

# Pouvoir de marché et part du travail

## *Market Power and Labor Share*

Arthur Bauer\* et Jocelyn Boussard\*\*

**Résumé** – Les tendances séculaires du pouvoir de marché et de la part du travail dans la valeur ajoutée ont des conséquences importantes sur les inégalités et l’efficacité de l’allocation des facteurs de production. Pour les analyser, nous exploitons une nouvelle base de données exhaustives sur les entreprises françaises entre 1984 et 2016. Nous documentons une hausse de la concentration depuis le début des années 1990. Malgré une stabilité de la part agrégée du travail, les plus grandes entreprises, dont la part du travail est plus faible, ont gagné des parts de marché, surtout dans les secteurs où la concentration a le plus augmenté. Le taux de marge (ratio du prix au coût marginal) de l’entreprise type, considéré ici comme un indicateur de son pouvoir de marché, a diminué mais la réallocation des parts de marché vers les plus grandes entreprises a fait augmenter le taux de marge agrégé. Nous ne constatons pas que la hausse de la concentration s’accompagne d’un accroissement du pouvoir de marché des plus grandes entreprises. Nous montrons enfin qu’il est essentiel de tenir compte des réallocations entre entreprises pour bien comprendre comment les tendances du pouvoir de marché ont façonné la dynamique de la part globale du travail en France.

**Abstract** – *Secular trends in market power and labor share have important implications for inequality and allocative efficiency. Studying them requires comprehensive, detailed firm-level data spanning several decades. Using a novel database on the universe of French firms between 1984 and 2016, we document a rise in concentration since the early 1990s. Despite a stability of the aggregate labor share, larger firms with lower labor shares gained market shares, especially in industries where concentration increased the most. The markup of the typical firm, considered here as a proxy of its market power, has decreased, but market shares reallocation toward larger firms contributed to an increase in the aggregate markup. In particular, we do not find that the rise in concentration is accompanied by an increase in market power at the top. Finally, we show that taking into account reallocation across firms is essential to understand how the trends in market power have shaped the dynamics of the aggregate labor share in France.*

Codes JEL / JEL Classification : E10, E23, E25

Mots clés : part du travail, taux de marge, concurrence, fonction de production

Keywords: labor share, markups, competition, production function

\*Insee et CREST (arthur.bauer@ensae.fr), \*\*Commission européenne et CREST (boussard.jocelyn@ensae.fr)

Remerciements – Nous remercions le département des études économiques, l’unité ressources documentaires et archivage et la direction des statistiques d’entreprises de l’Insee, et notamment Kim Anh Fabre, Pascal Lucas, Christelle Le Borgne et Emmanuel Gros, qui nous ont permis d’accéder aux données et de mieux les comprendre. Nous remercions Elizaveta Archanskaia, Sabien Dobbelaere, Dominique Goux, Maxime Gueuder, Francis Kramarz, Edouard Jousselin, Rémy Lecat, Margarita Lopez-Forero, Jacques Mairesse, Rémi Monin, Ludovic Panon, Sébastien Roux, Olivier Simon, ainsi que les participants aux séminaires de l’Insee, de la Banque de France, de la DG-ECFIN, du Collège de France et du CREST pour leurs commentaires utiles. Nous remercions enfin deux rapporteurs anonymes.

Reçu en octobre 2018, accepté en avril 2020.

Traduit de la version originale anglaise

Citation: Bauer, A. & Boussard, J. (2020). Market Power and Labor Share. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 520-521, 125–146. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.520d.2034>

Les grandes entreprises productives, dites « superstars », gagnent des parts de marché dans de nombreuses économies développées et l'augmentation de leur pouvoir de marché, mesurée à partir soit de leur taux de marge (au sens de la finance d'entreprise, c'est-à-dire le ratio du prix de vente au coût marginal) soit de leur rentabilité, est au cœur de nombreux travaux récents. De Loecker *et al.* (2020) documentent une hausse du pouvoir de marché des entreprises américaines situées dans le haut de la distribution des taux de marge, d'une ampleur suffisante pour avoir des conséquences macroéconomiques importantes. Selon eux, le taux de marge moyen pondéré a augmenté aux États-Unis : supérieur de 21 % au coût marginal au début des années 1980, il l'est aujourd'hui d'environ 61 %. Autor *et al.* (2020) documentent également une hausse du taux de marge moyen pondéré aux États-Unis. Selon Gutiérrez & Philippon (2018), les marchés européens sont plus concurrentiels et présentent une concentration moins importante, ainsi qu'un excédent de bénéfices moins élevé et de plus faibles barrières à l'entrée. Ces tendances séculaires sont-elles spécifiques aux États-Unis ? Nous utilisons des données administratives détaillées sur les entreprises françaises afin de documenter l'évolution du pouvoir de marché et de la part du travail des entreprises en France.

Ces évolutions ont des implications importantes pour les inégalités. L'une des principales conséquences macroéconomiques de l'augmentation du pouvoir de marché est la chute de la part globale des revenus allant aux travailleurs. Sachant que le travail est réparti de façon beaucoup plus uniforme que le capital (Garbinti *et al.*, 2018 ; Piketty *et al.*, 2018) ou la propriété des entreprises (Bauer *et al.*, 2018), toute diminution de la part agrégée du travail peut accentuer les inégalités. Des travaux importants montrent que la part agrégée du travail a effectivement diminué dans de nombreux pays (Karabarbounis & Neiman, 2014 ; Elsby *et al.*, 2013 ; Grossman *et al.*, 2018). Grâce à des données agrégées, Barkai (2020) et Boussard & Lee (2020) montrent que les parts du travail et du capital ont diminué aux États-Unis et dans de nombreuses économies développées, tandis que les mesures de la part des profits ont augmenté. Si l'on examine de plus près les données au niveau de l'entreprise, Kehrig & Vincent (2018) et Autor *et al.* (2020) montrent que la part du travail de l'entreprise type a en réalité augmenté et que la baisse agrégée découle d'une redistribution des parts de marché des entreprises ayant une part du travail élevée vers celles où elle est faible.

Les tendances du pouvoir de marché ont également des conséquences importantes mais ambiguës sur l'efficacité de l'allocation des facteurs de production. Baqaee & Fahri (2020) montrent que la redistribution des parts de marché vers les entreprises dont les taux de marge sont élevés, comme le présentent Autor *et al.* (2020), fait augmenter l'efficacité mais qu'une dispersion accrue des taux de marge, comme le présentent De Loecker *et al.* (2020), fait diminuer l'efficacité. Le pouvoir de marché a lui aussi des conséquences dynamiques importantes mais ambiguës : si une moindre concurrence peut engendrer un certain sous-investissement de la part des entreprises (Gutiérrez & Philippon, 2017), le lien entre la concurrence et l'innovation dépend quant à lui du niveau initial de la concurrence (Aghion *et al.*, 2005).

Pour identifier les causes possibles de ces tendances agrégées, comme par exemple l'évolution des conditions de concurrence ou les changements technologiques, il est essentiel de comprendre les transformations microstructurelles sous-jacentes. Par exemple, Bonfiglioli *et al.* (2019) et Panon (2020) montrent que les entreprises nationales sont en concurrence sur des marchés de plus en plus mondialisés, ce qui réduit leurs taux de marge mais profite aux entreprises de plus grande taille ; Melitz (2003) et Mayer *et al.* (2014) montrent que la concurrence internationale engendre une redistribution des parts de marché vers les entreprises les plus productives. Des travaux récents (Autor *et al.*, 2020 ; Van Rennes, 2018) argumentent que le changement technologique, comme une concurrence accrue entre les différentes plateformes des marchés numériques, a pu engendrer une réallocation depuis les petites entreprises vers les grandes, qui pourrait mener à la domination d'un nombre restreint d'entreprises. Selon Lashkari *et al.* (2019), l'essor des technologies de l'information, et la baisse de leur prix, a profité de façon disproportionnée aux entreprises de plus grande taille.

Nous ancrons notre analyse en France pour étudier le lien entre les variations de la concentration sectorielle et les résultats enregistrés par les entreprises au niveau individuel, et apportons des éléments d'explication de la source des variations du pouvoir de marché. La France est un cas intéressant parce que, contrairement aux États-Unis, la part du travail y semble stable ou croissante sur les quelques dernières décennies (voir la figure I). Nous documentons les principales tendances macroéconomiques en France, dans la lignée des travaux sur d'autres économies développées. La décomposition des

variations de la part du travail en France depuis les années 1990 fait apparaître une redistribution importante des parts de marché des entreprises où la part du travail est élevée vers celles où elle est faible, qui sont souvent plus grandes. Cette redistribution est corrélée à une hausse de la concentration sectorielle, mesurée à l'aide d'indicateurs variés. Toutefois, les parts du travail ont en moyenne augmenté pour toutes les entreprises, quelle que soit leur position dans la distribution initiale, ce qui a compensé l'impact de la redistribution et explique pourquoi la part globale du travail est restée plus ou moins stable durant cette période en France.

Pour évaluer l'impact de la dynamique du pouvoir de marché des entreprises sur la divergence des évolutions de la part du travail au niveau de l'entreprise en France et aux États-Unis, contrairement à l'impact d'autres facteurs tels que le changement technologique, nous estimons les taux de marge au niveau de l'entreprise et calculons les élasticités de la production à l'aide d'une fonction de production flexible autorisant des variations du produit marginal des facteurs de production dans l'ensemble des entreprises et sur différentes périodes. Nous suivons De Loecker & Warzynski (2012) en estimant tout d'abord les élasticités de la valeur ajoutée au travail et au capital, au niveau de l'entreprise, puis calculons les taux de marge en supposant que les entreprises minimisent leurs coûts et qu'elles peuvent ajuster la quantité de travail. Nous utilisons des données administratives uniques et exhaustives couvrant l'univers des entreprises françaises.

Nous ne constatons pas que la hausse de la concentration se soit traduite par un accroissement du pouvoir de marché au niveau de l'entreprise. Nous constatons une forte hétérogénéité des taux de marge et remarquons qu'ils augmentent en fonction de la taille de l'entreprise. Nous constatons également que la hausse des parts du travail des entreprises découle en grande partie de la baisse de leurs taux de marge. Dans l'ensemble, les entreprises dont les taux de marge sont élevés ont gagné des parts de marché tandis que le taux de marge de l'entreprise type a diminué, ce qui suggère à la fois une allocation des facteurs de production plus efficace et une diminution du pouvoir de marché des entreprises. Nous montrons que ces deux caractéristiques de la redistribution sont fortement corrélées à la hausse de la concentration au niveau sectoriel.

Notre article contribue à la littérature macro-économique documentant plusieurs tendances importantes qui se sont récemment propagées dans les économies développées. Plusieurs

articles récents documentent une concentration sectorielle croissante, ainsi qu'une dispersion accrue des résultats des entreprises au sein de l'industrie concernée (Andrews *et al.*, 2016 ; Berlingieri *et al.*, 2017 ; Song *et al.*, 2018 ; Card *et al.*, 2013). Parallèlement, de nombreux signes indiquent une diminution mondiale de la part du travail dans de nombreux secteurs (Elsby *et al.*, 2013 ; Karabarbounis & Neiman, 2014, 2018 ; Grossman *et al.*, 2018 ; Barkai, 2020 ; Bousard & Lee, 2020). Nous montrons que la concentration et le pouvoir de marché des entreprises à fort pouvoir de marché ne sont pas nécessairement corrélés même si, au niveau agrégé, la redistribution des parts de marché vers les entreprises dont les taux de marge sont élevés contribue à l'augmentation du taux de marge agrégé. Nos résultats, selon lesquels (i) les taux de marge ont diminué au niveau de l'entreprise et (ii) la redistribution des parts de marché vers les entreprises dont les taux de marge sont élevés (qui reflète une hausse de la concentration) contribue à l'augmentation du taux de marge agrégé, sont conformes à ceux d'Autor *et al.* (2020). Toutefois, en France, la baisse des taux de marge au niveau de l'entreprise est plus importante et l'effet de la redistribution ne la compense pas<sup>1</sup>. Cette différence correspond également aux constats de Gutiérrez & Philippon (2018), selon lesquels les marchés européens sont devenus plus concurrentiels que les marchés américains.

La suite de l'article s'articule comme suit. La section 1 présente le cadre théorique, la section 2 présente la stratégie d'estimation des taux de marge au niveau de l'entreprise, la section 3 présente les données, la section 4 revient sur les évolutions de la part du travail et la concentration en France et la section 5 présente nos résultats sur le taux de marge des entreprises en France.

## 1. Cadre théorique

Cette section présente un cadre théorique général permettant de relier les variations de la part globale du travail aux variations du pouvoir de marché, de l'élasticité des facteurs de production et de la part de marché au niveau de l'entreprise. Prenons une industrie avec  $N$  entreprises indexées  $i$ . Dans la lignée de résultats empiriques et dans l'esprit des travaux séminaux de Melitz (2003) et Hopenhayn (1992), nous

1. Cette différence peut s'expliquer, entre autres, par le fait que le pouvoir de marché des entreprises françaises est plus sensible à la cause sous-jacente, par exemple si elles sont plus exposées à la mondialisation ou à la concurrence sur les plateformes en ligne que les entreprises américaines, ou si l'écart entre les entreprises les plus productives et les moins productives est plus resserré en France qu'aux États-Unis.

supposons que les entreprises se distinguent par leur productivité exogène  $\Omega_{it}$  et ont accès à une technologie de production commune  $\mathcal{Q}(\cdot)$ , définie comme suit :

$$Y_{it} = \mathcal{Q}(\Omega_{it}, L_{it}, K_{it})$$

qu'elles utilisent pour produire la valeur ajoutée  $Y_{it}$ , en utilisant un facteur travail variable  $L_{it}$  et un stock de capital  $K_{it}$ . Nous supposons que l'ajustement du stock de capital est soumis au coût  $C_a(\cdot)$ , qui ne dépend que du niveau actuel et du niveau précédent du capital et non pas – hypothèse importante – des niveaux des facteurs de production variables. La somme des coûts actualisés de l'entreprise est la suivante :

$$\mathcal{V}(Z_{it}) = \min_{X_{it}} \mathcal{C}(X_{it}, Z_{it}) + \beta \mathbb{E}[\mathcal{V}(Z_{it+1})]$$

slc  $\mathcal{Q}(\Omega_{it}, X_{it}) = Y_{it}$

où  $\mathcal{C}(\cdot)$  est le coût total de l'entreprise,  $X_{it} = (L_{it}, K_{it})$  désigne les facteurs de production et  $Z_{it}$  désigne les variables qui sont exogènes au choix de l'entreprise à l'instant  $t$ , comme le stock de capital de la période précédente, la productivité et les prix des facteurs de production.

