

Lecture : en 1976 en France, l'inégalité salariale mesurée par le rapport entre le 90^e et le 10^e centiles de salaire (P90/P10) était de 3,47.

Source : OCDE.

2. Évolution des disparités de salaire journalier réel pour les hommes à temps complet dans le secteur privé



Champ : hommes nés en France travaillant à temps complet dans le secteur privé et semi-public.

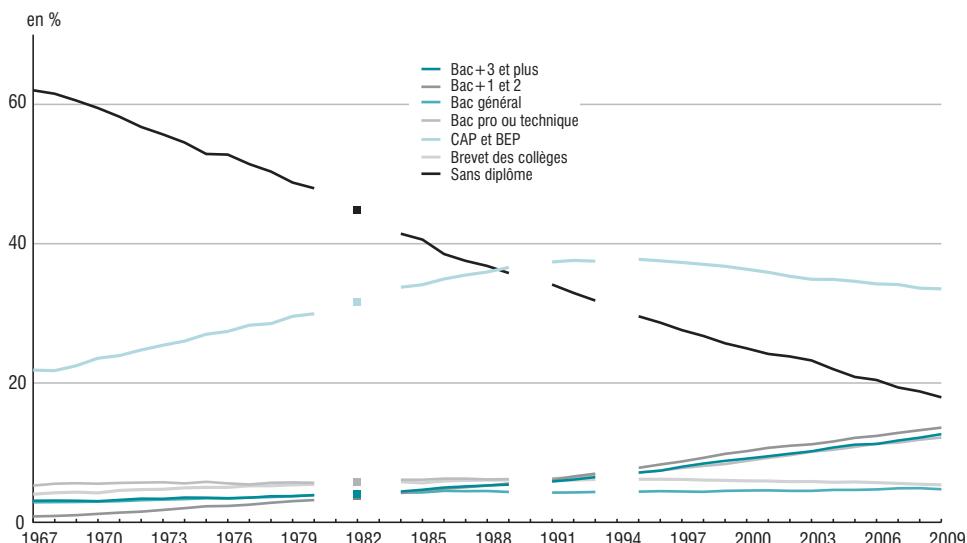
Lecture : en 2009, l'inégalité salariale mesurée par le rapport entre le 90^e et le 10^e centiles de salaires (P90/P10) était de 3,0.

Source : Insee, appariement panel DADS et échantillon démographique permanent.

Divers facteurs peuvent expliquer les évolutions des écarts de salaires. Certains renvoient à la composition de la population salariée, le niveau d'éducation ayant notamment fortement augmenté sur la période. À ces facteurs se combinent des mécanismes économiques liés à la demande de travail, au salaire minimum et au chômage.

Le niveau général d'éducation de la population salariée en France a fortement augmenté entre la fin des années 1960 et la fin des années 2000 (figure 3), du fait de la succession de différentes réformes éducatives et impulsions politiques : augmentation de l'âge minimum de fin d'études en 1936 puis en 1959, réforme du collège unique en 1975, objectif national d'amener 80 % d'une génération au niveau du baccalauréat et création des baccalauréats professionnels au milieu des années 1980. Les cohortes des *baby-boomers* et les suivantes, plus nombreuses et plus éduquées, ont peu à peu remplacé sur le marché du travail les cohortes précédentes. Cette profonde modification de la composition de la population a pu jouer sur le niveau global des disparités salariales.

3. Niveau de diplôme des hommes salariés à temps complet dans le secteur privé



Champ : hommes nés en France travaillant à temps complet dans le secteur privé et semi-public.

Lecture : en 1967, 62 % des hommes travaillant à temps complet dans le secteur privé et semi-public n'avaient pas de diplôme.

Source : Insee, appariement panel DADS et échantillon démographique permanent.

