



# Documents de Travail

N° 2020/3 • Mai 2020

## L'INNOVATION EN FRANCE PEUT-ELLE BÉNÉFICIER AUX SALARIÉS PEU QUALIFIÉS ?

---

Chloé MAS

Romain FAQUET

Guillaume ROULLEAU

---

# L'INNOVATION EN FRANCE PEUT-ELLE BÉNÉFICIER AUX EMPLOYÉS PEU QUALIFIÉS ?

Chloé MAS

Romain FAQUET

Guillaume ROULLEAU

Ce document de travail n'engage que ses auteurs. L'objet de sa diffusion est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques.

**Chloé MAS** était en stage à la Direction Générale du Trésor au Ministère de l'Économie et des Finances (France)

**Romain FAQUET** est économiste à la Direction Générale du Trésor au Ministère de l'Économie et des Finances (France)

[romain.faqet@dgtresor.gouv.fr](mailto:romain.faqet@dgtresor.gouv.fr) (+33 1 44 87 17 78)

**Guillaume ROULLEAU** est économiste à la Direction Générale du Trésor au Ministère de l'Économie et des Finances (France)

[guillaume.roulleau@dgtresor.gouv.fr](mailto:guillaume.roulleau@dgtresor.gouv.fr) (+33 1 44 87 17 64)

## Table des matières

Résumé.....	4
Abstract .....	4
Introduction.....	5
1. Revue de la littérature récente.....	6
2. Les données .....	7
2.1. Les données de R&D des entreprises.....	7
2.2. Les données individuelles : la base DADS panel « tous salariés » .....	8
2.3. Appariement des bases de données et construction des variables d'intérêt.....	9
3. Les statistiques descriptives de l'échantillon .....	10
4. Le modèle .....	13
4.1 Spécification.....	13
4.2 Résultats .....	13
5. Tests de robustesse et limites .....	15
5.1 Discussion de l'utilisation de la catégorie socio-professionnelle pour mesurer la qualification de l'individu .....	15
5.2 L'exclusion des individus à temps partiel.....	15
5.3 Régression sur un panel non cylindré .....	16
5.4 L'exclusion des salariés des PME .....	16
5.5 Réplication avec l'enquête R&D.....	17
5.6 Les limites d'interprétation .....	17
Annexes .....	19

## Résumé

P. Aghion, A. Bergeaud, R. Blundell et R. Griffith (2019) ont montré sur données britanniques que les firmes innovantes rémunèrent mieux leurs salariés et que ce gain est relativement plus élevé pour les travailleurs peu qualifiés. Nous répliquons ce papier sur données françaises afin de tester la robustesse des résultats.

Nous construisons un panel cylindré de 682 355 salariés travaillant dans 318 442 firmes différentes sur la période 2009-2014. L'analyse descriptive montre qu'en moyenne, le salaire des individus travaillant dans les firmes innovantes est supérieur à celui des individus dans les firmes non innovantes. Un individu travaillant dans une entreprise aux dépenses de R&D médianes gagne en moyenne 30 % de plus qu'un individu travaillant dans une firme n'effectuant pas de dépenses de R&D. Plus la firme est innovante, plus la différence salariale est importante : un individu travaillant dans les 5 % de firmes les plus intensives en R&D gagne en moyenne 68 % de plus qu'un individu travaillant dans une firme n'effectuant pas de R&D. Une régression à effets fixes du salaire sur l'intensité de R&D contrôlant des caractéristiques individuelles confirme que l'élasticité du salaire par rapport l'intensité en R&D est positive et d'autant plus élevée que l'individu est peu qualifié. Ainsi, le salaire est 1,6 fois plus élastique à l'intensité R&D pour les individus peu qualifiés que pour les individus moyennement ou hautement qualifiés. Ce résultat est conforme à celui d'Aghion *et al.*, mais la sensibilité du salaire à l'intensité R&D comme le gain relatif des peu qualifiés sont toujours plus faibles sur données françaises. Nous expliquons enfin que ces résultats devraient être interprétés avec prudence, aussi bien aussi sur données françaises que britanniques.