Le Lagrangien associé au côté droit de l'équation de Bellman est le suivant :

$$\mathcal{L}(X_{it}, \xi_{it}, Y_{it}, Z_{it}) = W_{it} L_{it} + r_{it} (K_{it} + C_a(K_{it}, K_{it-1})) + F_{it} + \beta \mathbb{E}[\mathcal{V}(Z_{it+1})] - \xi_{it} (\mathcal{Q}(\Omega_{it}, X_{it}) - Y_{it})$$

où  $W_{it}$  est le salaire,  $r_{it}$  est le coût d'utilisation du capital,  $F_{it}$  est un coût fixe exogène et  $\xi_{it}$  est le multiplicateur de Lagrange. Les conditions du premier ordre considérées aux valeurs ( $X_{it}^*$  et  $\xi_{it}^*$ ) des facteurs de productions et du multiplicateur de Lagrange qui correspondent au choix optimal impliquent que :

$$\nabla \mathcal{L}(X_{it}^*, \xi_{it}^*, Y_{it}, Z_{it}) = 0 \quad (1)$$

où  $\nabla$  désigne le vecteur gradient des dérivées partielles s'agissant des facteurs de production. Si l'on applique l'équation (1) au facteur travail flexible, on obtient la condition de minimisation des coûts suivante, qui relie le salaire et le produit marginal du travail :

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L}(X_{it}^*, \xi_{it}^*, Y_{it}, Z_{it}) = W_{it} - \xi_{it}^* \frac{\partial \mathcal{Q}}{\partial L}(\Omega_{it}, X_{it}^*) = 0$$

S'agissant du facteur travail  $L$ , l'élasticité de la production  $\theta_{l,it}$  peut donc être exprimée, comme suit :

$$\theta_{l,it} \equiv \frac{L_{it}^*}{Y_{it}} \frac{\partial \mathcal{Q}}{\partial L}(\Omega_{it}, X_{it}^*) = \frac{1}{\xi_{it}^*} \frac{W_{it} L_{it}^*}{Y_{it}} \quad (2)$$

En utilisant les conditions de premier ordre de l'équation (1) pour exprimer le choix optimal des facteurs de production  $X_{it}^*$  et  $\xi_{it}^*$  en tant que

fonctions de la production  $Y_{it}$  et des variables exogènes  $Z_{it}$ , nous obtenons le coût total optimal en tant que fonction de la production et des variables exogènes :

$$\mathcal{C}^*(Y_{it}, Z_{it}) = \mathcal{C}(X_{it}^*(Y_{it}, Z_{it}), Z_{it})$$

Au niveau optimal, le Lagrangien est égal au coût total et il ressort du théorème de l'enveloppe que le coût marginal est égal au multiplicateur de Lagrange  $\xi_{it}^*$  :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{C}^*}{\partial Y}(Y_{it}, Z_{it}) &= \frac{\partial \mathcal{L}^*}{\partial Y}(Y_{it}, Z_{it}) \\ &= \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial Y}(X_{it}^*, \xi_{it}^*, Y_{it}, Z_{it}) = \xi_{it}^* \end{aligned}$$

En supprimant l'exposant \* à des fins de simplification pour désigner la valeur des variables considérées au choix optimal de l'entreprise, nous définissons le taux de marge comme étant le rapport entre le prix de la valeur ajoutée de l'entreprise  $P_{it}$  et son coût marginal :

$$\mu_{it} = \frac{P_{it}}{\xi_{it}} \quad (3)$$

Le taux de marge, souvent utilisé pour mesurer le pouvoir de marché au niveau de l'entreprise, représente le pouvoir de fixation des prix de l'entreprise. Comme De Loecker & Warzynski (2012) le font remarquer, cette expression résiste à divers modèles statiques de fixation des prix et ne dépend pas d'un format spécifique de concurrence tarifaire entre les entreprises. Toutefois, le taux de marge en lui-même dépend de la nature précise de cette concurrence entre les entreprises. En outre, il ressort des équations (2) et (3) que le taux de marges se définit comme étant l'élasticité de la production au facteur travail, divisée par la part de ces coûts du travail dans le revenu total de l'entreprise, soit la part du travail  $\lambda_{it}$ <sup>2</sup> :

$$\mu_{it} = \theta_{l,it} \frac{P_{it} Y_{it}}{W_{it} L_{it}} \equiv \frac{\theta_{l,it}}{\lambda_{it}} \quad (4)$$

Par la suite, nous relierons la part agrégée du travail aux taux de marge et aux élasticités de la production<sup>3</sup> au facteur travail au niveau de l'entreprise. Premièrement, nous définissons la part agrégée du travail  $\Lambda_t$  comme la moyenne pondérée par la valeur ajoutée des parts du travail au niveau de l'entreprise :

$$\Lambda_t \equiv \frac{\sum_i W_{it} L_{it}}{\sum_i P_{it} Y_{it}} = \sum_i S_{it} \lambda_{it} \quad (5)$$

2. À noter que l'équation (4) ne s'applique qu'aux facteurs de production pouvant être ajustés librement, tout au moins à la marge, et que les prix des facteurs de production sont extérieurs aux choix des entreprises. La section C2 de l'Annexe en ligne examine le signe des distorsions découlant du relâchement de l'une de ces hypothèses. Le lien vers l'Annexe en ligne est à la fin de l'article.

3. En toute rigueur, il s'agit de la valeur ajoutée. On utilise indifféremment les deux termes dans la suite.

où  $S_{it} = \frac{P_{it}Y_{it}}{\sum_i P_{it}Y_{it}}$  est la part de marché de l'entreprise  $i$ . Grâce à l'équation (4), nous savons que la part du travail est le produit de l'élasticité de la production au travail et de l'inverse du taux de marge :

$$\lambda_{it} = \theta_{l,it} \mu_{it}^{-1} \quad (6)$$

Nous décomposons l'élasticité de la production au facteur travail  $\theta_{l,it}$  en une composante découlant des rendements d'échelle, qui indique l'ampleur de l'expansion de la production lorsque tous les facteurs de production augmentent de façon proportionnelle, et en une composante découlant de l'intensité relative en travail par rapport au capital du processus de production :

$$\theta_{l,it} = \underbrace{\theta_{l,it} / (\theta_{l,it} + \theta_{k,it})}_{\text{Intensité en travail}} \times \underbrace{(\theta_{l,it} + \theta_{k,it})}_{\text{Rendements d'échelle}} \equiv \alpha_{it} \gamma_{it} \quad (7)$$

notant que, lorsque  $\alpha_{it}$  est élevé, le processus de production présente une forte intensité en travail par rapport au capital. Il ressort des équations (5), (6) et (7) que la part agrégée du travail peut être exprimée en tant que fonction de l'intensité en travail, des rendements d'échelle et des taux de marge au niveau de l'entreprise :

$$\Lambda_t = \sum_i S_{it} \alpha_{it} \gamma_{it} \mu_{it}^{-1} \quad (8)$$

Nous calculons le taux de marge agrégé  $M_t$ , comme la moyenne harmonique pondérée par la valeur ajoutée au niveau de l'entreprise :

$$M_t \equiv \left[ \frac{\sum_i P_{it} Y_{it} \mu_{it}^{-1}}{\sum_i P_{it} Y_{it}} \right]^{-1} = \left[ \sum_i S_{it} \mu_{it}^{-1} \right]^{-1}$$

## 2. Procédure d'estimation

Dans cette section, nous décrivons la procédure suivie pour estimer les élasticités de la valeur ajoutée au travail et au capital au niveau de l'entreprise. Combinées aux parts de travail et aux parts de marché au niveau de l'entreprise observées dans les données, elles nous permettent de calculer la contribution des taux de marge, de l'intensité en travail et des rendements d'échelle à la part agrégée du travail<sup>4</sup>.

Pour estimer le taux de marge à partir des données sur la production des entreprises, nous utilisons l'équation (4). Ce cadre est particulièrement approprié pour analyser l'évolution des taux de marge sur le long terme, car il ne nécessite pas d'observer les caractéristiques au niveau du consommateur pour estimer les élasticités de la demande. Deuxièmement, il ne formule d'hypothèse ni sur le comportement de fixation des prix des entreprises ni sur les conditions de concurrence. Il ne requiert que

deux hypothèses : les entreprises minimisent les coûts de production et elles ajustent librement au moins un facteur de production variable.

Nos données permettent d'observer directement les parts des facteurs de production de chaque entreprise, mais les élasticités de la valeur ajoutée sont inobservées. Dans la mesure où ces élasticités peuvent varier dans le temps et d'une entreprise à l'autre, nous estimons une fonction de production flexible avec un nombre minimal de restrictions paramétriques. Nous supposons ci-après que les entreprises de la branche  $j$  emploient la même technologie  $f_j(\cdot)$ , en utilisant le travail et le capital pour générer de la valeur ajoutée. Nous supposons également que la productivité est neutre au sens de Hicks et évolue selon un processus de Markov de type AR(1). Pour l'entreprise  $i$  dans la branche  $j$ , notre modèle empirique est construit selon :

$$y_{it} = f_j(k_{it}, l_{it}) + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\omega_{it} = \rho_{jt} \omega_{it-1} + \eta_j + v_j t + \xi_{it} \quad (10)$$

où  $y_{it}$  désigne le logarithme de la valeur ajoutée de l'entreprise  $i$  au moment  $t$  et où  $l_{it}$  et  $k_{it}$  sont les logarithmes de l'emploi et du stock de capital. La productivité  $\omega_{it}$  est neutre au sens de Hicks,  $\varepsilon_{it}$  est une erreur de mesure indépendante et identiquement distribuée et  $\xi_{it}$  est l'innovation du processus de productivité, également indépendante et identiquement distribuée. La productivité de long terme  $\eta_j$  et une tendance temporelle  $v_j$  sont supposées communes aux entreprises d'une même branche  $j$ .

Si nous ne pouvons pas utiliser les moindres carrés ordinaires pour l'équation (9), c'est parce que, entre autres, nous n'observons pas la productivité  $\omega_{it}$ , mais les entreprises disposent d'informations sur leur productivité lorsqu'elles choisissent leurs facteurs de production.  $\omega_{it}$  est donc corrélé à  $k_{it}$  et à  $l_{it}$  et les estimations par les moindres carrés ordinaires sont biaisées. Nous faisons ci-après les hypothèses standard suivantes quant à l'instant où les entreprises prennent leurs décisions :

*Hypothèse 1 (Ensemble des informations disponibles)* – L'ensemble des informations disponibles de l'entreprise à l'instant  $t$ , c'est-à-dire  $I_t$ , inclut les chocs de productivité actuels et passés  $\{\omega_{it}\}_{\tau=0}^t$  mais exclut les chocs de productivité futurs  $\{\omega_{it}\}_{\tau=t+1}^{+\infty}$ . Les erreurs de mesure  $\mu_{it}$  vérifient

4. Nous faisons abstraction des liens intrants/extrants en prenant une fonction de production en termes de valeur ajoutée. Baqaee & Fahri (2020) montrent que les liens intrants/extrants jouent un rôle important dans la propagation des chocs de productivité et Grassi (2017) montre qu'ils sont importants pour le pouvoir de marché en cas de concurrence oligopolistique.

$\mathbb{E}[\mu_{it} | I_t] = 0$ . Le processus de productivité défini à l'équation (10) est connu des entreprises et est stochastiquement croissant en  $\omega_{it-1}$ .

*Hypothèse 2 (Choix relatifs aux facteurs de production)* – Les facteurs travail et capital utilisés à l'instant  $t$  sont choisis en tenant compte de l'ensemble des informations disponibles  $I_t$ .

Ces hypothèses sont simples : les entreprises n'observent pas  $\omega_{it}$  avant l'instant  $t$ , mais le processus de Markov définit ce que l'entreprise sait de la distribution des futurs chocs de productivité. Pour tenir compte de la productivité non observée, nous adoptons une méthode d'estimation en panel dynamique (Blundell & Bond, 2000). Nous utilisons la structure AR(1) du processus de productivité pour écrire la valeur ajoutée actuelle comme suit :

$$y_{it} = \rho_{jt} y_{it-1} + (f_j(k_{it}, l_{it}) - \rho_{jt} f_j(k_{it-1}, l_{it-1})) + \eta_j - v_j t + u_{it}$$

où l'erreur composée  $u_{it} = \xi_{it} + \varepsilon_{it} - \rho \varepsilon_{it-1}$  est de moyenne nulle conditionnellement à l'ensemble des informations disponibles  $I_{t-1}$  en raison des hypothèses 1 et 2. En conditionnant par un ensemble d'instruments inclus dans  $I_{t-1}$ , nous estimons les paramètres de la fonction de production et du processus de productivité par la méthode des moments généralisée en deux étapes. Nos conditions de moment peuvent s'écrire comme suit :

$$E[u_{it} | I_{t-1}] = E[y_{it} - \rho_{jt} y_{it-1} - (f_j(k_{it}, l_{it}) - \rho_{jt} f_j(k_{it-1}, l_{it-1})) - \eta_j - v_j t | I_{t-1}] = 0 \quad (11)$$

Nous supposons que la technologie  $f_j(\cdot)$  de la branche  $j$  est une fonction de production translog du capital et du travail :

$$f_j(k_t, l_t) = \beta_{l,j} l_t + \beta_{k,j} k_t + \beta_{ll,j} l_t^2 + \beta_{kk,j} k_t^2 + \beta_{lk,j} l_t k_t$$

et nous utilisons les valeurs passées  $\omega_{it-1}$ ,  $l_{it-1}$ ,  $m_{it-1}$ ,  $k_{it-1}$  et des combinaisons d'ordre supérieur de ces termes, une tendance temporelle  $t$  et une constante comme instruments dans l'équation (11). À partir des estimations des paramètres de la fonction de production, nous calculons l'élasticité de la production du travail et du capital au niveau de l'entreprise  $i$  durant l'année  $t$  comme suit :

$$\theta_{l,it} = \beta_{l,j} + 2\beta_{ll,j} l_{it} + \beta_{lk,j} k_{it}$$

$$\theta_{k,it} = \beta_{k,j} + 2\beta_{kk,j} k_{it} + \beta_{lk,j} l_{it}$$

À partir de l'équation (7), nous obtenons l'intensité en travail et les rendements d'échelle au niveau de chaque entreprise.