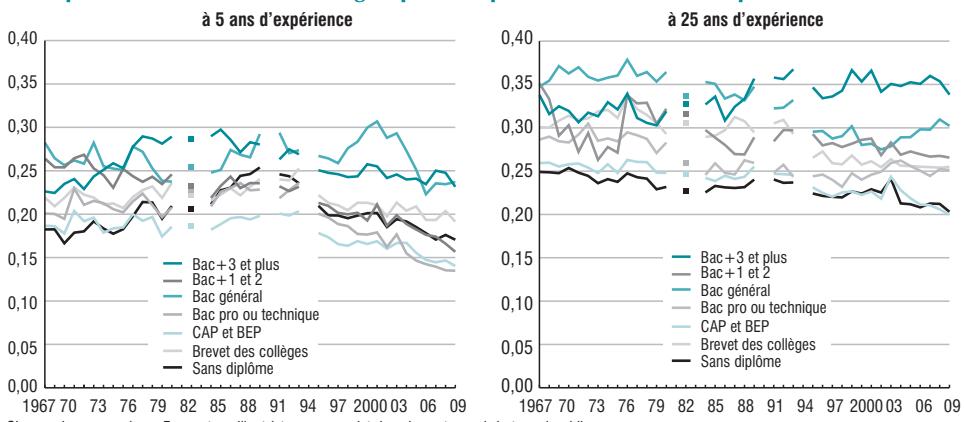
L'analyse menée dans cette étude permet de distinguer les évolutions « mécaniques » des disparités induites par ces effets de composition, les évolutions des écarts de salaires entre différents groupes de diplômes et enfin l'évolution des disparités salariales au sein des différents groupes de diplômes. Une méthode de décomposition permet de calculer des indicateurs de disparité pour lesquels les changements de composition de la population sont neutralisés. On cherche ainsi à construire des indicateurs de disparité, ici des indices de Gini, relatifs aux distributions de salaires d'une population dont on aurait fixé les niveaux de diplôme et/ou d'expérience. Pour ce faire, on utilise un modèle économétrique dans lequel le salaire journalier est relié aux deux dimensions du capital humain que sont le niveau de diplôme et l'expérience. En utilisant des estimations de ce modèle par régression quantile, il est alors possible de reconstituer – « prédire » – la distribution salariale conditionnelle aux niveaux de diplôme et d'expérience, et d'en déduire les indices de Gini relatifs à ces distributions. Les évolutions des disparités salariales, hors effets de composition liés aux diplômes et à l'expérience, sont ensuite analysées à la lumière de plusieurs théories économiques, ce qui permet d'illustrer leur lien avec le salaire minimum, le chômage et la demande de travail.

Si la répartition des diplômes était restée identique sur toute la période, les disparités salariales à niveau d'expérience donné auraient davantage baissé

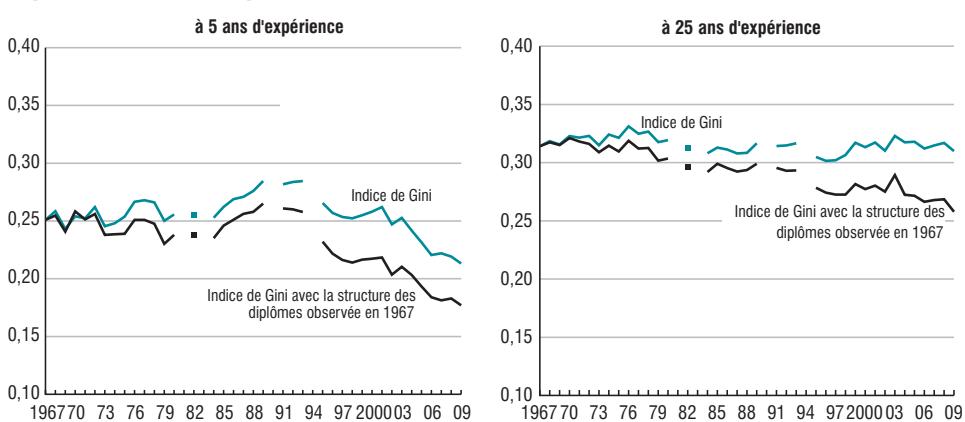
Que les salariés aient peu (5 ans) ou beaucoup d'expérience (25 ans), les disparités salariales entre salariés d'un même niveau d'expérience mesurées par l'indice de Gini sont relativement stables depuis 1967 (*figure 4*). Elles baissent toutefois dans les années 2000 pour les salariés peu expérimentés, illustrant le fait que les écarts de salaires entre individus en début de carrière diminuent.

La répartition des diplômes dans la population s'est fortement modifiée au cours de la période. Ces changements peuvent avoir un impact sur les écarts de salaire. Pour le mesurer, on recalcule des indices de Gini en maintenant constante la composition de la population par diplôme sur la période (*figure 5*). On peut ainsi évaluer l'impact des changements de niveaux d'éducation de la population masculine salariée sur les disparités salariales par comparaison

4. Disparités salariales au sein des groupes de diplôme à 5 et 25 ans d'expérience



5. Disparités salariales observées et disparités calculées avec la structure par diplômes de 1967, pour 5 et 25 ans d'expérience