## Abstract

Using data from the UK, P. Aghion, A. Bergeaud, R. Blundell and R. Griffith (2019) found that firms that are more R&D intensive pay higher wages on average and that this wage premium is larger for low-skilled workers. Our contribution is to replicate their research using French data to check the robustness of results.

We create a balanced panel using information on 682 355 employees who work in 318 442 firms for the period 2009 to 2014. Descriptive analysis show that average wage is higher for employees working in R&D intensive firms. A worker in a median R&D intensive firm earns on average 30 % more than workers in firms that do no R&D. The more R&D intensive the firm, the larger the wage premium: workers in the 5 % most R&D intensive firms earn on average 68 % more than workers in firms that do no R&D. The fixed-effects model for estimation of the relationship between wages and firm's R&D intensity controlling for individual and firm characteristics show the wage elasticity to R&D intensity is positive and higher for low-skilled workers : their wage is 1.6 more sensitive to R&D intensity than those of medium- and high-skilled employees. This result is in line with Aghion *et al.*, but the elasticities and the relative gain for low-skilled workers are always weaker in France. We eventually underline that caution should be taken when interpreting the results, both on French and British data.

## Remerciements

Les auteurs remercient Dorian Roucher, chef du bureau Polsec1 « Industrie, économie de la connaissance et de l'innovation » (Direction générale du Trésor, Ministère de l'Économie et des Finances) et Antonin Bergeaud, économiste à la Banque de France, pour leurs précieux commentaires sur ce document.

Ce travail a bénéficié de l'accès au Centre d'accès sécurisé aux données (CASD).

## Introduction

Depuis une vingtaine d'années, l'emploi relatif des salariés peu qualifiés par rapport aux qualifiés a fortement décliné en France. Entre 2003 et 2018, le nombre de salariés d'un niveau d'études inférieur à l'enseignement primaire, d'enseignement primaire ou de premier cycle de l'enseignement secondaire a décru de 42 % alors que les salariés diplômés de l'enseignement supérieur ont augmenté de 64 %<sup>1</sup>. Cette baisse s'est accompagnée d'une progression du chômage des non qualifiés : le chômage pour les individus peu qualifiés qui était en 2003 deux fois plus élevé que celui des individus diplômés est aujourd'hui trois fois plus important.

Le progrès technique a un effet nettement négatif sur l'emploi relatif des peu qualifiés. S'il est très souvent complémentaire à la réalisation de tâches abstraites dont il augmente la productivité, le progrès technique est au contraire biaisé en défaveur des emplois peu qualifiés à fort contenu en tâches routinières, facilement automatisables. En modifiant la demande de travail par niveau d'éducation, le progrès technique accroît également les écarts de salaires entre peu qualifiés et très qualifiés et augmente la prime d'éducation supérieure.

L'innovation peut néanmoins profiter aux peu qualifiés en emploi dans les firmes innovantes selon un récent travail sur données britanniques des économistes P. Aghion, A. Bergaud, R. Blundell et R. Griffith (2019)<sup>2</sup>. Ils ont montré que si le progrès technique bénéficie à l'ensemble des salariés les plus qualifiés, une part des salariés les moins qualifiés retire également une partie de ces bénéfices. En effet, les salariés les moins qualifiés travaillant dans les entreprises innovantes ont en moyenne un salaire plus élevé que ceux employés par des entreprises qui n'effectuent pas de dépenses de R&D. Plus encore, être employé par une firme qui effectue des dépenses de R&D a un effet positif sur le salaire plus important pour un travailleur peu qualifié que pour un travailleur à hautes qualifications.

Ce document de travail réplique cette étude sur données françaises et parvient à un résultat similaire. La prime salariale à travailler dans une firme innovante est néanmoins moins marquée que dans le cas britannique. Ces résultats doivent également être mis en perspective avec la plus faible demande de main d'œuvre peu qualifiée dans les firmes innovantes. Entre 2009 et 2014, les salariés peu qualifiés représentent en moyenne entre 44 % et 49 % de la main d'œuvre des entreprises innovantes alors qu'ils représentent entre 69 % et 72 % de celle des entreprises n'effectuant pas de dépenses de R&D. Plus encore, parmi les 5 % de firmes les plus intensives en R&D, les salariés identifiés comme les moins qualifiés sont en moyenne 3,5 fois moins nombreux que les plus qualifiés. Les salariés concernés par ces plus forts gains salariaux ne représentent donc qu'une petite partie des travailleurs peu qualifiés présents sur le marché du travail.