Des études antérieures estimant les taux de marge sur des données similaires se sont parfois appuyées sur la méthode dite de la variable proxy. Cette méthode repose sur une estimation non paramétrique de la productivité non observée  $\omega_{it}$  à partir des variables observées, avec l'hypothèse selon laquelle une variable proxy, soit l'investissement (Olley & Pakes, 1996) soit la demande de facteurs intermédiaires (Levinsohn *et al.*, 2003 ; Akerberg *et al.*, 2015), est une fonction inversible des autres facteurs de production et de la productivité et seulement de ces variables. Toutefois, cette approche n'est pas valide si la variable proxy est également une fonction d'un choc non observé, comme par exemple un choc de coût sur tous les facteurs de production, ou encore un choc de demande. Définissons la demande de facteurs intermédiaires  $m_{it}$  comme une fonction du capital, du travail, de la productivité et d'un choc non observé  $d_{it}$  :

$$m_{it} = m(\omega_{it}, k_{it}, l_{it}, d_{it})$$

Si l'on suppose que cette fonction est inversible en  $\omega_{it}$  et si l'on utilise l'équation (9), on peut écrire la valeur ajoutée  $y_{it}$  comme une fonction inconnue des facteurs de production et du choc non observé :

$$y_{it} = f_j(k_{it}, l_{it}) + \omega(m_{it}, k_{it}, l_{it}, d_{it}) + \varepsilon_{1,it} = g(m_{it}, k_{it}, l_{it}, d_{it}) + \varepsilon_{1,it}$$

Si l'on ignore le choc non observé et si l'on utilise l'hypothèse 1 selon laquelle  $\varepsilon_{it}$  est indépendant des facteurs de production choisis, on obtient une estimation paramétrique  $\hat{g}_{it}$  de  $g(\cdot)$  prenant la forme d'un polynôme de haut degré en  $m_{it}$ ,  $k_{it}$  et  $l_{it}$ , mais qui ne dépend pas de  $d_{it}$  :

$$y_{it} = \hat{g}_{it} + \hat{\varepsilon}_{it}$$

où les résidus  $\hat{\varepsilon}_{it}$  sont corrélés à  $d_{it}$ . Dans la pratique, lorsque nous appliquons cette procédure, nous remarquons que les résidus ne sont pas indépendants et identiquement distribués. Comme Doraszelski & Jaumandreu (2019) l'ont récemment remarqué,  $d_{it}$ , tout comme  $\omega_{it}$ , devrait également être considéré comme étant potentiellement corrélé au terme d'erreur. Dans ce cas, les instruments utilisés à la deuxième étape de la méthode de la variable proxy ne sont pas cohérents avec les hypothèses identificatrices.

### 3. Données

Notre analyse empirique s'appuie sur plusieurs sources de microdonnées produites par l'Insee, qui couvrent l'univers des entreprises françaises durant la période 1984-2016. Ces données sont, entre autres, l'une des principales sources

utilisées pour préparer les comptes nationaux. Nos données, rassemblées à partir des déclarations fiscales de toutes les entreprises françaises, fournissent des informations sur le bilan et les comptes de résultat au niveau de chaque entreprise, ainsi que sur l'emploi, la branche dans laquelle l'entreprise évolue, le type d'entité juridique (micro-entreprise, société unipersonnelle ou société à responsabilité limitée) et le régime fiscal auquel elle est rattachée (régime de la micro-entreprise, régime simplifié ou régime normal).

Pour la période allant de 1984 à 2007, nos données sont tirées du Système unifié de statistiques d'entreprises (SUSE), rassemblant des informations auprès d'entreprises rattachées à deux régimes fiscaux : le bénéfice réel normal (BRN) et le régime simplifié d'imposition (RSI). Ces fichiers nous permettent de faire la différence entre les paiements liés au travail, aux matières premières ou à d'autres facteurs de production intermédiaires et aux investissements. Ils fournissent des informations sur la valeur comptable du capital de l'entreprise et sur sa masse salariale. Pour cette raison, ils ont été largement utilisés dans les études passées sur les entreprises françaises (voir par exemple di Giovanni *et al.*, 2014 ; Caliendo *et al.*, 2015).

À partir de 2008, nous utilisons les données du dispositif d'élaboration des statistiques annuelles d'entreprises (ESANE), né de l'unification de SUSE et des enquêtes annuelles d'entreprises qui étaient auparavant menées chaque année dans divers secteurs. En raison d'un certain chevauchement entre les informations des déclarations fiscales et celles des enquêtes, l'Insee applique un processus algorithmique pour rapprocher les informations discordantes. Pour construire notre panel d'entreprises, nous excluons des données ultérieures à 2008 les entreprises rattachées

au régime micro-BIC<sup>5</sup>. De plus, nous limitons notre analyse aux unités légales disposant d'un numéro d'identification unique et valide<sup>6</sup>.

Nous nous concentrons sur le secteur marchand, hors agriculture, car notre échantillon ne couvre pas assez bien les entreprises de ce secteur<sup>7</sup>. Nous excluons également l'immobilier et la finance, secteurs où la notion de fonction de production est difficile à appréhender, alors que nous nous intéressons au partage de la valeur ajoutée entre les travailleurs et les détenteurs du capital et des entreprises à travers le prisme du processus de production. Notre échantillon compte 5.7 millions d'entreprises, dont 3.7 millions ont au moins un employé. Pour finir, nous utilisons des données de la base de données EU-KLEMS (Van Ark, 2017) au niveau de la branche pour disposer des informations sur les prix des investissements et de la production, nécessaires pour déflater la valeur ajoutée et les stocks de capital. D'autres détails sur les données sont fournis à l'annexe 1.

### 3.1. Vue d'ensemble des données

Le tableau 1 décrit les principales variables utilisées dans notre analyse empirique. Notre échantillon de 3.7 millions d'entreprises comptant au moins un employé couvre plus

5. Il s'agit d'un régime extrêmement simplifié introduit en 2008, qui s'applique aux très petites entreprises dont le chiffre d'affaires total ne dépasse pas 170 000 euros (secteur immobilier ou commercial) ou 70 000 euros (autres secteurs). Ce régime est largement utilisé par les travailleurs indépendants qui ne déclarent ni capital ni employés.

6. Une entreprise est définie comme étant une unité légale disposant d'un numéro d'identification unique (SIREN). Dans le dispositif ESANE, les unités légales qui appartiennent au même groupe sont rassemblées et leurs comptes sont consolidés (Deroyon, 2015). Nous ne consolidons pas et considérons ces unités légales comme séparées.

7. Les secteurs marchands excluent les administrations publiques et les services publics de la santé et de l'éducation. La faible couverture de l'agriculture dans notre échantillon vient de ce que les entreprises de ce secteur sont pour la plupart rattachées à un régime fiscal exclu des régimes micro-BIC, BRN et RSI.

Tableau 1 – Statistiques descriptives

	Observations	Moyenne	Médiane	Écart type
Chiffre d'affaires	27 543 090	2 642.6	284.6	77 556.3
Production brute	27 517 472	1 818.5	203.7	69 157.5
Valeur ajoutée	27 517 472	730.0	111.3	32 121.5
Coûts du travail	27 517 428	507.8	81.0	18 092.5
Part du travail	27 334 884	75.1	74.1	33.6
Emploi	27 360 292	14.1	3.0	471.6
Consommation intermédiaire	27 517 477	1 088.5	80.2	46 270.4
Investissements	19 814 136	185.1	4.0	19 200.4
Valeur comptable du capital	27 507 848	1 305.8	76.0	168 003.0

Note : le tableau présente les principales statistiques descriptives des entreprises de l'échantillon. Les moyenne, médiane et écart type sont exprimés en milliers d'euros, à l'exception de la catégorie 'Emploi' qui correspond au nombre de salariés en équivalent temps plein et la part du travail exprimée en pourcentage de la valeur ajoutée.

Source et champ: Insee, SUSE et ESANE; l'échantillon rassemble toutes les entreprises constituées en société au sein des secteurs marchands, à l'exception de l'agriculture, de la finance et de l'immobilier, avec un emploi supérieur à zéro.

de 33 années et 27 millions d'observations entreprise-année. Le chiffre d'affaires moyen est de 2.6 millions d'euros, le nombre moyen d'employés de 14 et la valeur moyenne du stock de capital de 1.3 million d'euros. Ces données sont extrêmement asymétriques : le niveau médian du chiffre d'affaires est de 285 000 euros, le nombre médian d'employés est de 3 et la valeur médiane du stock de capital est de 76 000 euros. Cela provient du caractère quasi exhaustif des données, qui incluent un grand nombre de petites entreprises. Parmi les entreprises dont la valeur des investissements n'est pas manquante, la valeur moyenne déclarée est de 185 000 euros et l'investissement médian est de 4 000 euros, ce qui reflète en partie le fait que l'investissement tend à être réalisé « par lot »<sup>8</sup>. La part moyenne du travail au sein de notre échantillon, calculée comme le rapport entre la somme de la masse salariale et des cotisations sociales et la valeur ajoutée, est de 75 %, proche de la médiane de 74 %<sup>9</sup>.

### 3.2. Part agrégée du travail

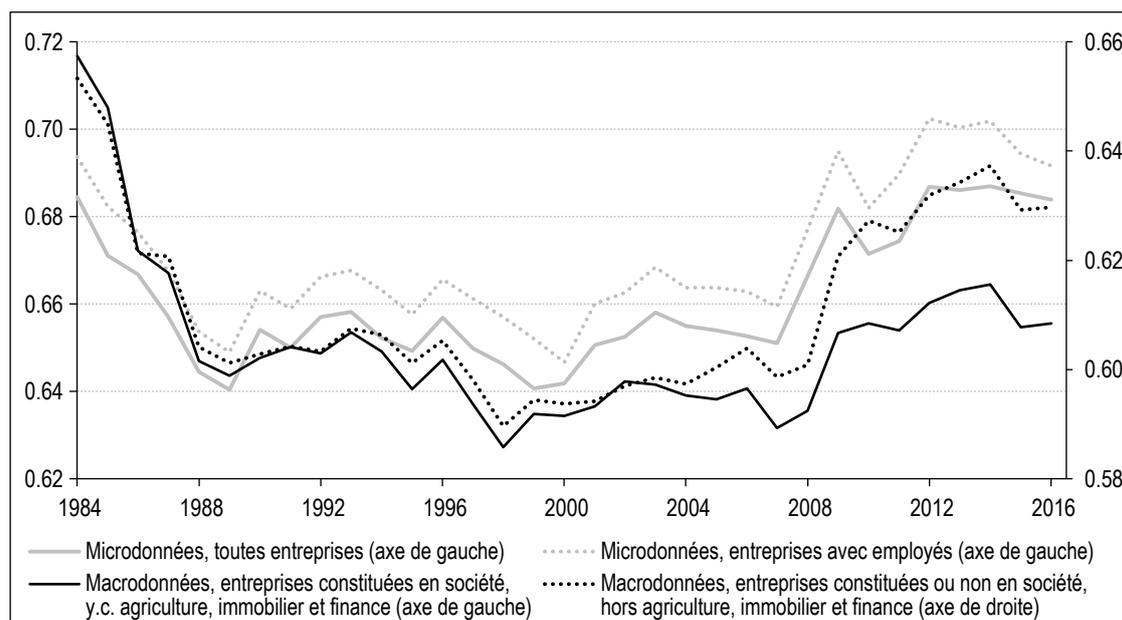
La figure I présente le rapport entre la rémunération des employés, cotisations sociales incluses, et la valeur ajoutée totale calculée à partir des données macro et micro de 1984 à 2016. La part agrégée du travail de notre échantillon d'entreprises est inférieure à la part du travail moyenne non pondérée. Comme nous le discutons dans la section 4, les entreprises de plus grande taille affichent une part du travail moins élevée, ce qui

fait baisser la part du travail moyenne pondérée. Dans l'échantillon des entreprises comptant au moins un employé, qui est retenu dans toute la suite de l'article, la part agrégée du travail diminue de 69.3 % en 1984 à 64.7 % en 2000, puis augmente et retrouve un niveau proche de son niveau initial, atteignant 69.1 % en 2016. Au niveau agrégé, cette part est de 67.1 % en moyenne sur la période. Les données agrégées incluent également, en principe, les entreprises qui ne comptent aucun employé. Inclure ces entreprises dans notre estimation de la part agrégée sur les microdonnées réduit la part agrégée du travail d'environ 1 point de pourcentage : elle est de 66.1 % de la valeur ajoutée en moyenne sur la période et présente la même courbe en forme de U. Cette tendance au niveau agrégé diffère fortement de la diminution de la part du travail constatée aux États-Unis par Autor *et al.* (2020) et Kehrig & Vincent (2018), ou dans d'autres travaux qui arguent que la France, à l'instar de nombreuses autres économies développées, a connu elle aussi une diminution de la part du travail sur le long terme (par exemple Grossman *et al.*, 2018 ; Karabarbounis & Neiman, 2014). En raison de la courbe en forme de U de la part du travail, tant pour les données micro que pour

8. La moyenne de l'investissement moyen par entreprise sur l'ensemble des années est de 140 000 euros et la médiane de l'investissement moyen par entreprise sur l'ensemble des années est de 8 000 euros.

9. La section C1 de l'Annexe en ligne montre que nos données sont très représentatives de l'économie de marché, représentant 87 % des coûts du travail totaux et 84 % de la valeur ajoutée totale, avec très peu de variations au fil du temps.

Figure I – Part globale du travail en France, 1984-2016



Note : la part du travail est mesurée par le rapport entre la rémunération des employés, cotisations sociales incluses, et la valeur ajoutée totale des secteurs marchands. Voir section 3 pour des informations détaillées sur les différentes mesures.  
Source et champ : cf. tableau 1.

les données macro, nous pensons que les conclusions établissant un recul séculaire en France sont erronées.

Comme notre échantillon exclut les entreprises des secteurs de l'agriculture, de l'immobilier et de la finance, nous ne disposons pas de données agrégées pour la France sur ce champ ; toutefois, la part globale du travail obtenue avec nos données est très proche de celle que nous pouvons mesurer sur un champ semblable, en termes de niveaux comme de tendances.

La comptabilité nationale française fournit des comptes d'exploitation détaillés pour des secteurs d'activité plus larges que nos données dans diverses dimensions. La figure I montre la part du travail de l'ensemble des entreprises constituées en société, y compris dans l'agriculture, l'immobilier et la finance. Avant 2000, le niveau moyen de la part du travail dans ces entreprises, tel que publié par l'Insee, correspond à la part agrégée du travail de notre échantillon, y compris des entreprises qui ne comptent aucun employé (65.4 %). Ce niveau moyen est d'abord légèrement supérieur (71.6 %) aux estimations sur notre échantillon (68.4 %) en 1984, puis légèrement inférieur en 2000 (63.4 % contre 64.1 % sur notre échantillon). Après 2000 toutefois, la part du travail dans les entreprises constituées en société augmente de 2 points de pourcentage mais celle de notre échantillon augmente de 4 points de pourcentage.

La figure I montre également la part du travail totale (entreprises constituées en société ou non) à l'exclusion des secteurs de l'agriculture, de l'immobilier et de la finance. Les entreprises non constituées en société comptent principalement des travailleurs indépendants et très peu de travailleurs salariés. En conséquence, la part du travail totale publiée par l'Insee est inférieure : 61 % en moyenne sur la période contre 66.1 % avec nos données comprenant toutes les entreprises. Néanmoins, après 2000, et malgré cet écart entre les niveaux, l'augmentation de la part du travail totale mesurée pour la même composition sectorielle que celle de nos données correspond à l'augmentation de 4 points de pourcentage que nous observons dans nos données. Cet écart entre la part du travail observée dans le secteur des entreprises constituées en société et celle des secteurs marchands, hors agriculture, immobilier et finance, peut s'expliquer, entre autres, comme Cette *et al.* (2019) le suggèrent, par la croissance de la part du secteur immobilier (où la part du travail est proche de zéro) en termes de valeur ajoutée totale, qui a eu un impact négatif sur la part agrégée du travail des entreprises

constituées en société, surtout durant le boom immobilier apparu après 2000.