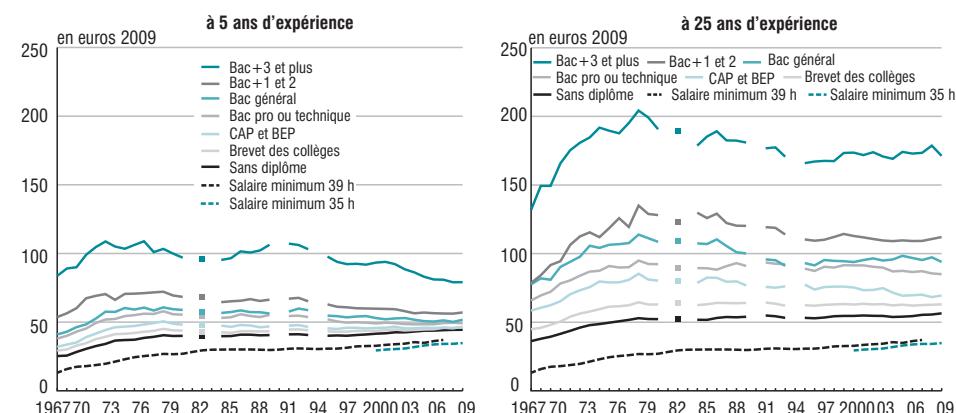
des indices de Gini à structure de diplômes constante avec ceux observés réellement. Cette évaluation est cependant « mécanique », car elle repose sur l'hypothèse que les salaires, à diplôme donné, sont identiques à ceux qui ont été observés année après année. Les « effets d'offre et de demande » qui pourraient résulter des changements de la composition de la population par diplôme ne sont donc pas pris en compte avec cette méthode. La figure 5 montre qu'il y aurait eu une baisse plus importante des disparités salariales à niveau d'expérience donné si la répartition par diplôme était restée la même sur toute la période³. Mécaniquement, l'élévation du niveau de diplôme de la population salariée en moyenne a donc eu pour effet de contrecarrer une tendance plutôt baissière des disparités salariales.

Les disparités salariales au sein de chaque groupe de diplômes et entre les groupes de diplômes augmentent avec le niveau d'expérience

De façon générale, les disparités salariales au sein d'un groupe de même niveau de diplôme et d'expérience augmentent avec le nombre d'années d'éducation et ont tendance à être plus élevées pour les diplômes généraux que pour les diplômes professionnels. Les travailleurs peu diplômés occupent plus souvent des emplois aux tâches prédéfinies ou répétitives dans lesquels il est moins facile de se différencier, alors que les plus diplômés occupent des postes avec plus d'autonomie et sont davantage susceptibles d'avoir une rémunération intégrant des primes variables. Les travailleurs peu diplômés sont aussi plus souvent rémunérés au salaire minimum, ce qui resserre la distribution des salaires au bas de la distribution.

Par ailleurs, une année donnée, les disparités salariales au sein des groupes de diplômes augmentent avec l'expérience. Par exemple, en 2009, pour les diplômés de CAP/BEP, l'indice de Gini à 5 ans d'expérience est de 0,14 contre 0,20 à 25 ans d'expérience. De même, pour les Bac+3 et plus, il est de 0,23 à 5 ans d'expérience contre 0,34 à 25 ans d'expérience. Les salariés ont la possibilité de se former, ce qui peut accroître les différences au sein d'un même groupe de diplômes au cours du temps. Il est également probable que les critères de rémunération évoluent avec l'expérience : en début de carrière, les employeurs rémunèrent les salariés

6. Salaires journaliers réels médians prédis à 5 ans et à 25 ans d'expérience



Champ : hommes nés en France travaillant à temps complet dans le secteur privé et semi-public.

Lecture : en 1967, le salaire journalier réel médian prédis à 5 ans d'expérience pour un salarié sans diplôme était de 25 euros 2009.

Source : Insee, appariement panel DADS et échantillon démographique permanent.

3. On prend ici la structure des diplômes de 1967 ; les résultats sont similaires si on prend la structure des diplômes de 2009.

principalement en fonction de leur diplôme alors que ce n'est pas le cas pour les salariés plus expérimentés pour lesquels d'autres compétences sont révélées ou valorisées telles que l'autonomie ou la motivation.

La mesure des écarts de salaires entre groupes de diplômes et d'expérience s'appuie sur la comparaison des salaires médians prédits par le modèle à 5 ou à 25 ans d'expérience (figure 6). Une année donnée, les écarts de salaires entre diplômes augmentent aussi avec le niveau d'expérience. Ainsi, en 2009, le salaire journalier médian des Bac+3 et plus est 1,7 fois supérieur à celui des CAP-BEP à 5 ans d'expérience et 2,5 fois supérieur à 25 ans d'expérience. Les plus diplômés connaissent donc des évolutions de salaire plus favorables au cours de leur carrière, ce qui peut s'expliquer notamment par des promotions plus fréquentes et plus importantes et peut-être aussi par un plus large accès à la formation continue.