---

<sup>1</sup> Source : Eurostat, calculs DG Trésor.

<sup>2</sup> Aghion, P., A. Bergeaud, R. Blundell, R. Griffith (2019), "The Innovation Premium to Soft Skills in Low-Skilled Occupations", Banque de France WP 739.

## 1. Revue de la littérature récente

Depuis la contribution de R. Solow<sup>3</sup>, la macroéconomie a intégré le progrès technique et l'innovation dans la représentation de la fonction de production et dans la modélisation de la croissance potentielle. Dans ces modèles, le progrès technique est facteur de productivité, et unique moteur de croissance du niveau de vie par tête à long terme. La relation positive entre innovation et croissance fait consensus et la majorité des économies avancées développent des politiques de soutien spécifique à l'innovation sous forme d'incitations fiscales ou d'aides directes dans le cadre de stratégies industrielles plus globales<sup>4</sup>.

L'effet de l'innovation ne se limite cependant pas à l'accélération de la productivité. À partir des années 1990, une partie de la littérature économique a documenté les effets distributifs du progrès technique en lien avec la polarisation<sup>5</sup> croissante observée du marché du travail. Si le progrès technique ne vient pas diminuer le stock d'emploi total<sup>6</sup>, les économistes montrent qu'il vient déformer la structure des emplois et des salaires – soit la notion de progrès technique « biaisé ». L'innovation déforme la demande de travail en faveur des travailleurs les plus qualifiés possédant une meilleure capacité d'adaptation aux nouveaux modes de production et les tâches qu'ils effectuent voient leur productivité augmenter avec les nouvelles technologies. En miroir, la demande de travail des moins qualifiés diminue. Les travaux de référence de D. Autor<sup>7</sup> sur données américaines ont permis de préciser l'analyse : le progrès technique se substitue aux travailleurs qui effectuent des tâches manuelles routinières, facilement automatisables, alors qu'il est complémentaire aux tâches abstraites.

Le progrès technique est également venu amplifier les inégalités salariales entre les individus peu qualifiés et très qualifiés. En effet, l'effet volume entre qualifications décrit précédemment a augmenté le pouvoir de marché des plus qualifiés et diminué celui des moins qualifiés. Dès le début des années 1990, des économistes documentent sur données américaines<sup>8</sup> que le salaire horaire des jeunes travailleurs issus de l'enseignement supérieur diverge par rapport à celui des individus ayant, au plus, un A-Level.

En France, le biais du progrès technique en défaveur du volume d'emplois routiniers a été également validé<sup>9</sup> comme facteur de polarisation du marché du travail<sup>10</sup>. Toutefois, la France est l'un des rares pays dans lequel les inégalités salariales ont baissé dans la seconde moitié du 20<sup>e</sup> siècle<sup>11</sup>. Deux raisons principales peuvent être avancées. D'une part, la croissance du niveau d'éducation supérieure a plus que compensé la hausse de la demande de travail qualifié liée au progrès technique, engendrant une baisse des rendements de l'éducation supérieure<sup>12</sup>. D'autre part, les institutions du marché du travail (salaire minimum, taux de couverture des accords collectifs, etc.) ont compressé les inégalités salariales du bas de la distribution, portant l'ajustement en France davantage sur la hausse du chômage des peu qualifiés.

---

<sup>3</sup> R. Solow (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

<sup>4</sup> En France, les aides à l'innovation représentent un montant de 9,4 Md€ en 2017 (7 Md€ d'aides indirectes – dont 6,3 Md€ de Crédit Impôt Recherche – et 2,4 Md€ d'aides directes). Pour un panorama complet des aides à l'innovation en France, cf. Rapport Lewiner, Les aides à l'innovation en France, mars 2018.