## 4. Concentration et part du travail

Dans cette section, nous réexaminons certains aspects importants de la concentration et des parts du travail en France. Nous constatons notamment que la hausse de la concentration y est associée à une hausse des parts du travail au niveau de l'entreprise, ainsi qu'à une redistribution des parts de marché vers les entreprises de plus grande taille et où la part du travail est faible.

### 4.1. Hausse de la concentration

La figure II montre la variation cumulée depuis 1984 de la moyenne, pondérée par le chiffre d'affaires, des indices de concentration sectoriels, chaque indice mesurant la concentration des chiffres d'affaires au niveau de chaque groupe de la nomenclature d'activités française niveau 3 (NAF niveau 3 ensuite). La part du chiffre d'affaires des entreprises appartenant au premier percentile et aux cinq premiers percentiles de chiffre d'affaires au sein de chaque branche a fortement augmenté depuis 1984 en moyenne, respectivement, de 9 et 7 points de pourcentage. Les ratios de concentration, qui correspondent aux parts des quatre et vingt plus grandes entreprises au sein de chaque branche, ont suivi une tendance différente avant 1995 mais ont augmenté de près de 4 points de pourcentage chacun en moyenne depuis cette date<sup>10</sup>.

Globalement, nous constatons que les ratios de concentration et les parts des quantiles supérieurs ont augmenté dans plus de la moitié des 211 branches depuis 1995 : la hausse médiane des deux ratios de concentration se chiffre à 2 points de pourcentage et la hausse médiane des parts des percentiles supérieurs à 1 % et à 5 % se chiffre respectivement à 4 et 5 points de pourcentage<sup>11</sup>. Ces résultats sont en ligne avec les éléments empiriques rassemblés aux États-Unis et dans d'autres pays de l'OCDE (CEA, 2016 ; Autor *et al.*, 2020 ; Andrews *et al.*, 2016).

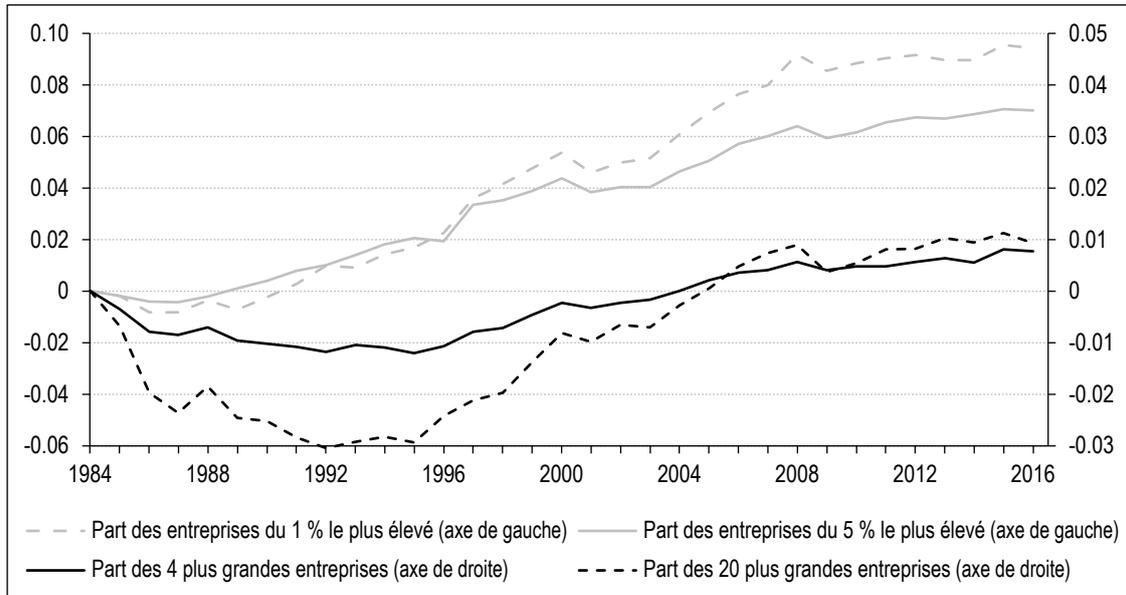
### 4.2. Redistribution des parts du travail

Dans la suite de Kehrig & Vincent (2018), nous décomposons les variations de la part agrégée

10. La médiane des branches (NAF à trois chiffres) compte environ 900 entreprises au cours d'une année donnée mais, dans la mesure où 25 % des branches comptent plus de 5 000 entreprises et où 25 % d'entre elles en comptent moins de 200, le nombre d'entreprises des tranches supérieures de 1 % et de 5 % varie grandement d'une branche à l'autre. La taille médiane de l'industrie manufacturière à trois chiffres est d'environ 500 et celle de l'industrie non manufacturière à trois chiffres est de 3 600.

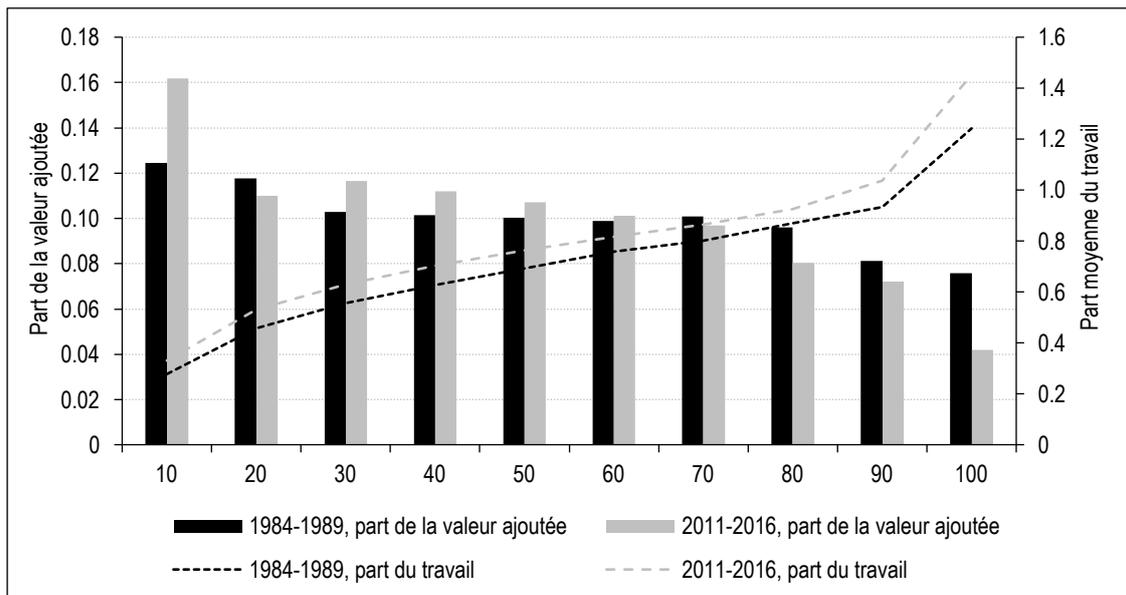
11. La section C5 de l'Annexe en ligne détaille les résultats pour les industries manufacturières et non manufacturières.

Figure II – Variation cumulée de la concentration des chiffres d'affaires



Note : la figure montre la variation cumulée de la concentration des chiffres d'affaires dans les branches (NAF niveau 3). Les variations de la concentration entre différentes branches sont pondérées par la part de chaque branche dans le chiffre d'affaires total. Source et champ : cf. tableau 1.

Figure III – Répartition des parts du travail et de la valeur ajoutée



Note : les lignes illustrent la répartition brute des parts du travail sur l'ensemble des entreprises (échelle sur l'axe de droite). Les barres illustrent la part de la valeur ajoutée des entreprises de chaque décile non pondéré par la part du travail (échelle sur l'axe de gauche). Pour tenir compte des différences spécifiques à chaque branche dans la distribution jointe de la part du travail et de la valeur ajoutée, la moyenne de ces répartitions est calculée dans toutes les branches (NAF niveau 3), puis pondérée par la part de chaque branche dans la valeur ajoutée totale par période de cinq ans. Source et champ : cf. tableau 1.

du travail afin de mieux comprendre si elles découlent de variations au niveau de l'entreprise ou d'effets de composition. La figure III représente, pour chaque décile de la part du travail, la part du travail moyenne pondérée par la valeur ajoutée et la part de la valeur ajoutée dans la valeur ajoutée de la branche correspondant aux entreprises du décile concerné, pour les

cinq premières et les cinq dernières années de l'échantillon. Les entreprises du décile inférieur de la part du travail de leur branche représentent 12 % de la valeur ajoutée de leur branche avant 1990, contre 16 % après 2010. La hausse des parts des différentes branches se confirme dans quatre des cinq déciles inférieurs de la part du travail, tandis que les cinq déciles supérieurs de

la part du travail représentent tous une moindre part de la valeur ajoutée de la branche dans la période 2011-2016 que durant la période 1984-1989. Les courbes illustrent la translation vers le haut de la distribution non pondérée des parts du travail : la part du travail moyenne de chaque décile est plus élevée après 2010 qu'avant 1990. Les barres verticales illustrent la hausse de la part de marché des entreprises où la part du travail est faible durant les trente dernières années.

Afin de quantifier l'impact de ces dynamiques sur la part globale du travail, nous calculons les contributions aux variations de la part agrégée du travail de la redistribution entre les branches, de la redistribution entre les entreprises au sein de chaque branche et des parts du travail au sein des entreprises<sup>12</sup>. La figure IV présente les résultats de cette décomposition. La redistribution entre les branches ne joue qu'un rôle minime dans les variations de la part agrégée du travail. En revanche, la redistribution vers les entreprises dont la part du travail est faible a fait baisser la part agrégée du travail de 5 points de pourcentage au total depuis 1984. Cet impact est compensé par une translation vers le haut de la distribution de la part du travail, qui a fait augmenter la part agrégée du travail de 5 points de pourcentage.

Comme Kehrig & Vincent (2018) le soulignent, cette décomposition regroupe les entreprises par quantiles de part du travail, ce qui nous permet de comparer deux distributions en équilibre

statique. Elle est conceptuellement différente de la décomposition habituelle intra-entreprise/inter-entreprises, car elle exclut l'impact de l'entrée ou de la sortie d'entreprises. Nous nous concentrons sur l'évolution à long terme de la distribution jointe des parts du travail et des parts de marché et non pas sur le rôle de l'entrée d'entreprises ou de la trajectoire de certaines entreprises en particulier (voir l'Annexe en ligne C3).

#### 4.3. Corrélation entre la hausse de la concentration et la redistribution des parts du travail

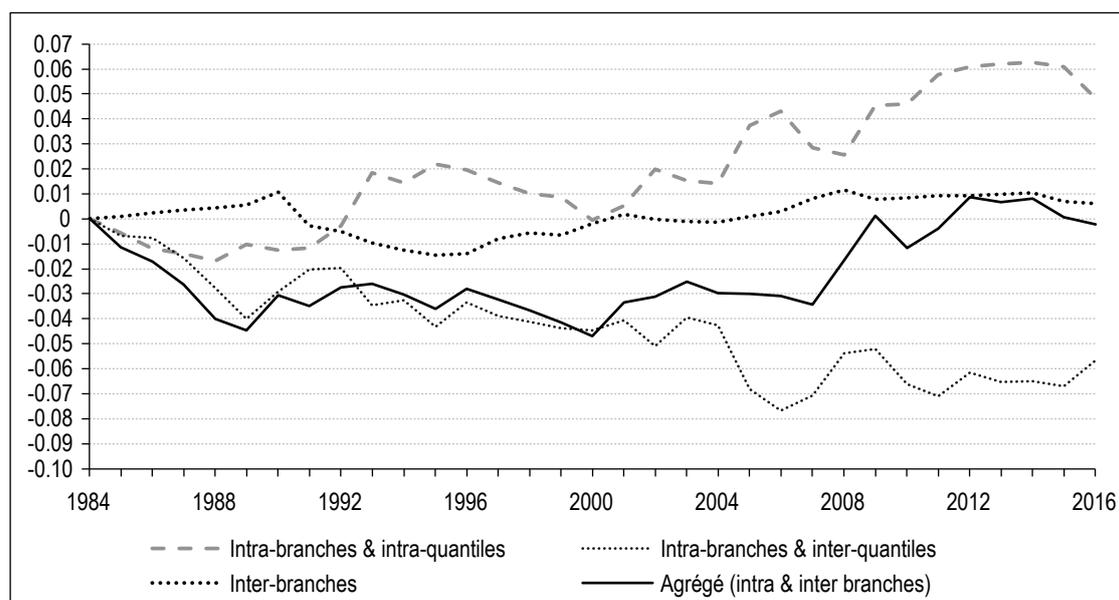
Nous montrons maintenant que les variations de la concentration sectorielle sont liées à ces tendances de la part du travail. Nous estimons le lien, au niveau de chaque branche, entre les variations de la concentration et celles de la part du travail, avec la régression suivante :

$$\Delta\lambda_{jt} = \psi_{\lambda} \Delta Conc_{jt} + FE_t + \varepsilon_{jt}, \quad (12)$$

où  $\Delta Conc_{jt}$  est la variation, sur dix ans, du niveau de concentration de la branche  $j$ , représenté par la part du chiffre d'affaires des percentiles supérieurs à 1 % et à 5 %,  $FE_t$  est un ensemble d'effets fixes temporels permettant de tenir compte des chocs spécifiques à chaque année et  $\Delta\lambda_{jt}$  est l'évolution de la part du travail de la branche  $j$  sur dix ans. Le tableau 2 présente les résultats.

12. Les détails de cette décomposition sont présentés à l'annexe 2.

Figure IV – Décomposition de la part globale du travail



Note : la figure présente les résultats de la décomposition de la part globale du travail décrite à l'annexe 2. Les quantiles de la part du travail sont calculés chaque année au sein des branches (NAF niveau 3). Source et champ : cf. tableau 1.

Tableau 2 – Corrélations entre les variations de la concentration et des parts du travail au niveau de la branche

	Part du travail de la branche		Entre quantiles de part du travail		À l'intérieur des quantiles inférieurs de la part du travail	
Part des entreprises du 1 % le plus élevé	-0.0777 (0.0123)		-0.0457 (0.0112)		0.0097 (0.0099)	
Part des entreprises du 5 % le plus élevé		-0.1102 (0.0167)		-0.1288 (0.0150)		0.0092 (0.0135)
Observations	4 666	4 673	4 665	4 660	4 661	4 664
R2	0.0341	0.0347	0.0290	0.0405	0.0281	0.0292
Part des 4 plus grandes entreprises	-0.0728 (0.0147)		-0.0602 (0.0133)		0.0772 (0.0119)	
Part des 20 plus grandes entreprises		-0.1113 (0.0168)		-0.1196 (0.0152)		0.0615 (0.0137)
Observations	4 649	4 648	4 645	4 645	4 651	4 650
R2	0.0320	0.0388	0.0325	0.0401	0.0366	0.0340

Note : chaque estimation est le résultat d'une estimation par les moindres carrés ordinaires au niveau des branches (NAF niveau 3), avec des effets fixes d'année. La variable dépendante des colonnes 'Part du travail de la branche' est la variation à long terme de la part agrégée du travail de la branche, mesurée par le rapport entre la somme des rémunérations du travail et des cotisations sociales, et la somme des valeurs ajoutées des entreprises de chaque branche. La variable dépendante des colonnes 'Entre les quantiles de la part du travail' et 'À l'intérieur des quantiles inférieurs de la part du travail' est la contribution de la variation de part agrégée du travail de la branche, selon la décomposition décrite à l'annexe 2, où les quantiles inférieurs sont les percentiles inférieurs à 5 %. Les variables indépendantes sont les variations de la part d'entreprises dont le chiffre d'affaires se situe dans les 1 % et 5 % les plus élevés et des 4 et 20 plus grandes entreprises.  
Source et champ : cf. tableau 1.