Les écarts de salaires entre groupes de diplômes et au sein de ces groupes baissent depuis 1967, surtout pour les salariés peu expérimentés

Sur la période, à niveau d'expérience donné, les écarts de salaires entre groupes de diplômes sont soit stables soit en baisse. En particulier, ils diminuent pour les peu expérimentés [voir aussi Degorre, Martinelli, Prost, 2009 pour des résultats similaires à partir de l'Enquête Emploi]. Par exemple, à 5 ans d'expérience, le salaire journalier médian d'un Bac+3 et plus est 2,6 fois supérieur à celui d'un CAP/BEP en 1967 contre 1,7 fois en 2009. À 25 ans d'expérience, le rapport oscille autour de 2,4 entre 1967 et 2009. De plus, pour les peu expérimentés, on observe un rapprochement entre groupes de diplômes au milieu des années 1990.

Les disparités salariales au sein des groupes baissent au cours du temps, surtout pour les peu expérimentés et les peu éduqués : à 5 ans d'expérience, elles baissent au sein de tous les groupes de diplômes ; à 25 ans d'expérience, elles baissent moins et seulement pour les moins diplômés.

Des théories concurrentes pour expliquer la baisse des disparités de salaires

Plusieurs éléments peuvent être avancés pour expliquer la baisse des disparités salariales, baisse d'autant plus nette que l'on contrôle de l'élévation du niveau moyen des diplômes de la population masculine salariée.

D'une part, l'évolution des salaires journaliers dans le bas de la distribution en France est très proche de celle du salaire minimum. Entre 1967 et 1982 puis entre 1998 et 2005 (avec notamment l'introduction des 35 heures), les hausses du salaire horaire minimum ont été fortes. Le salaire minimum est conçu pour être mécaniquement une force de rappel empêchant qu'il y ait un décrochage entre les salariés rémunérés au niveau du salaire minimum et ceux directement au-dessus dans la hiérarchie des salaires puisqu'il est revalorisé en partie en fonction de l'évolution du salaire horaire de base ouvrier de l'année précédente. Mais le salaire minimum peut devenir une force de compression de la hiérarchie des salaires si ses hausses ne se répercutent pas uniformément dans l'ensemble de la distribution. En conséquence, les plus bas salaires ont tendance à rattraper les salaires intermédiaires. Si la diffusion des hausses du salaire minimum limite l'effet de compression sur l'éventail des salaires, il est difficile d'établir jusqu'où cette diffusion joue : Aeberhardt, Givord et Marbot [2012] trouvent qu'il existe des effets de diffusion jusqu'à environ deux fois le salaire minimum, soit jusqu'au 70^e centile de salaire [voir aussi Goarant, Muller, 2011].

D'autre part, un autre changement marquant au cours des quarante dernières années est la hausse très importante du nombre de diplômés. Cette augmentation de l'offre de travailleurs qualifiés a pu jouer à la baisse sur le niveau de salaire des plus diplômés si la demande de travailleurs qualifiés n'a pas augmenté autant. Elle a pu également s'accompagner d'une baisse des compétences intrinsèques moyennes des plus diplômés. Selon certaines théories, les diplômes permettent en effet de former les individus mais également de sélectionner ceux qui présentent certaines compétences intrinsèques (effet de signal). Une démocratisation scolaire peut alors conduire à diminuer cet effet de signal des diplômes si les compétences recherchées, non acquises à l'école, sont limitées dans la population, quand bien même le rendement de l'éducation sur la productivité et donc sur le salaire reste positif.

Enfin, le pouvoir de négociation des entrants sur le marché du travail s'est détérioré avec la montée du chômage, entraînant une pression à la baisse sur les salaires. Celle-ci aurait été plus forte pour les jeunes plus diplômés que pour les jeunes peu diplômés pour qui le salaire minimum aurait limité ces pressions. Un des objectifs du salaire minimum est justement de pallier la faiblesse du pouvoir de négociation des moins diplômés, notamment ceux qui travaillent dans les petites entreprises.

En France, les disparités de salaires ont connu des évolutions très différentes de celles constatées dans la majorité des autres pays développés. Aux États-Unis notamment, les disparités de salaires ont très fortement augmenté. Cela est souvent expliqué par l'hypothèse d'un « progrès technique biaisé » en faveur des plus diplômés, et plus récemment par une « polarisation » des métiers [Autor et al., 2003]. L'hypothèse de « progrès technique biaisé » s'appuie sur l'idée que les nouvelles technologies, notamment de l'information et la communication, ont davantage amélioré la productivité des travailleurs les plus diplômés dont les salaires ont alors augmenté relativement à ceux des non-diplômés. L'hypothèse de « polarisation » affine cette idée : les métiers intermédiaires « routiniers » auraient tendance à disparaître, remplacés par des machines, et les professions se polariseraient avec d'un côté des métiers très qualifiés et de l'autre des métiers peu qualifiés de « services », routiniers mais difficilement remplaçables par des machines. Or, les évolutions technologiques sont relativement similaires au sein des pays développés, même si les entreprises américaines conservent une avance dans l'utilisation de ces nouvelles technologies [Bloom et al., 2012]. S'il y a eu progrès technique biaisé et polarisation en France, cela ne s'est pas traduit par une augmentation des disparités de salaires entre niveaux d'éducation, contrairement aux États-Unis. La hausse de la demande de travail qualifié engendrée par les nouvelles technologies aurait donc été compensée par une autre évolution, par exemple la hausse concomitante du nombre de jeunes diplômés (postérieure à celle observée aux États-Unis). Le passage à une économie plus polarisée a aussi pu être ralenti ou empêché par un marché du travail moins flexible. Enfin, il est aussi possible que les écarts de salaires nets ne reflètent que partiellement les écarts de productivité, du fait notamment des allègements de cotisations sociales sur les bas salaires.