<sup>5</sup> Pour un panorama complet de la polarisation du marché du travail dans les économies avancées, cf. G. Verdugo (2017), « Les nouvelles inégalités du travail », *Presses de Sciences Po*, Paris.

<sup>6</sup> Autor D. et A. Salomons (2018), "Is Automation Labor-Share Displacing: Productivity Growth, Employment, and the Labor Share", *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring, 1-63.

<sup>7</sup> Autor D., F. Levy et R. Murnane (2003), "The Skill Content of Technological Change: An Empirical Exploration", *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279-1333.

<sup>8</sup> Katz L. et K. Murphy (1992), "Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors", *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35-78; Autor D., L. Katz et M. Kearney (2008), "Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists", *Review of Economics and Statistics*, 90 (2), 300-323.

<sup>9</sup> Charnoz P. et M. Orand (2017), « Progrès technique et automatisation des tâches routinières, une analyse des marchés du travail locaux en France », *Économie et Statistique*, 497, 103-122.

<sup>10</sup> Entre 1993 et 2010, la part des emplois intermédiaires dans l'emploi total a baissé de 8 points en France. Cf. Goos M., Manning A. et A. Salomons (2014), "Explaining Job Polarization: Routine-Biased Technological Change and Offshoring", *American Economic Review*, 104(8), 2509-2526.

<sup>11</sup> Le rapport D9/D1 est passé de 4 au milieu des années 1960 à 3 aujourd'hui. Cf. G. Verdugo (2017), *op.cit.*

<sup>12</sup> G. Verdugo (2014), "The great compression of the French wage structure, 1969-2008", *Labour Economics*, 28, 131-144.

S'inscrivant dans le sillage de cette littérature, un très récent article de P. Aghion, A. Bergeaud, R. Blundell et R. Griffith<sup>13</sup> montre sur données britanniques que l'innovation bénéficie en réalité à certains travailleurs peu qualifiés. À partir de données sur les dépenses de R&D des entreprises de plus de 400 salariés, les auteurs identifient entre 2004 et 2015 les firmes innovantes comme celles ayant effectué au moins 1 £ de R&D au cours d'une année. Une comparaison des salaires moyens des employés des firmes innovantes et non innovantes selon le niveau d'études exigé par les professions conduit les auteurs à tester économétriquement l'effet différencié de l'intensité en R&D sur le salaire en fonction du niveau de qualification. Ils concluent qu'un employé peu qualifié travaillant dans une firme très intensive en R&D gagne environ 12 % de plus que s'il travaillait dans une entreprise non innovante, alors que ce gain salarial est de 3 % pour les salariés très qualifiés.

L'explication de ce phénomène n'a rien d'évident. Pour les auteurs, les employés faiblement qualifiés seraient mieux payés dans les firmes innovantes car ils possèderaient des « *soft skills* », *i.e.* des compétences qui ne sont pas valorisées par un diplôme mais particulièrement recherchées par les entreprises innovantes – hypothèse testée et validée. Leur organisation plus horizontale que la moyenne serait source d'une plus grande complémentarité entre les travailleurs peu et très qualifiés, ce qui rendrait leurs erreurs plus risquées pour l'entreprise et inciterait les firmes innovantes à les rémunérer davantage pour les garder plus longtemps dans l'entreprise. Au surplus, les firmes les plus innovantes externaliseraient une plus grande partie des tâches peu qualifiées non complémentaires avec leurs employés qualifiés.

Les différences entre les modèles français et britanniques, par exemple dans les institutions du marché du travail et l'écosystème d'innovation, interrogent la validité externe de ses résultats et justifient ainsi la réplique de ce modèle sur données françaises.

## 2. Les données

L'échantillon construit pour la réplique des résultats résulte de l'appariement des données des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) panel « tous salariés » 2014 avec la base de gestion du Crédit Impôt Recherche (GECIR) pour les dépenses de R&D des entreprises sur la période 2009–2014.