Les deux premières colonnes montrent que la variation de la concentration sectorielle est négativement corrélée à la variation des parts du travail au niveau des branches. Ce lien est fort et reste valide pour tous les indicateurs de concentration. Nous constatons qu'une hausse de la concentration de 10 points de pourcentage est associée à une baisse comprise entre 0.7 et 1.1 de la part du travail moyenne pondérée de la branche. Ces résultats sont semblables à ceux documentés pour les États-Unis (Autor *et al.*, 2020).

Nous examinons ensuite deux composantes de la variation de la part du travail sur dix ans : la contribution des effets de composition à la variation de la part du travail, examinée au paragraphe précédent, et l'évolution de la part du travail moyenne des entreprises appartenant aux 5 % d'entreprises dont la part du travail est la plus faible au sein de chaque branche. Nous faisons de ces composantes la variable dépendante de l'équation (12).

Nous constatons que les plus fortes hausses de la concentration sont associées à une contribution plus négative des effets de composition à la part agrégée du travail. Tous les coefficients sont négatifs et significatifs. Nous constatons également une corrélation positive entre la variation de la concentration et celle de la part du travail moyenne des entreprises où la part du travail est faible, définies comme celles dont la part se situe dans le quantile de 5 % du bas de la distribution de leur branche (NAF niveau 3). Dans la

littérature, ces entreprises sont parfois appelées « hyper productives » (Kehrig & Vincent, 2018) ou « superstars » (Autor *et al.*, 2020). Comme nous allons le montrer, les entreprises où la part du travail est faible sont généralement de plus grande taille dans notre échantillon. Ces résultats suggèrent que la corrélation négative entre la part du travail et la concentration ne découle pas d'une diminution de la part du travail des entreprises dites « superstars » liée à l'augmentation de leurs parts de marché.

#### 4.4. Part du travail et taille des entreprises

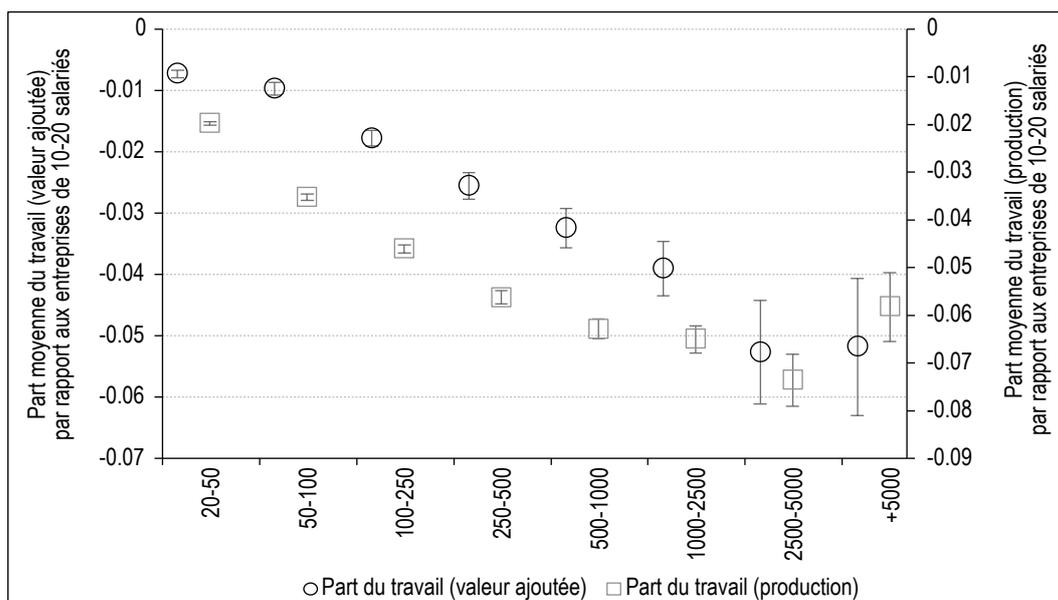
En réalité, nous montrons que la corrélation négative entre la concentration et la redistribution vers les entreprises où la part du travail est faible découle en grande partie d'un lien décroissant de façon monotone (en moyenne) entre la part du travail et la taille de l'entreprise. Nous estimons la régression suivante :

$$\lambda_{it} = FE_{size_{it}} + FE_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

où  $FE_{size_{it}}$  est un ensemble d'indicatrices représentant la classe de taille de l'entreprise  $i$  au sein de la branche  $j$  en termes d'emploi à la date  $t$  et où  $FE_{jt}$  est un ensemble d'effets fixes résultant d'une interaction de la branche (NAF niveau 3)  $j$  et de l'année.

La figure V présente les résultats de cette régression, en considérant aussi bien la part du travail dans la valeur ajoutée que dans la production brute. Par rapport aux entreprises qui ne comptent que dix à vingt employés, les

Figure V – Part du travail et taille



Note : la figure présente la part du travail moyenne conditionnelle, par taille d'entreprise, avec un intervalle de confiance à 99 %. Les moyennes sont conditionnelles à un ensemble d'effets fixes flexibles construit à partir de l'interaction des branches (NAF niveau 3) et de l'année. Source et champ : cf. tableau 1.

entreprises de plus grande taille tendent à afficher une part du travail moins importante, même après contrôle des effets fixes de l'industrie et de l'année. Ce lien décroissant est monotone à tous les niveaux d'emploi. Les parts du travail des entreprises comptant 50 à 100 employés sont en général inférieures de 2 points de pourcentage à celles des entreprises qui n'en comptent que dix à vingt, pour la même branche et la même année. Pour les entreprises comptant 2 500 à 5 000 employés, l'écart passe à 5 points de pourcentage pour la part du travail dans la valeur ajoutée et à 7 points de pourcentage pour la part du travail dans la production.

## 5. Résultats de l'estimation

Dans cette section, nous présentons tout d'abord les résultats de notre procédure d'estimation puis montrons comment les taux de marge ont évolué en France au niveau agrégé et au niveau de l'entreprise. Nous documentons des faits supplémentaires sur le pouvoir de marché et la concentration, ainsi que l'impact des variations du pouvoir de marché sur la part agrégée du travail, par rapport à d'autres facteurs technologiques.

### 5.1. Fonction de production

Le tableau 3 présente les résultats d'une estimation glissante de la fonction de production, pour les 27 branches couvertes par nos données. Ces estimations sont obtenues tout d'abord en estimant les paramètres de la fonction de

production  $\beta_j \in \{\beta_{l,j}; \beta_{k,j}; \beta_{ll,j}; \beta_{kk,j}; \beta_{lk,j}\}$  dans la branche  $j$  sur des échantillons à intervalles glissants de onze ans, puis en faisant la moyenne, pour chaque entreprise et chaque année, des différentes élasticités de la production estimées, selon les estimations obtenues sur des échantillons incluant cette année<sup>13</sup> :

$$\beta_{jt}^{\text{glissant}} = \frac{1}{11} \sum_{n=-5}^5 \beta_j^{t+n}$$

où  $\beta_j^t$  est le paramètre estimé sur l'échantillon limité aux années  $t-5$  à  $t+5$ . Pour les cinq années au début et à la fin de notre échantillon, la moyenne est calculée à partir d'un plus petit nombre d'estimations. Les élasticités de la production peuvent également varier d'une entreprise à l'autre au sein d'un même secteur. Pour différents secteurs, nous présentons la moyenne et l'écart type des élasticités<sup>14</sup>. Dans la mesure où les rendements d'échelle varient d'une entreprise à l'autre, il est possible que de nombreuses entreprises au sein d'une même branche affichent des rendements d'échelle croissants alors que les rendements d'échelle moyens estimés de la branche sont proches de 1. En moyenne, l'élasticité de la production du travail se chiffre à 0.72 dans nos données.

13. Nous estimons la production pour chacun des 27 secteurs. Chaque secteur comprend plusieurs branches de la NAF niveau 3. La section C5 de l'Annexe en ligne présente les résultats de l'estimation non glissante.

14. Nous notons que quelques secteurs semblent présenter une élasticité du capital moyenne négative ou des rendements d'échelle faibles. La section C5 de l'Annexe en ligne présente les élasticités de la production médianes, qui sont moins influencées par les valeurs aberrantes.

Tableau 3 – Élasticités moyennes de la production, estimation glissante

	$\theta_l$	$\theta_k$	Observations		$\theta_l$	$\theta_k$	Observations
Industries extractives	0.611 (0.199)	0.289 (0.162)	45 698	Gaz et électricité	0.697 (0.190)	0.236 (0.174)	22 243
Industries agro-alimentaires	0.754 (0.052)	0.127 (0.104)	1 277 913	Eau, assainissement, déchets	0.630 (0.178)	0.204 (0.146)	118 249
Textiles	0.553 (0.221)	0.135 (0.157)	282 598	Construction	0.611 (0.175)	0.078 (0.087)	4 969 117
Travail du bois, industries du papier et imprimerie	0.794 (0.110)	0.044 (0.104)	552 510	Commerce de gros et de détail	0.762 (0.175)	0.093 (0.145)	8 502 337
Cokéfaction et raffinage	0.533 (0.391)	0.251 (0.258)	2 472	Transport et entreposage	0.840 (0.156)	0.045 (0.148)	988 348
Industrie chimique	0.806 (0.143)	0.163 (0.122)	62 567	Hébergement et restauration	0.592 (0.174)	0.181 (0.133)	3 076 031
Industrie pharmaceutique	0.898 (0.359)	0.072 (0.286)	11 657	Édition, audiovisuel et diffusion	1.077 (0.245)	-0.001 (0.215)	309 540
Caoutchouc et plastiques	0.763 (0.159)	0.125 (0.176)	245 896	Télécommunications	1.048 (0.242)	-0.035 (0.217)	25 191
Métallurgie	0.719 (0.128)	0.111 (0.095)	545 742	Activités informatiques et services d'information	0.921 (0.140)	0.002 (0.140)	324 622
Produits informatiques, électroniques et optiques	0.747 (0.084)	0.095 (0.068)	110 072	Services juridiques, de comptabilité et d'ingénierie	0.843 (0.164)	-0.020 (0.150)	1 499 590
Équipements électriques	0.766 (0.136)	0.127 (0.101)	50 476	Recherche-développement scientifique	0.856 (0.259)	0.015 (0.230)	30 461
Machines et équipements	0.808 (0.137)	0.094 (0.069)	161 603	Publicité et études de marché	0.867 (0.269)	-0.067 (0.140)	406 636
Matériel de transport	0.834 (0.180)	0.121 (0.156)	71 000	Services administratifs et de soutien	0.757 (0.126)	0.039 (0.165)	1 401 753
Autres industries manufacturières	0.745 (0.129)	0.042 (0.080)	650 254	Total	0.724 (0.193)	0.086 (0.143)	25 744 576

Note : les colonnes  $\theta_l$  et  $\theta_k$  présentent l'élasticité de la production estimée moyenne en chaque facteur de production pour la fonction de production translog pour toutes les entreprises. Les écarts type (et non pas les erreurs-type) des élasticités de la production, dans l'ensemble des entreprises du même secteur, sont indiqués entre parenthèses.

Source et champ : cf. tableau 1.

## 5.2. Taux de marge agrégé

La partie gauche de la figure VI présente les variations des taux de marge moyens, pondérés par la valeur ajoutée et non pondérés, de toutes les entreprises de notre échantillon. Le taux de marge moyen non pondéré est inférieur au taux de marge moyen pondéré car les entreprises dont la valeur ajoutée est plus importante présentent en général un taux de marge plus élevé. Nous constatons que le taux de marge moyen non pondéré a diminué en France entre 1984 et 2016. Globalement, le taux de marge moyen non pondéré est passé de 1.3 à 1.0. Le taux de marge pondéré par la valeur ajoutée a quant à lui augmenté de 1.4 à 1.6<sup>15</sup>.

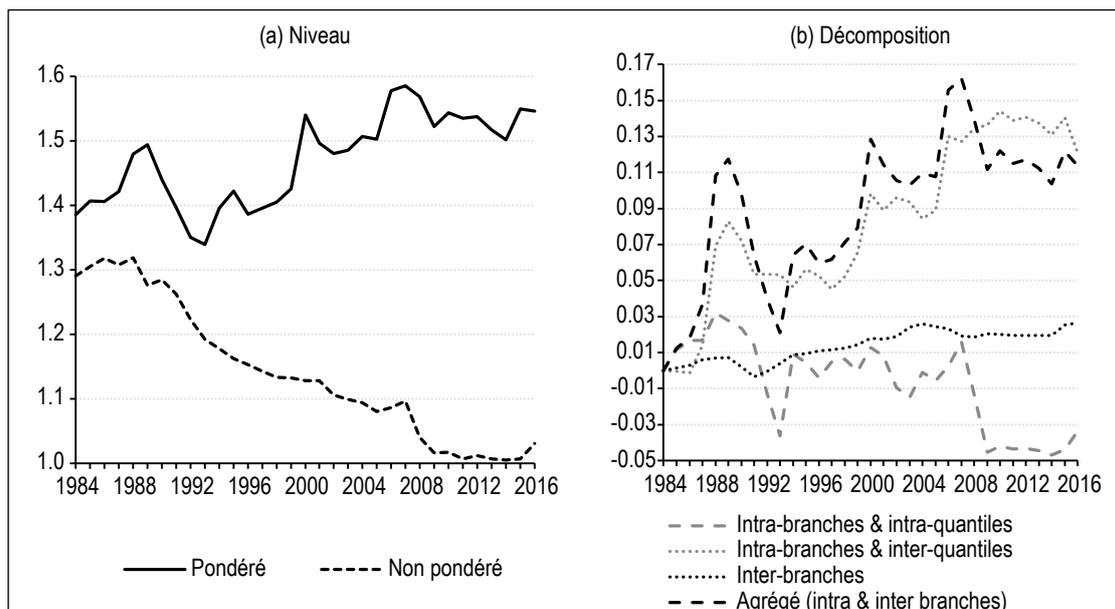
La partie droite de la figure VI montre la décomposition du taux de marge moyen pondéré entre les composantes intra-quantiles et inter-quantiles de taux de marge. Elle montre combien il est important, pour interpréter la variation globale, de tenir compte des effets spécifiques à chaque branche et de séparer les contributions

respectives des variations des parts de la valeur ajoutée à taux de marge constant, ou des variations du taux de marge à parts de marché des entreprises constantes.