Un autre élément possible d'explication réside dans l'impact de la mondialisation et du commerce international : la concurrence de pays caractérisés par des coûts salariaux plus faibles ou la nécessité pour les entreprises de se réorganiser pour s'adapter aux exigences de la demande mondiale [Maurin et al., 2003] auraient entraîné une pression à la baisse sur les salaires des moins qualifiés dont les métiers sont délocalisables ou moins adaptés aux nouvelles exportations. À nouveau, ce mécanisme ne peut s'appliquer à lui seul à la France puisqu'on n'observe pas de diminution des salaires des moins qualifiés. Par contre, ceux-ci connaissent des taux de chômage beaucoup plus élevés. La mondialisation pourrait avoir eu des conséquences différentes en France et aux États-Unis, en entraînant une pression à la baisse sur les bas salaires aux États-Unis et une augmentation du chômage en France. ■

Méthodologie

Mesures de disparités ou d'inégalités

Lorsqu'on ordonne une population par ordre croissant de salaire, les centiles sont les valeurs qui partagent l'ensemble de ces observations en cent classes de taille égale. Ainsi, le 10^e centile (noté généralement P10) est le salaire au-dessous duquel se situent 10 % des salaires observés ; le 90^e centile (noté généralement P90) est le salaire au-dessous duquel se situent 90 % des salaires. La médiane (P50) est la valeur qui partage les observations en deux parties égales, soit le salaire au-dessous duquel se situent 50 % des salaires et au-dessus duquel se situent 50 % des salariés. Le rapport P90/P10 met donc en évidence l'écart entre le haut et le bas de la distribution des salaires dans la population ; c'est un indicateur qui permet de rendre compte du degré d'inégalité ou de disparité de cette distribution. Les rapports P90/P50 et P50/P10 donnent pour leur part des informations sur les inégalités situées respectivement en haut et en bas de la distribution.

L'indice (ou coefficient) de Gini est un autre indicateur synthétique possible d'inégalité d'une distribution (de salaire, de revenu, de niveau de vie...). Il varie entre 0 (égalité parfaite, tous les salaires sont égaux) et 1 (situation la plus inégalitaire, celle où tous les salaires sauf un seraient nuls). L'inégalité est d'autant plus forte que l'indice de Gini est élevé. L'indice de Gini se calcule habituellement à partir de la courbe de Lorenz qui associe à chaque partie de la population ordonnée selon le salaire, la part du total des salaires que celle-ci détient. L'indice de Gini se définit alors comme le double de l'aire entre cette courbe de Lorenz qui représente la concentration de la distribution des salaires et celle obtenue en cas d'égalité parfaite. Cet indicateur prend donc en compte toute la distribution des salaires, contrairement au rapport P90/P10 qui ne repose que sur deux points de la distribution, et est peu sensible aux valeurs extrêmes.

La présente étude exploite une expression moins usuelle de l'indice de Gini qui fait intervenir la fonction quantile d'une distribution, laquelle peut ensuite être décomposée selon les niveaux de diplômes et d'expérience pour reconstruire des indices de Gini à des niveaux donnés de diplôme et expérience. L'indice de Gini G d'une distribution F peut en effet aussi s'écrire [voir Dagum, 1997] :

$$G(F) = \frac{E(|Y_1 - Y_2|)}{2\mu}$$

où Y_1 et Y_2 sont des variables aléatoires indépendantes de distribution identique F et μ est la moyenne de la distribution F . Cette expression peut se réécrire en fonction de la fonction quantile associée ($Q(\theta) = \inf \{x : \theta \leq F(x)\}$) :

$$G(F) = \frac{\int_0^1 \int_0^1 |Q(\theta_1) - Q(\theta_2)| d\theta_1 d\theta_2}{2\mu}$$