### 2.1. Les données de R&D des entreprises

Les deux principales sources de données sur les dépenses de R&D des entreprises en France sont l'Enquête R&D et le fichier GECIR.

L'enquête R&D est effectuée tous les ans depuis 1983 pour évaluer la place du secteur privé dans le potentiel national de R&D en termes de moyens financiers et humains. Le cadre méthodologique est commun à l'ensemble des pays de l'OCDE<sup>14</sup>.

Le fichier GECIR correspond aux déclarations fiscales relatives au CIR. Sont contenues dans la base de l'année *N* l'ensemble des entreprises ayant demandé le CIR pour l'année *N*. La R&D y est définie comme les travaux de création entrepris de façon systématique en vue d'accroître la somme des connaissances, ainsi que l'utilisation de ces connaissances pour de nouvelles applications. Si le cadre méthodologique<sup>15</sup> distingue trois catégories de dépenses – la recherche fondamentale, la recherche appliquée et le développement expérimental – seul le montant agrégé est présent dans la base GECIR. Par ailleurs, comme base fiscale, elle est soumise aux changements d'assiette et aux diverses évolutions pour la comptabilisation des dépenses. Sur la période de référence, il n'y a pas de modification majeure de la comptabilisation des dépenses de R&D. Il convient toutefois de noter qu'à partir de 2013, une partie des activités d'innovation hors R&D sont éligibles au CIR pour les PME ou microentreprises de moins de 250 salariés dont le chiffre d'affaires n'excède pas 50 M€ ou le total du bilan 43 M€.

---

<sup>13</sup> Aghion P. *et al.* (2019), *op.cit.*

<sup>14</sup> Ce cadre commun est décrit précisément dans le Manuel de Frascati, référence méthodologique en matière de recueil et d'exploitation des statistiques de R&D.

<sup>15</sup> Suivant également les lignes directrices du Manuel de Frascati.

La base GECIR est préférée à l'Enquête R&D pour sa continuité et son exhaustivité. D'abord, les dépenses recensées sont fiscales et non déclaratives, ce qui permet une meilleure fiabilité dans les montants. Ensuite, elle est plus exhaustive car le nombre de firmes ayant des dépenses de R&D identifiées par la base GECIR est deux à trois fois plus élevé que celui de l'Enquête R&D (cf. tableau 1). Chaque année, entre 70 et 80 % des firmes identifiées comme innovantes par l'Enquête R&D le sont également par la base GECIR – la base GECIR exclut les sous-traitants effectuant des dépenses de R&D car une entreprise sous-traitante ne peut légalement prendre en compte dans la base de son propre CIR les sommes facturées à ses donneurs d'ordre<sup>16</sup>. À l'inverse, seules 30 à 35 % des firmes intensives en R&D selon la base GECIR le sont également selon l'Enquête R&D. En effet, si la population totale des entreprises ayant une activité de R&D avoisine les 25 000 firmes<sup>17</sup> en 2016, les données de l'Enquête R&D ne collectent les informations que pour échantillon de 11 000 entreprises par an, dont une partie ne répond pas à l'enquête. Environ 3 500 firmes, dont les dépenses de R&D sont supérieures à 40 K€, sont enquêtées chaque année. Les firmes nouvellement identifiées comme innovantes le sont pendant deux années consécutives ainsi que des entreprises sélectionnées de manière aléatoire parmi les entreprises restantes dans la population totale. Ce système d'enquête a pu impliquer l'éviction de certaines entreprises ayant pourtant des dépenses de R&D non négligeables de la population totale de l'enquête R&D. L'enquête R&D rend ainsi plus difficile le suivi de l'activité de R&D des PME et TPE que celle des grandes entreprises<sup>18</sup>.

**Tableau 1 : Nombre de firmes effectuant des dépenses de R&D selon la base de référence**

RD > 0	GECIR	ERD	GECIR ou ERD	GECIR et ERD
2009	15 024	6 717	17 332	4 674
2010	16 676	7 415	18 854	5 267
2011	18 372	7 641	20 103	5 963
2012	18 130	8 331	20 080	6 418
2013	18 834	8 123	24 280	6 477
2014	21 517	7 582	23 079	6 029

Source : Enquête R&D 2009-2014, GECIR 2009-2014. Calculs : DG Trésor.