La décomposition du taux de marge agrégé est le reflet de celle de la part agrégée du travail et montre que la composante intra-quantiles a contribué négativement à l'évolution du taux de marge, tandis que la composante inter-quantiles a contribué positivement. La contribution de la redistribution des parts entre les branches est négligeable. Les entreprises dont les taux de marge sont relativement plus élevés au sein de branches définies de manière étroite ont gagné des parts de marché, tandis que le taux de marge de l'entreprise type a légèrement diminué.

15. La section C5 de l'Annexe en ligne examine les résultats des industries manufacturières et non manufacturières. La section C4 de l'Annexe en ligne discute d'autres méthodes d'estimation (non glissante et suivant la méthode de substitution d'Akerberg et al., 2015).

Figure VI – Taux de marge global



Note : la partie gauche présente les niveaux du taux de marge moyen pondéré et non pondéré selon l'estimation glissante d'une fonction translog de production en termes de valeur ajoutée. La partie droite présente les résultats de la décomposition du taux de marge agrégé décrite dans l'annexe 2. Les quantiles de taux de marge sont calculés chaque année au sein des branches (NAF niveau 3).  
Source et champ : cf. tableau 1.

### 5.3. Taux de marge et concentration

Comme pour la part du travail, nous examinons si la hausse observée de la concentration est corrélée aux variations du taux de marge, au niveau agrégé ou le long de la distribution des taux de marge. Pour cela, nous estimons le lien, au niveau de la branche, entre l'évolution à long terme de la concentration et du taux de marge agrégé dans chaque branche, ou de ses contributions. Nous estimons la régression suivante :

$$\Delta\mu_{jt} = \psi_{\mu} \Delta Conc_{jt} + FE_t + \varepsilon_{jt} \quad (14)$$

où  $\Delta\mu_{jt}$  est la variation du niveau du taux de marge agrégé du secteur  $j$  sur dix ans, ou l'une de ses contributions selon la décomposition décrite à l'annexe 2.

Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation de l'équation (14). Les deux premières colonnes montrent qu'il existe un lien à long terme positif et significatif entre l'évolution du taux de marge agrégé et l'évolution de la concentration au niveau des groupes de la nomenclature d'activités françaises. Ce lien est important et reste valide pour tous les indicateurs de la concentration.

Toujours comme pour la part du travail, nous nous demandons si ce résultat découle d'une corrélation entre la hausse de la concentration et la redistribution des parts de la valeur ajoutée des entreprises dont les taux de marge sont faibles vers celles dont les taux de marge sont

élevés. Les coefficients de la troisième et de la quatrième colonne du tableau 4 sont les résultats de l'estimation de l'équation (14), où la variable dépendante est la composante inter-quantiles de l'évolution du taux de marge agrégé. Dans les deux dernières colonnes, la variable dépendante est la composante intra-quantiles des entreprises dont les taux de marge sont élevés, définies comme celles dont le taux de marge se situe dans les 5 % les plus élevés de leur branche. On constate une corrélation positive entre la hausse de la concentration et la composante inter-quantiles de l'évolution du taux de marge agrégé. Cela signifie que cette composante inter-quantiles a plus contribué à l'augmentation de la marge agrégée dans les branches où la concentration est devenue plus prononcée.

Les cinquième et sixième colonnes du tableau 4 n'apportent aucun élément prouvant que la hausse de la concentration est corrélée à une augmentation des taux de marge dans les quantiles supérieurs. Les corrélations avec les variations des parts du chiffre d'affaires parmi les 1 % et 5 % les plus élevés ne sont pas fortement positives, les corrélations avec les variations des parts des quatre et vingt plus grandes entreprises sont toutes négatives et sont significatives au seuil de 5 % quand la concentration est mesurée par la part des quatre plus grandes entreprises<sup>16</sup>.

16. Voir la section C5 de l'Annexe en ligne pour des résultats sur le champ des industries manufacturières ou non manufacturières.

Tableau 4 – Corrélations entre les variations de la concentration et du taux de marge au niveau du secteur

	Taux de marge agrégé du secteur		Entre les quantiles de taux de marge		À l'intérieur des quantiles supérieurs de taux de marge	
Part des entreprises du 1 % le plus élevé	0.2640 (0.0257)		0.0790 (0.0245)		0.0092 (0.0145)	
Part des entreprises du 5 % le plus élevé		0.3577 (0.0353)		0.1460 (0.0337)		0.0400 (0.0199)
Observations	4 660	4 660	4 654	4 654	4 663	4 663
R2	0.0569	0.0586	0.0120	0.0140	0.0168	0.0177
Part des 4 plus grandes entreprises	0.2098 (0.0321)		0.0995 (0.0298)		-0.0536 (0.0175)	
Part des 20 plus grandes entreprises		0.1702 (0.0372)		0.1101 (0.0346)		-0.0242 (0.0202)
Observations	4 647	4 646	4 644	4 644	4 650	4 650
R2	0.0482	0.0447	0.0108	0.0112	0.0172	0.0173

Note : chaque estimation est le résultat d'une estimation par les moindres carrés ordinaires au niveau des branches (NAF niveau 3) avec des effets fixes d'année. La variable dépendante des colonnes 'Taux de marge agrégé de la branche' est la variation à long terme du taux de marge agrégé de chaque branche. La variable dépendante des colonnes 'Entre les quantiles de taux de marge' et 'À l'intérieur des quantiles supérieurs de taux de marge' est la contribution du taux de marge agrégé de la branche, selon la décomposition décrite à l'annexe 2, où les quantiles supérieurs sont les percentiles supérieurs à 5 %. Les taux de marge sont calculés à l'aide d'une estimation glissante d'une fonction de production translog. Les variables indépendantes sont les variations de la part du chiffre d'affaires des entreprises du 1 % et 5 % les plus élevés et des 4 et 20 entreprises les plus grandes.

Source et champ : cf. tableau 1.

Le fait que les taux de marges des entreprises à taux de marge élevé n'apparaissent pas corrélés à la hausse de la concentration correspond aux théories selon lesquelles les entreprises à productivité élevée et taux de marge élevé bénéficient davantage de chocs positifs (tels que des chocs de la demande d'exportation) que les entreprises moins productives, et se développent sans augmenter leurs taux de marge (voir par exemple Aghion *et al.*, 2019). Toutefois, cela contraste avec les résultats documentés pour les États-Unis par De Loecker *et al.* (2020), selon lesquels les taux de marge en haut de la distribution ont contribué à hauteur d'un tiers à l'augmentation globale des taux de marge moyens pondérés. Néanmoins, De Loecker *et al.* (2020) ne démontrent pas que l'augmentation des taux de marge de ces entreprises est corrélée, au niveau de la branche, avec le phénomène de redistribution des parts de marché ou avec la hausse de la concentration.

#### 5.4. Taux de marge et taille des entreprises

Comme pour la part du travail, nous vérifions si les taux de marge augmentent en fonction de la taille de l'entreprise, ceci afin de mieux comprendre la corrélation entre la part croissante des plus grandes entreprises dans le chiffre d'affaires total de chaque branche et la redistribution des parts de marché vers les entreprises dont les taux de marge sont élevés. Nous estimons la régression suivante :

$$\mu_{it} = FE_{size_{it}} + FE_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

où  $FE_{size_{it}}$  est un ensemble d'indicatrices représentant la classe de taille de l'entreprise  $i$  au sein de la branche  $j$  en termes d'emploi à la date  $t$  et où  $FE_{jt}$  est un ensemble d'interactions d'effets fixes de la branche (NAF niveau 3)  $j$  et l'année.

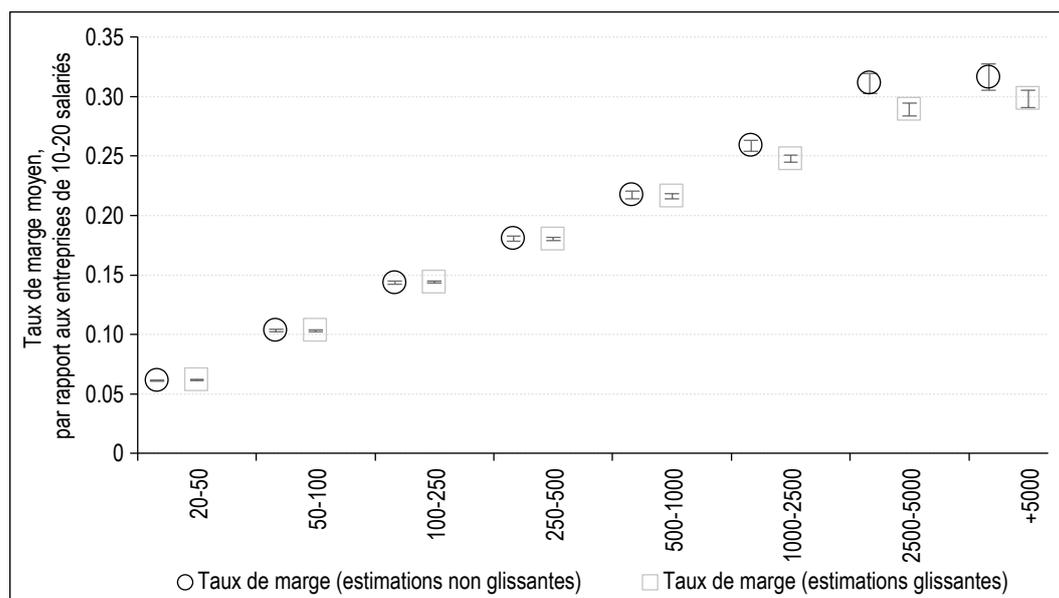
La figure VII présente les résultats de cette régression. Nous constatons que les taux de marge estimés sont plus élevés parmi les entreprises de plus grande taille. Les entreprises comptant plus de 5 000 employés affichent, en moyenne, des taux de marge supérieurs de 30 points de pourcentage à ceux des entreprises qui ne comptent que dix à vingt employés, et ce dans la même branche et la même année. Ce lien croissant s'observe à tous les niveaux d'emploi, tant pour les taux de marge obtenus avec des estimations glissantes que non glissantes.

Le taux de marge est défini à l'équation (4) comme étant le rapport entre l'élasticité de la production au facteur travail et la part du travail. Il est important de souligner que, dans la mesure où l'élasticité de la production au travail varie d'une entreprise à l'autre, le taux de marge n'est pas parfaitement corrélé à la part du travail et le lien positif entre le taux de marge d'une entreprise et sa taille ne découle donc pas directement du lien négatif entre sa part du travail et sa taille, que nous avons examiné à la sous-section 4.4.

#### 5.5. Lien entre les parts du travail et les taux de marge

Dans cette sous-section, nous revenons à la part du travail et nous nous demandons si les

Figure VII – Marge et taille



Note : la figure présente le taux de marge moyen, par taille d'entreprise, avec un intervalle de confiance de 99 %. Les moyennes sont conditionnelles à un ensemble d'effets fixes flexibles construit à partir de l'interaction des branches (NAF niveau 3) et de l'année. Source et champ : cf. tableau 1.

variations de la part du travail au niveau de l'entreprise découlent principalement des taux de marge (les parts du travail augmentent-elles parce que les taux de marge diminuent ?) ou bien de la technologie (les parts du travail augmentent-elles parce que l'intensité en travail a augmenté dans la production ?).

Premièrement, nous constatons qu'il existe un lien négatif clair entre les parts du travail et les taux de marge au niveau des entreprises en France. Nous estimons la régression suivante :

$$\lambda_{it} = \phi \mu_{it} + FE_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

où  $\mu_{it}$  est la marge de l'entreprise  $i$  durant l'année  $t$ ,  $\lambda_{it}$  est la part du travail et  $FE_{ijt}$  est un ensemble d'effets fixes, au niveau soit de l'industrie soit de l'entreprise, et de l'année.

Le tableau 5 présente les résultats et montre que les entreprises dont les taux de marge sont élevés affichent des parts du travail plus faibles, dans l'ensemble des branches et entre les entreprises d'une même branche. Nous constatons également que la part du travail d'une entreprise diminue à mesure que son taux de marge augmente. La valeur absolue du coefficient  $\phi$  varie d'environ

Tableau 5 – Corrélation entre la part du travail et le taux de marge

	Variable dépendante : part du travail					
	Pas de taille limite			Plus de 50 employés		
	Pas d'effets fixes	Effets fixes branche	Effets fixes entreprise	Pas d'effets fixes	Effets fixes branche	Effets fixes entreprise
Taux de marge	-0.3173 (0.0041)	-0.3520 (0.0022)	-0.3370 (0.0027)	-0.4070 (0.0054)	-0.4351 (0.0035)	-0.4797 (0.0044)
Observations	25 554 561	25 554 533	25 092 587	808 003	807 805	789 488
R2	0.407	0.489	0.761	0.493	0.582	0.805
	Plus de 100 employés			Plus de 1 000 employés		
	Pas d'effets fixes	Effets fixes branche	Effets fixes entreprise	Pas d'effets fixes	Effets fixes branche	Effets fixes entreprise
Taux de marge	-0.3842 (0.0053)	-0.4163 (0.0041)	-0.4554 (0.0053)	-0.3270 (0.0050)	-0.3709 (0.0077)	-0.3912 (0.0125)
Observations	398 301	398 018	390 768	26 684	25 305	24 839
R2	0.483	0.594	0.814	0.471	0.710	0.892

Note : chaque estimation est le résultat d'une estimation par les moindres carrés ordinaires de la part du travail au niveau de l'entreprise sur les taux de marge, pour quatre échantillons : toutes les entreprises, entreprises de plus de 50 employés, entreprises de plus de 100 employés et entreprises de plus de 1 000 employés. Les taux de marge sont calculés par l'estimation glissante d'une fonction de production translog. Toutes les colonnes incluent les effets fixes de l'année. Les erreurs type sont clusterisées au niveau de la branche et de l'année. Source et champ : cf. tableau 1.

0.3 à 0.5 selon l'estimation : pour toute augmentation de 10 points de pourcentage du taux de marge de l'entreprise, sa part du travail diminue de 3 points de pourcentage. Pour finir, comme le montre le coefficient de détermination de la régression sans effets fixes, l'hétérogénéité des taux de marge explique 45 % de l'hétérogénéité des parts du travail dans l'ensemble des entreprises. Les différentes parties du tableau montrent que ce lien reste valide statistiquement et quantitativement pour différents groupes de taille.