Mesures d'inégalités et régressions quantiles

L'objectif est de construire des indices de Gini pour la distribution salariale d'une population dont on aurait fixé la composition de diplôme et/ou d'expérience¹. On doit donc au préalable calculer des indices de Gini pour chaque distribution de salaire à niveau de diplôme et d'expérience donnés, c'est-à-dire pour chaque cellule composée des individus qui ont exactement les mêmes niveaux de diplôme et d'expérience. Cependant le nombre d'observations n'est pas suffisant pour calculer des indices de Gini à un niveau aussi désagrégié. On a donc recours à un modèle économétrique qui simplifie la relation entre le salaire, le diplôme et l'expérience. On modélise la fonction quantile du salaire par une équation de type Mincer dans laquelle le logarithme du salaire journalier réel est expliqué par des indicatrices du niveau de diplôme et par l'expérience introduite sous forme d'un polynôme d'ordre 3 et croisée avec le niveau de diplôme. Les profils de rémunération selon l'expérience peuvent

1. Il est possible de conduire des approches similaires pour d'autres indicateurs d'inégalité. L'analyse se concentre ici sur les indices de Gini pour pouvoir ensuite utiliser une décomposition de Dagum [1997].

Encadré 1 (suite)

donc différer selon le niveau diplôme. Cela permet de rendre compte du fait qu'il existe non seulement une différence de niveau de salaire entre diplômés de différents niveaux de diplôme mais aussi que celle-ci peut augmenter au fur et à mesure que l'expérience augmente. Cette équation est estimée séparément pour chaque année à différents centiles (du premier au 99^e centile). Les paramètres estimés permettent de calculer, pour chaque année et pour chaque groupe de diplômes et niveau d'expériences, les centiles des distributions conditionnelles au diplôme et à l'expérience et d'en déduire des indices de Gini pour ces niveaux d'expérience et de diplôme. L'indice de Gini pour le diplôme j et k années d'expérience s'estime de la façon suivante :

$$\hat{G}(F_{dip=j, exp=k}) = \frac{\int_0^1 \int_0^1 \left| \hat{Q}_{dip=j, exp=k}(\theta_1) - \hat{Q}_{dip=j, exp=k}(\theta_2) \right| d\theta_1 d\theta_2}{2\mu_{dip=j, exp=k}};$$

où $\hat{Q}_{dip=j, exp=k}(\theta)$ sont les centiles prédicts des salaires, du 1^{er} au 99^e. Notons que les indices de Gini ainsi estimés ne tiennent donc pas compte des inégalités situées en deçà et au-delà du dernier centile. Cependant leurs évolutions sont très proches de celles estimées sur l'ensemble de la distribution [Charnoz *et al.*, 2011].

La série des indices de Gini pour un groupe de diplômes et à un niveau d'expérience donné permet de suivre les évolutions des inégalités à l'intérieur de ce groupe de diplômes et d'expérience.

Les inégalités entre les groupes de diplômes sont captées par les différences entre les salaires médians prédicts pour les différents groupes de diplômes, toujours à niveau d'expérience donné. Ces inégalités entre groupes de diplômes ne doivent pas être interprétées comme des rendements du diplôme car cela conduirait à supposer que les individus ne diffèrent dans le temps et entre groupes de diplôme que par leur diplôme.

Effets de composition à expérience donnée

La dernière étape consiste à mesurer l'effet « mécanique » sur l'évolution des inégalités salariales à expérience donnée du changement de la composition par diplôme de la population. Pour cela, on utilise une décomposition de l'indice de Gini proposée par Dagum [1997] qui permet d'isoler l'effet de composition. On décompose l'indice de Gini à expérience donnée en fonction des indices de Gini relatifs à chaque groupe de diplômes [inégalités au sein des groupes, $\hat{G}(F_{dip=j, exp=k})$] et des indices relatifs aux différences de distribution entre les diplômes ($\hat{G}_{inter}(F_{dip=j, exp=k}, F_{dip=h, exp=k})$). Ces indices sont aussi calculés à l'aide des paramètres estimés par régressions quantiles. On obtient :

$$\hat{G}(F_{exp=k}) = \sum_{j=1}^7 \sum_{h=1, h \neq j}^7 \hat{G}_{inter}(F_{dip=j, exp=k}, F_{dip=h, exp=k}) \frac{\mu_{jk}}{\mu_k} p_{jk} p_{hk} + \sum_{j=1}^7 \hat{G}(F_{dip=j, exp=k}) \frac{\mu_{jk}}{\mu_k} p_{jk}^2$$

où μ_k est la moyenne de la distribution $F_{exp=k}$, μ_{jk} est la moyenne de la distribution $F_{exp=k, dip=j}$, p_{jk} est la part des personnes ayant le diplôme j et k années d'expérience et avec :

$$\hat{G}_{inter}(F_{dip=j, exp=k}, F_{dip=h, exp=k}) = \frac{\int_0^1 \int_0^1 \left| \hat{Q}_{dip=j, exp=k}(\theta_1) - \hat{Q}_{dip=j, exp=k}(\theta_2) \right| d\theta_1 d\theta_2}{\mu_{dip=j, exp=k} + \mu_{dip=h, exp=k}}$$

Cette dernière mesure est une généralisation de l'indice de Gini qui permet la comparaison de deux distributions [Koubi, 2005].