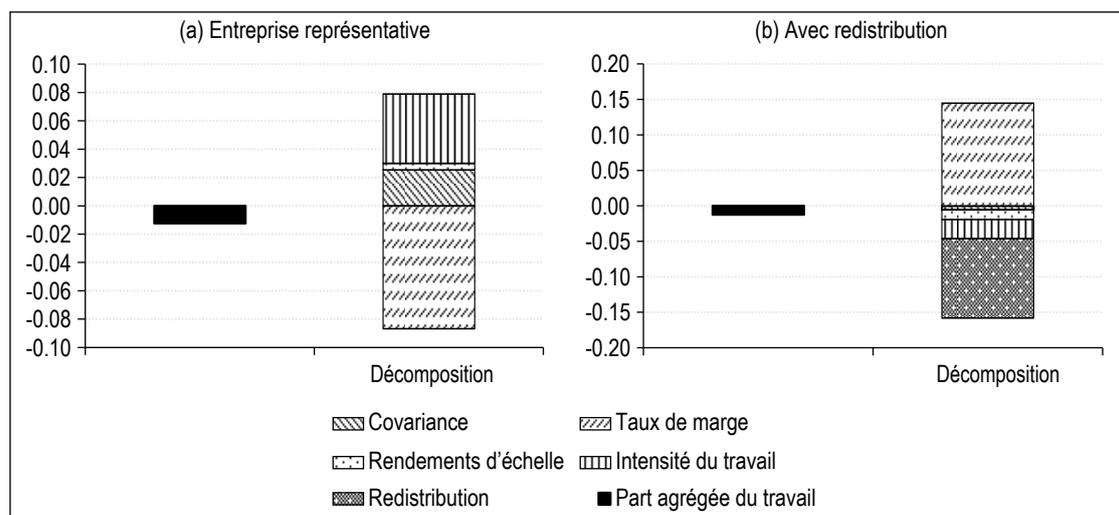
Pour extrapoler à l'économie globale ces résultats obtenus au niveau de l'entreprise, il faut garder à l'esprit le fait que, dans ce contexte, l'entreprise représentative n'existe pas. Rappelons que les équations (6) et (7) montrent, au niveau d'une entreprise individuelle, la part du travail comme le produit de l'intensité de travail, des rendements d'échelle et de l'inverse du taux de marge  $\lambda_{it} = \alpha_{it} \gamma_{it} \mu_{it}^{-1}$ , mais cela n'est plus valide au niveau agrégé. À partir de l'équation (8), nous décomposons maintenant les variations de la part agrégée du travail entre les contributions de l'intensité en travail, des rendements d'échelle et des taux de marge, soit en appliquant l'approche de l'« entreprise représentative » et en calculant les contributions des moyennes pondérées de chaque composante de la part agrégée du travail (en ignorant donc la redistribution entre les entreprises), soit en isolant la contribution de la redistribution et en calculant les contributions des moyennes non pondérées de chaque composante<sup>17</sup>.

La partie gauche de la figure VIII présente les résultats de la décomposition pour l'entreprise représentative. La variation totale de la part agrégée du travail entre 1984 et 2016 est faible et positive et, si l'on ignore l'impact de la redistribution, le taux de marge agrégé a contribué négativement à la part agrégée du travail. Cela correspond aux précédentes constatations selon lesquelles le taux de marge agrégé a augmenté entre 1984 et 2016. La somme des contributions de l'intensité en travail et des rendements d'échelle – en d'autres termes, la contribution moyenne pondérée de l'élasticité de la production au travail – est positive, ce qui suggère que l'« intensité en travail » a augmenté au sein de l'économie française durant la période.

Toutefois, si l'on tient compte de la redistribution, on constate des différences dans les déterminants sous-jacents de la dynamique de la part globale du travail en France. La partie droite de la figure VIII présente les résultats de la décomposition en isolant la contribution de la redistribution. Cette contribution est négative et très importante, comme nous l'avons montré aux figures IV et III. Les taux de marge au niveau des entreprises ont contribué positivement à la part agrégée du travail, tandis que les rendements d'échelle et l'intensité de travail au niveau de l'entreprise ont contribué négativement.

17. Voir l'annexe 3 pour les détails de la décomposition.

Figure VIII – Contributions à l'évolution de la part agrégée du travail



Note : la figure présente la décomposition de la variation de la part agrégée du travail entre 1984 et 2016, sur la base d'une estimation translog non glissante et glissante de la fonction de production pour la valeur ajoutée. Voir l'annexe 3 pour des informations détaillées. Source et champ : cf. tableau 1.

\* \*  
\*

Dans cet article, nous ne constatons aucune hausse du pouvoir de marché en France : les taux de marge au niveau de l'entreprise ont en moyenne diminué et la hausse de la concentration n'est pas corrélée à l'augmentation des taux de marge du haut de la distribution. En revanche, ces évolutions sont corrélées à la redistribution importante des parts de marché vers les entreprises où la part du travail est faible et dont les taux de marge sont élevés, ce qui a fait augmenter le taux de marge agrégé. Dans la mesure où ces entreprises sont généralement de plus grande taille, cette redistribution se traduit par une hausse de la concentration.

Cette redistribution des parts de marché vers les grandes entreprises est cohérente avec de nombreux résultats montrant que les écarts se creusent entre les entreprises (Decker *et al.*, 2016a, 2016b, 2016c ; Andrews *et al.*, 2016 ; Karahan *et al.*, 2019). Toutefois, la hausse de la concentration constatée en parallèle avec la relative stabilité des taux de marge au niveau des entreprises des quantiles supérieurs soulève des questions sur l'interprétation de la concentration, au-delà de l'exemple français. La redistribution des parts de marché vers les grandes entreprises et l'augmentation de la part du travail au sein des entreprises pourraient toutes les deux s'expliquer par un renforcement de la concurrence de type *winner-takes-most*, comme le montrent Autor *et al.* (2020) : à mesure que les consommateurs deviennent plus sensibles aux prix pratiqués par les entreprises, les entreprises les plus productives et de plus grande taille gagnent des parts de marché mais leur pouvoir de marché individuel

diminue. Ce renforcement de la concurrence pourrait découler de la concurrence internationale (Bonfiglioli *et al.*, 2019 ; Panon, 2020). Toutefois, comme nos résultats restent valides sur de larges secteurs de l'économie française, y compris l'industrie non manufacturière, des facteurs autres que la concurrence internationale pourraient être en jeu. Par exemple, des facteurs technologiques tels que l'émergence de plateformes en ligne et de sites de comparaison de prix pourraient expliquer pourquoi le pouvoir de marché a diminué au niveau de l'entreprise.

L'explication classique d'un renforcement de la concurrence donne lieu à de nombreuses prédictions cohérentes avec les faits empiriques mis en évidence ici. Nous ne nous prononçons pas sur la source du pouvoir de marché, et notamment ne tentons pas de dire pourquoi il existe un lien croissant entre la taille d'une entreprise et ses taux de marge : l'élasticité-prix de la demande peut diminuer avec la quantité, ou bien les grandes entreprises peuvent être suffisamment grandes pour influencer le prix d'équilibre et agir de façon stratégique en conséquence. Toutefois, dans les deux cas, tout renforcement de la concurrence a un impact ambigu sur les taux de marges des grandes entreprises : à taille constante, l'intensification de la concurrence tend à faire diminuer le taux de marge des plus grandes entreprises, mais, en raison de la redistribution des parts de marché, ces entreprises croissent et leur taux de marge augmente. En termes qualitatifs, il est donc possible d'observer une augmentation des taux de marge des plus grandes entreprises, comme De Loecker *et al.* (2020) l'ont constaté aux États-Unis, ou bien leur stabilité ou leur diminution, comme nous le constatons en France. □

**Lien vers les Annexes en ligne : [https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/4997853/ES-520-521\\_Bauer-Boussard\\_Annexes\\_en\\_ligne.pdf](https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/4997853/ES-520-521_Bauer-Boussard_Annexes_en_ligne.pdf)**

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Akerberg, D., Caves, K. & Frazer, G. (2015).** Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, 83(6), 2411–2451. <https://doi.org/10.3982/ECTA13408>.
- Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R. & Howitt, P. (2005).** Competition and innovation: an inverted-U relationship. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 701–728. <https://doi.org/10.1093/qje/120.2.701>
- Aghion, P., Bergeaud, A., Boppart, T., Klenow, P. J. & Li, H. (2019).** A Theory of Falling Growth and Rising Rents. Federal Reserve Bank of San Francisco, *Working Paper* N°2019-11 <https://doi.org/10.24148/wp2019-11>
- Andrews, D., Criscuolo, C. & Gal, P. (2016).** The Best versus the Rest: The Global Productivity Slowdown, Technology Divergence across Firms and the Role of Public Policy. *OECD Productivity Working Paper* N°5. <https://doi.org/10.1787/63629cc9-en>
- Autor, D., Dorn, D., Katz, L.F., Patterson, C. & Van Reenen, J. (2020).** The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(2), 645–709. <https://doi.org/10.1093/qje/qjaa004>
- Baqae, D.R. & Farhi, E. (2020).** Productivity and Misallocation in General Equilibrium. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1), 105–163. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz030>
- Bauer, A., Garbinti, B. & Georges-Kot, S. (2018).** Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945–2014. Insee, *Document de travail* N° G018/08. <https://www.insee.fr/en/statistiques/3640484>
- Barkai, S. (2020).** Declining Labor and Capital Shares, *Journal of Finance*, 75(5), 2421–2463. <https://doi.org/10.1111/jofi.12909>
- Berlingieri, G., Blanchenay, P. & Criscuolo, C. (2017),** The great divergence(s). *OECD Science, Technology and Industry Policy Papers* N°39, OECD Editions, Paris, <https://doi.org/10.1787/953f3853-en>.
- Blundell, R. & Bond, S.(2000).** GMM Estimation with persistent panel data: an application to production functions. *Econometric Reviews*, 19(3), 321–340, 2000. <https://doi.org/10.1080/07474930008800475>
- Bonfiglioli, A., Crinò, R & Gancia, G. (2019).** Concentration in International Markets: Evidence from US Imports. *CEPR Discussion Paper* N°13566. <https://ssrn.com/abstract=3346357>
- Boussard, J. & Lee, R. (2020).** Competition, Profit Share and Concentration. Insee, *Document de travail* N°G2020/04. <https://www.insee.fr/en/statistiques/4651858>
- Caliendo, L., Monte, F. & Rossi-Hansberg, E. A. (2015).** The Anatomy of French Production Hierarchies. *Journal of Political Economy*, 123(4), 1–75. <https://doi.org/10.1086/681641>
- Card, D., Heining, J. & Kline, P. (2013).** Workplace Heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(3), 967–1015. <https://doi.org/10.1093/qje/qjt006>
- CEA (2016).** Benefits of competition and indicators of market power. Council of Economic Advisers, *Issue Brief*, 2016. [https://obamawhitehouse.archives.gov/sites/default/files/page/files/20160414\\_cea\\_competition\\_issue\\_brief.pdf](https://obamawhitehouse.archives.gov/sites/default/files/page/files/20160414_cea_competition_issue_brief.pdf)
- Cette, G., Koehl, L. & Philippon, T. (2019).** The Labor Schare in the Long Term: A Decline? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 510-511-512, 35–51. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.510t.1993>
- De Loecker, J., Eeckhout, J. & Unger, G. (2020).** The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(2), 561–644. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz041>
- De Loecker, J. & Warzynski, F. (2012).** Markups and Firm-Level Export Status. *American Economic Review*, 102(6), 2437–2471. <https://doi.org/10.1257/aer.102.6.2437>
- Decker, R. A., Haltiwanger, J., Jarmin, R. S. & Miranda, J. (2016a).** Where has all the skewness gone? The decline in high-growth (young) firms in the U.S, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 86(C), pages 4–23. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2015.12.013>
- Decker, R. A., Haltiwanger, J., Jarmin, R. S. & Miranda, J. (2016b).** The Secular Decline in Business Dynamism in the U. S. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 106(5), 203–207. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.p20161050>
- Decker, R. A., Haltiwanger, J., Jarmin, R. S. & Miranda, J. (2016c).** Declining Business Dynamism: What We Know and the Way Forward. *American Economic Review*, 106 (5), 203–07. <http://doi.org/10.1257/aer.p20161050>
- Deroyon, J. (2015).** De nouvelles données issues du profilage des groupes. *In: Insee Références, Les entreprises en France*, 39–52. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1906511?sommaire=1906539>
- Di Giovanni, J., Levchenko, A. A. & Méjean, I. (2014).** Firms, Destinations, and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 82(4), 1303–1340. <https://doi.org/10.3982/ECTA11041>

- Doraszelski, U. & Jaumandreu, J. (2019).** Using Cost Minimization to Estimate Markups. [https://faculty.wharton.upenn.edu/wp-content/uploads/2019/07/robust\\_markups20190625.pdf](https://faculty.wharton.upenn.edu/wp-content/uploads/2019/07/robust_markups20190625.pdf)
- Elsby, M. W. L., Hobijn, B. & Sahin, A. (2013).** The decline of the US labor share. *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall(2), 1–63. [https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2013b\\_elsby\\_labor\\_share.pdf](https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2016/07/2013b_elsby_labor_share.pdf)
- Garbinti, B., Goupille-Lebret, J. & Piketty, T. (2018).** Income inequality in France, 1900–2014: Evidence from Distributional National Accounts (DINA). *Journal of Public Economics*, 162(C), 63–77. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.01.012>
- Gutiérrez, G. & Philippon, T. (2017).** Investmentless growth: An empirical investigation. *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall(1), 89–190. <https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2018/02/gutierreztextfa17bpea.pdf>
- Gutiérrez, G. & Philippon, T. (2018).** How EU Markets Became Free: A Study of Institutional Drift. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* N°24700. <https://www.nber.org/papers/w24700>
- Grassi, B. (2017).** IO in I-O: Competition and Volatility in Input-Output Networks. <https://sites.google.com/site/grassibasile/home/research/job-market-paper>
- Grossman, G. M., Helpman, E., Oberfield, E. & Sampson, T. (2018).** The Productivity Slowdown and the Declining Labor Share. Society for Economic Dynamics, *2018 Meeting Paper* N°169. [https://economicdynamics.org/meetpapers/2018/paper\\_169.pdf](https://economicdynamics.org/meetpapers/2018/paper_169.pdf)
- Hopenhayn, H. A. (1992).** Entry, Exit, and firm Dynamics in Long Run Equilibrium. *Econometrica*, 60(5), 1127–1150. <https://doi.org/10.2307/2951541>
- Karabarbounis, L. & Neiman, B. (2014).** The Global Decline of the Labor Share. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 61–103. <https://doi.org/10.1093/qje/qjt032>
- Karabarbounis, L. & Neiman, B. (2018).** Accounting for Factorless Income. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* N°24404. <https://www.nber.org/papers/w24404>
- Karahan, F. Pugsley, B. & Sahin, A. (2019).** Demographic Origins of the Startup Deficit. Federal Reserve Bank of New York, *Staff Reports* N°888. [https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff\\_reports/sr888.pdf](https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr888.pdf)
- Kehrig, M. & Vincent, N. (2018).** The Micro-Level Anatomy of the Labor Share Decline. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* N°25275. <https://www.nber.org/papers/w25275>
- Lashkari, D., Bauer, A. & Boussard, J. (2019).** Information Technology and Returns to Scale. Banque de France *Working Paper* N°737, 2019. <https://publications.banque-france.fr/en/information-technology-and-returns-scale>
- Levinsohn, J., Petrin, A. & Levinsohn, J. (2003).** Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies*, 70(2), 317–341. <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246>
- Mayer, T., Melitz, M. J. & Ottaviano, G. I. P. (2014).** Market size, competition, and the product mix of exporters. *American Economic Review*, 104(2), 495–536. <https://doi.org/10.1257/aer.104.2.495>
- Melitz, M. J. (2003).** The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695–1725. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00467>
- Olley, G. S. & Pakes, A. (1996).** The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 1263–1297. <https://doi.org/10.2307/2171831>
- Panon, L. (2020).** Labor Share, Foreign Demand and Superstar Exporters. [https://ludovicrwpanon.github.io/ludovicpanon/JMP\\_Panon.pdf](https://ludovicrwpanon.github.io/ludovicpanon/JMP_Panon.pdf)
- Piketty, T., Saez, E. & Zucman, G. (2018).** Distributional national accounts: Methods and estimates for the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(2), 553–609. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx043>
- Song, J., Price, D. J., Guvenen, F., Bloom, N. & von Wachter, T. (2018).** Firming Up Inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(1), 1–50. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy025>
- Van Ark, B. & Jäger, K. (2017).** Recent Trends in Europe’s Output and Productivity Growth Performance at the Sector Level, 2002–2015. *International Productivity Monitor*, 33(1), 8–23. [http://www.csls.ca/ipm/33/vanArk\\_Jager.pdf](http://www.csls.ca/ipm/33/vanArk_Jager.pdf)
- Van Reenen, J. (2018).** Increasing Differences between firms: Market Power and the Macro-Economy. Center for Economic Performance, *Working Paper* N°1576 <http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/dp1576.pdf>