Cette décomposition permet plusieurs exercices contrefactuels. On peut isoler l'effet des changements de la composition par diplôme en fixant les p_{jk} à une valeur constante au cours du temps p_{jk}^* et en remplaçant aussi les moyennes μ_k par la somme des μ_{jk} pondérée par les p_{jk}^* « fixes ». On recalcule ainsi pour chaque année ce qu'aurait été l'indice de Gini au niveau d'expérience k , avec une répartition des diplômes constante, en général celle de la première ou dernière année considérée. On peut ainsi étudier les évolutions de l'indice de Gini au niveau d'expérience k , avec une composition par diplôme constante. Il faut noter qu'il s'agit d'un exercice qui suppose que les changements de la composition par diplôme n'ont pas eu d'impact direct sur les évolutions des salaires par diplôme.

Encadré 2

Données et analyse de sensibilité

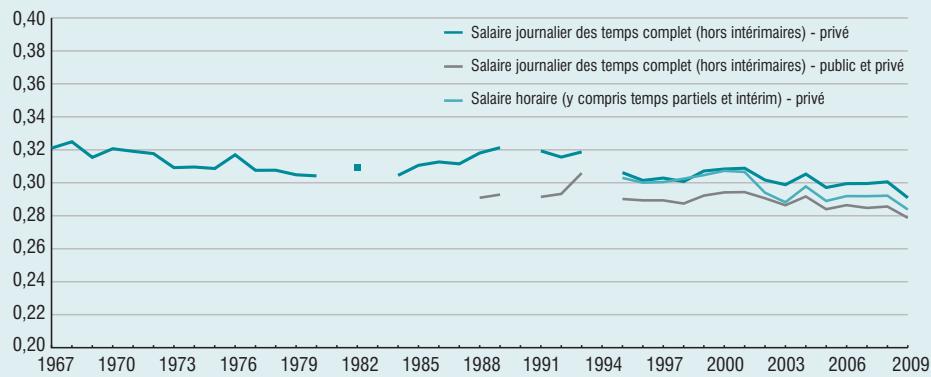
Les données sont issues de l'appariement entre le panel DADS (déclarations annuelles de données sociales) et des données du recensement issues de l'EDP (échantillon démographique permanent). Le salaire et l'expérience proviennent du panel DADS et l'information sur le diplôme du panel EDP. L'appariement entre les deux bases n'est possible que pour les personnes nées en France. L'étude est donc restreinte à cette population (environ 40 000 observations par an). La principale variable de salaire étudiée est le salaire net journalier exprimé en euros constants de 2009. La variable de diplôme est codée en sept modalités à partir des différents recensements : non-diplômé ou CEP, brevet des collèges, CAP-BEP, bac professionnel ou technique, bac général, bac+1 ou 2, bac+3 et plus. L'expérience correspond à l'expérience réelle accumulée en tant que salarié du privé [pour les détails de sa construction, voir Charnoz et al., 2011]. Pour les générations récentes, l'information sur le niveau de diplôme est connue grâce aux enquêtes annuelles de recensement et n'est donc disponible que pour un échantillon de la population considérée. Des pondérations ont été calculées afin d'assurer que l'échantillon soit représentatif de la population ; la répartition par diplôme obtenue est proche de celle de l'enquête Emploi.

L'analyse est conduite sur tous les postes occupés par des hommes salariés du secteur privé et semi-public de 15 à 64 ans nés en France ; sont exclus l'intérim (car il n'est pas toujours possible de distinguer les temps complets des temps

partiels sur cette population), les salariés des particuliers-employeurs, les apprentis et les stagiaires. La période étudiée couvre 1967 à 2009, exceptées les années 1981, 1983 et 1990 pour lesquelles les données ne sont pas disponibles et 1994 pour laquelle l'appariement est de mauvaise qualité. Par ailleurs il existe des changements dans le mode de production des données en 1976, 1993-1994 et 2002. Pour l'analyse des salaires journaliers, les périodes d'emploi sont pondérées par la durée travaillée pour que la distribution des salaires soit représentative des jours travaillés par les hommes dans l'économie. En l'absence de pondération, un individu ayant peu travaillé aurait eu le même poids qu'un individu travaillant toute l'année. Par ailleurs, on exclut les périodes de stage ou d'apprentissage qui suivent des règles de fixation des salaires particulières ainsi que les périodes de cumul emploi-études car il est difficile d'attribuer un niveau de diplôme à une personne en cours d'études. On présente en priorité les résultats de l'analyse restreinte aux postes à temps complet afin que le salaire journalier se rapproche le plus possible de la notion de salaire horaire, et donc d'une mesure de productivité des travailleurs.