## DONNÉES

### Nomenclature d'activités française

La classification des branches d'activité a évolué entre 1985 et 2016. De 1985 à 1993, la classification en vigueur était la Nomenclature d'activités et de produits (NAP). Elle est devenue la Nomenclature d'activités française (NAF) en 1993, puis NAF rév. 1 en 2003 puis enfin NAF rév. 2 en 2008. Il n'existe pas de correspondance bijective entre ces nomenclatures. Pour cette raison, nous avons décidé de relier chaque code NAP au code NAF qui lui est le plus souvent associé. De même, nous relierons chaque code NAF au code NAF rév. 1 qui lui est le plus souvent associé, et chaque code NAF rév. 1 au code NAF rév. 2 qui lui est le plus souvent associé. Ainsi, nous pouvons attribuer à chaque entreprise, pour chaque année, le code de la nomenclature NAF rév. 2 de son secteur ou sa branche.

### Définitions des variables

Nos données fournissent des informations sur les ventes totales de biens, de services et de marchandises, ainsi que sur les variations de la production stockée et de la production immobilisée. S'agissant des facteurs de production, elles fournissent la valeur comptable du capital corporel et incorporel, la masse salariale et les cotisations sociales, ainsi que le coût des matériaux, marchandises et autres facteurs intermédiaires. Toutes les données relatives au chiffre d'affaires, au coût des variations des stocks et au coût des facteurs de production sont enregistrées séparément pour les marchandises et les autres facteurs de production. Nous suivons les définitions de la comptabilité nationale : nous définissons la production comme étant la somme de la production immobilisée, des variations de stocks et des ventes, à l'exclusion du coût des marchandises, et nous définissons les facteurs intermédiaires comme étant la somme des dépenses en matériaux minorées des variations des stocks et d'autres facteurs de production externes. Sur la base de ces définitions, la production

brute inclut la marge nette réalisée sur les marchandises vendues et non pas les ventes brutes de marchandises. Il est important de souligner que nos données incluent également le coût des services externes achetés dans les facteurs intermédiaires. Nos micro-données sont libellées en prix courants et nous n'observons pas les prix des facteurs intermédiaires et du capital, ni les prix à la production, au niveau de l'entreprise. Nous déflatons les valeurs nominales de la production brute, des facteurs intermédiaires et du stock de capital au niveau des secteurs NA38, à l'aide d'indices de prix des investissements et des extrants des comptes nationaux annuels publiés par l'Insee en septembre 2018.

### Nettoyage des données

Nous excluons les micro-entreprises et les entreprises profilées des données de la période 2008-2016. Les observations entreprise-année avec des parts du travail très élevées ou négatives, qui découlent d'observations de valeur ajoutée très faible ou négative par rapport à la moyenne de l'entreprise sur l'ensemble des années, sont remplacées par la part du travail moyenne de l'entreprise sur l'ensemble des années. Les mesures de concentration sont calculées à partir des chiffres d'affaires de l'ensemble de l'échantillon d'entreprises, tandis que la décomposition de la part du travail et toutes les analyses ultérieures sont menées sur l'échantillon des entreprises comptant au moins un employé salarié. Les paramètres de la fonction de production translog sont estimés sur un plus petit échantillon d'entreprises affichant un chiffre d'affaires supérieur à 1 million et une valeur ajoutée, une consommation intermédiaire et un stock de capital positifs. Nous excluons également de notre estimation les entreprises de l'échantillon pour lesquelles le salaire, la productivité du travail ou le capital par employé se situent au-dessus ou en-dessous de 0.1 % dans la distribution.

ANNEXE 2

DÉCOMPOSITIONS

Décomposition entre branches

Soit  $k \in \{1, \dots, K\}$  une classification des branches (par exemple niveau 3 de la nomenclature dans les micro-données) et soit  $M$  une mesure agrégée (part du travail ou taux de marge). Parallèlement, soit  $S_k$  et  $M_k$  respectivement le poids de la branche dans la valeur ajoutée totale ou le chiffre d'affaires total et la mesure moyenne agrégée de la branche. Définissons pour toute variable  $X$  :

$$\Delta X_t \equiv X_t - X_{t-1}, \bar{X}_t \equiv \frac{1}{2}(X_t + X_{t-1}), \text{ et } \Delta_T X \equiv X_T - X_0$$

où  $T$  est la dernière période et 0 est la première période. Notre première décomposition est la suivante<sup>(1)</sup> :

$$\Delta_T M \equiv \underbrace{\sum_{t=1}^T \sum_k \bar{S}_{kt} \Delta M_{kt}}_{\text{au sein des branches}} + \underbrace{\sum_{t=1}^T \sum_k \Delta S_{kt} \bar{M}_{kt}}_{\text{entre les branches}} \quad (B.1)$$

Cela nous permet d'établir la mesure dans laquelle la variation agrégée du taux de marge ou de la part du travail découle d'une variation des parts des branches ou d'une variation au sein d'une même branche, quelle que soit la composition sectorielle de l'économie.

Décomposition dans la branche

Nous voulons décomposer les variations au niveau de la branche entre variations de la distribution des taux de marge ou des parts de travail au niveau de l'entreprise et variations des taux de marge ou des parts de travail des entreprises d'un quantile donné. Supposons que  $y \in [y; \bar{y}]$  désigne un niveau spécifique de la part du travail ou du taux de marge. Nous pouvons écrire la valeur de moyenne de la mesure au niveau de la branche comme suit :

$$M_{kt} \equiv \int_y^{\bar{y}} S_{kt}(y) M_{kt}(y) dy \quad (B.2)$$

où  $S_{kt}(y)$  est la fonction de densité de la distribution de la mesure. Dans une version discrète,  $S_{kt}(y)$  représente les parts de marché

des entreprises de la branche  $k$  dont la part du travail ou le taux de marge est proche de  $y$  et  $M_{kt}(y)$  désigne la mesure moyenne pondérée (part du travail ou taux de marge) des entreprises dont le la mesure est proche de  $y$  dans la branche  $k$  à l'instant  $t$ . Nous pouvons maintenant décomposer<sup>(2)</sup>

$$\Delta M_{kt} = \underbrace{\int_y^{\bar{y}} \bar{S}_{kt}(y) \Delta M_{kt}(y) dy}_{\text{intra-quantiles}} + \underbrace{\int_y^{\bar{y}} \Delta S_{kt}(y) \bar{M}_{kt}(y) dy}_{\text{inter-quantiles}} \quad (B.3)$$

Nous récapitulons maintenant la variation de la mesure agrégée de la composante intra-branche entre les composantes suivantes :

1. La composante inter-quantiles :  $\sum_{t=1}^T \sum_k \bar{S}_{kt} \int_y^{\bar{y}} \Delta S_{kt}(y) \bar{M}_{kt}(y) dy$
2. La composante intra-quantiles :  $\sum_{t=1}^T \sum_k \bar{S}_{kt} \int_y^{\bar{y}} \bar{S}_{kt}(y) \Delta M_{kt}(y) dy$

<sup>(1)</sup> Tout simplement parce que :  $\Delta(S_t M_t) = \bar{S}_t \Delta M_t + \Delta S_t \bar{M}_t$  et

$$\Delta_T(SM) = \sum_{t=1}^T \Delta(S_t M_t)$$

<sup>(2)</sup> Comme le précisent Kehrig & Vincent (2018), cette décomposition est conceptuellement différente de la décomposition habituelle « à l'intérieur de l'entreprise / entre les entreprises ». Soit  $\Omega_{kt}$  l'ensemble des entreprises actives au moment  $t$ ,  $\Omega_{kt}^-$  l'ensemble des entreprises communes en  $t$  et en  $t-1$ , soit  $\Omega_{kt}^+$  l'ensemble des nouvelles entreprises au moment  $t$  et  $\Omega_{kt}^-$  l'ensemble des entreprises existantes en  $t$  et en  $t+1$ . Nous pouvons écrire :

$$\Delta M_{kt} \equiv \underbrace{\sum_{i \in \Omega_{kt}^-} \bar{S}_{it} \Delta M_{it}}_{\text{au sein des entreprises}} + \underbrace{\sum_{i \in \Omega_{kt}^+} \Delta S_{it} \bar{M}_{it}}_{\text{entre les entreprises}} + \left( \underbrace{\sum_{i \in \Omega_{kt}^-} S_{it} M_{it}}_{\text{entrées nettes}} - \sum_{i \in \Omega_{kt-1}^-} S_{it-1} M_{it-1} \right)$$

où, ici aussi, les parts sont calculées au sein de la branche.

## PART DU TRAVAIL, TAUX DE MARGE ET TECHNOLOGIE

Dans un premier temps, nous n'isolons pas la contribution de la redistribution à la part globale du travail et écrivons la moyenne pondérée pour une variable donnée  $Z$  :

$$\mathbb{E}_t^{RF} [Z] \equiv \sum_i S_{it} Z_{it} \quad (C.1)$$

où RF désigne « l'entreprise représentative ».

Dans un second temps, nous tenons compte de la contribution de la redistribution et écrivons la moyenne non pondérée pour une variable donnée  $Z$  :

$$\mathbb{E}_t^{WR} [Z] \equiv \frac{1}{N_t} \sum Z_{it} \quad (C.2)$$

où  $N_t$  est le nombre total d'entreprises et WR correspond à « avec redistribution ».

L'équation 8 peut être réécrite à partir de l'équation (C.1), qui décompose la part globale du travail entre le taux de marge, l'intensité de travail et les rendements d'échelle de l'entreprise représentative :

$$\Lambda_t = \mathbb{E}_t^{RF} [\alpha \gamma \mu^{-1}] = \mathbb{E}_t^{RF} [\alpha] \times \mathbb{E}_t^{RF} [\gamma] \times \mathbb{E}_t^{RF} [\mu^{-1}] + COV_t^{RF} \quad (C.3)$$

ou à partir de l'équation (C.2), qui décompose la part globale du travail en ajoutant un terme de correspondant à la redistribution et défini comme étant l'écart entre la part du travail moyenne pondérée et non pondérée :

$$\Lambda_t = \left( \mathbb{E}_t^{RF} [\alpha \gamma \mu^{-1}] - \mathbb{E}_t^{WR} [\alpha \gamma \mu^{-1}] \right) + \mathbb{E}_t^{WR} [\alpha] \times \mathbb{E}_t^{WR} [\gamma] \times \mathbb{E}_t^{WR} [\mu^{-1}] + COV_t^{WR} \quad (C.4)$$

où, dans les deux cas,  $COV_t^R$  rassemble tous les termes de covariance. Ce terme est positif lorsque les entreprises avec une forte intensité en travail ont également des rendements d'échelle élevés et des taux de marge faibles. Pour chaque  $R \in (RF, WR)$ , cette quantité est définie ainsi :

$$COV_t^R = cov_t^R (\alpha, \gamma, \mu^{-1}) + \mathbb{E}_t^R [\alpha] cov_t^R (\gamma, \mu^{-1}) + \mathbb{E}_t^R [\gamma] cov_t^R (\alpha, \mu^{-1}) + \mathbb{E}_t^R [\mu^{-1}] cov_t^R (\alpha, \gamma)$$

où, pour tous les ensembles de variables  $(X^s)_{s \in S}$  :

$$cov_t^{RF} ((X^s)_{s \in S}) = \mathbb{E}_t^{RF} \left[ \prod_{s \in S} (X_t^s - \mathbb{E}_t^{RF} [X_t^s]) \right]$$

En définissant comme ci-dessus  $\bar{X}_t$  et  $\Delta X_t = (X_t - X_{t-1})$  comme suit :

$$\bar{X}_t = \frac{1}{2} (X_t + X_{t-1}), \Delta X_t = (X_t - X_{t-1})$$

nous pouvons décomposer la variation du produit des espérances des équations (C.3) et (C.4) en contributions de la variation de l'automatisation, des rendements d'échelle et des taux de marge :

$$\begin{aligned} \Delta \mathbb{E}_t^R [\alpha] \times \mathbb{E}_t^R [\gamma] \times \mathbb{E}_t^R [\mu^{-1}] = & \\ \frac{\Delta \mathbb{E}_t^R [\alpha]}{3} \underbrace{\left( \mathbb{E}_t^R [\gamma] \times \mathbb{E}_t^R [\mu^{-1}] + 2 \mathbb{E}_t^R [\gamma] \times \mathbb{E}_t^R [\mu^{-1}] \right)}_{\text{Contribution de l'intensité en travail}} & \\ + \frac{\Delta \mathbb{E}_t^R [\gamma]}{3} \underbrace{\left( \mathbb{E}_t^R [\alpha] \times \mathbb{E}_t^R [\mu^{-1}] + 2 \mathbb{E}_t^R [\alpha] \times \mathbb{E}_t^R [\mu^{-1}] \right)}_{\text{Contribution des rendements d'échelle}} & \\ + \frac{\Delta \mathbb{E}_t^R [\mu^{-1}]}{3} \underbrace{\left( \mathbb{E}_t^R [\alpha] \times \mathbb{E}_t^R [\gamma] + 2 \mathbb{E}_t^R [\alpha] \times \mathbb{E}_t^R [\gamma] \right)}_{\text{Contribution des taux de marge}} & \quad (C.5) \end{aligned}$$

pour  $R \in (RF, WR)$ . En ajoutant à la décomposition de l'équation (C.5) la variation du terme de covariance et du terme de redistribution si  $R = WR$ , nous obtenons la décomposition de la variation de la part agrégée du travail  $\Delta \Lambda_t$ .