Plusieurs analyses de sensibilité ont été menées pour s'assurer de la validité des résultats (*figure*), et notamment, que ces résultats ne sont pas induits par des changements au cours du temps de la sélection dans le groupe d'étude, hommes salariés du privé à temps complet.

Analyse de sensibilité



Champ : hommes salariés nés en France.

Lecture : l'indice de Gini des salaires journaliers des hommes travaillant à temps complet dans le secteur privé était de 0,32 en 1967.

Source : Insee, appariement panel DADS et échantillon démographique permanent.

Encadré 2 (suite)

Tout d'abord, les heures travaillées étant disponibles dans les DADS depuis 1995, il est possible de conduire la même analyse à partir du salaire horaire sur un champ qui intègre le temps partiel et l'intérim sur la sous-période 1995-2009. Les évolutions des inégalités de salaire horaire ainsi calculées sont similaires aux évolutions de salaire journalier sur le champ temps complet.

Ensuite, la part du secteur public dans l'emploi total a augmenté sur l'ensemble de la période pour représenter aujourd'hui près de 20 %. Si cela a conduit les caractéristiques (expérience, diplôme, mais aussi caractéristiques non observées) des salariés s'orientant vers le privé à

changer entre le début et la fin de période, les résultats de l'analyse pourraient en partie provenir de cette sélection. En restreignant la période d'analyse à la sous-période 1988-2009, il est possible d'intégrer également les périodes d'emploi dans le secteur public (fonction publique d'État, territoriale ou hospitalière). Intégrer le secteur public ne modifie pas les tendances observées pour les disparités de salaires journaliers, qu'il s'agisse des disparités globales ou des disparités à niveaux de diplôme et d'expérience donnés.

Enfin, cette étude se concentre sur les disparités de salaire et ne traite donc pas des inégalités face à l'emploi qui ont crû avec la montée du chômage.

Pour en savoir plus

- Autor D., Levy F., Murnane R.J., « The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration », 2003, *Quartely Journal of Economics*, 118(4), p. 1279-1334.
- Amar M, « Les très hauts salaires du secteur privé », *Insee Première* n° 1288, avril 2010.
- Beffy M., Cabannes P.-Y., Gaini M., Lapègue V., Pouliquen E. , « Quelle croissance de moyen terme après la crise ? », in *L'économie française - Comptes et dossiers*, coll. « Insee Références », édition 2010.
- Bloom N., Sadun R. et Van Reenen J. « Americans do IT better: US multinationals and the productivity miracle », 2012, *American economic review*, 102 (1). p. 167-201.
- Charnoz P., Coudin E., Gaini M., « Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis », 2011, Insee, coll. « Documents de travail », n°g2011/06.
- Dagum C., « A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio », *Empirical Economics*, 22, p. 515-531,1997.
- Degorre A., Martinelli D. , Prost C., « Accès à l'emploi et carrière : le rôle de la formation initiale reste déterminant », in *Formations et emploi*, coll. « Insee Références », édition 2009.
- Goarant, C., Muller, L., « Les effets des hausses du Smic sur les salaires mensuels dans les entreprises de 10 salariés ou plus de 2006 à 2009 », in *Emploi et salaires*, coll. « Insee Références »,édition 2011.
- Godechot O., « Is finance responsible for the rise in wage inequality in France? », 2012, *Socio-Economic Review*, 10 (2), p. 1-24.
- Insee, *Partage de la valeur ajoutée, partage des profits et écarts de rémunération en France*, Rapport au Président de la République, mission présidée par J.-P. Cotis, 2009.
- Koubi M., Mussard S., Seyte F., Terraza M.« Évolution des inégalités salariales en France entre 1976 et 2000 : une étude par la décomposition de l'indicateur de Gini », 2005, *Économie & prévision*, n° 169-170-171, p. 139-169.
- Landais C., « Les hauts revenus en France (1998-2006) : Une explosion des inégalités », Document de Travail, Paris School of Economics, 2007.
- Lemieux T., « The changing nature of wage inequality », 2008, *Journal of Population Economics*, Springer, vol. 21(1), p. 21-48.
- Maurin E., Thoenig M. ,Thesmar D., « Mondialisation des échanges et emploi : le rôle des exportations »; suivi d'un commentaire de Marc Gurgand, 2003, *Économie et Statistique*, 363, issue 1, p. 33-46.
-