Lecture : 4674 entreprises effectuant au moins 1€ de dépenses de R&D en 2009 sont présentes à la fois dans la base GECIR et la base enquête R&D.

## 2.2. Les données individuelles : la base DADS panel « tous salariés »

La base DADS panel « tous salariés » permet de suivre des salariés (des secteurs public et privé) chaque année depuis 1976. Le panel comprend l'ensemble des individus nés en octobre d'une année paire (soit environ 1/24<sup>e</sup> de la population) jusqu'en 2001 puis de toutes les années à partir de 2002. Chaque individu est caractérisé par un identifiant unique et identique pour toutes les années. Le niveau d'observation est le poste pour un individu.

La base a été ajustée afin de suivre un échantillon cylindré<sup>19</sup> et cohérent d'individus sur les six périodes. Chaque individu peut être présent plusieurs fois par année dans le panel DADS, d'une part car il peut occuper plusieurs postes simultanément, d'autre part car il peut changer d'emploi au cours d'une année. Un seul poste pour chaque individu est ici retenu. Ainsi, seuls les postes dits « non annexes » du DADS (variable « filtre ») sont considérés pour chaque individu et, dans le cas d'un changement de poste, l'emploi pour lequel l'employé a réalisé le maximum d'heures dans l'année est considéré comme son poste principal. Par ailleurs, pour assurer le cylindrage, seuls les individus d'au moins 19 ans et d'au plus 64 ans sur toutes les périodes sont conservés dans notre échantillon. Les observations pour lesquelles l'une des

<sup>16</sup> Cela permet d'éviter une double prise en compte avec celle du donneur d'ordre. Cf. Guide du CIR 2019, MESRI.

<sup>17</sup> Guide méthodologique enquête 2013.

<sup>18</sup> Le modèle a été testé sur un échantillon identique pour lequel l'intensité R&D est calculée grâce aux dépenses de R&D des enquêtes R&D. Les résultats sont présentés en partie 5.5.

<sup>19</sup> Un échantillon en panel est dit cylindré si tous les individus sont observés sur toute la période d'estimation.



variables est manquante sur une ou plus des six périodes sont également exclues du panel. Enfin, suivant les critères du papier de référence, tous les individus non-salariés (artisans, commerçants), chômeurs, apprentis ou stagiaires, employés par des particuliers ou salariés de la fonction publique pour au moins l'une des années sont exclus du panel<sup>20</sup>.

Le panel final est ainsi composé de 682 355 salariés suivis sur une période de 6 ans soit 4 094 130 observations individuelles liées à 318 442 firmes différentes. À titre de comparaison, le travail sur données britanniques d'Aghion *et al.* implique 7 370 firmes et 186 000 employés. La différence du ratio nombre d'entreprises sur nombre d'employés est conséquente : une firme pour deux employés en France contre une firme pour 25 employés au Royaume-Uni. Le seuil minimum de 400 employés pour les firmes présentes dans l'échantillon britannique explique vraisemblablement cette différence.

Les individus sont suivis sur toute la période entre 2009 et 2014, ce qui conduit à augmenter la moyenne d'âge des individus de l'échantillon au cours du temps. La progression des salaires peut donc en partie s'expliquer par une augmentation de l'expérience et de l'ancienneté dans l'entreprise au cours des 6 années.

La variable « CSP » du DADS permet ici d'identifier les niveaux de qualifications des individus. Les salariés des catégories « 5 – ouvriers », et « 6 – employés », sont considérés comme faiblement qualifiés, ceux de catégorie « 4 – professions intermédiaires », de qualification moyenne et les salariés de catégorie « 3 – cadres et professions intellectuelles supérieures », hautement qualifiés<sup>21</sup>.

### 2.3. Appariement des bases de données et construction des variables d'intérêt

Pour chaque année, les deux bases sont appariées grâce au numéro SIREN correspondant à l'entreprise dans laquelle travaille un individu donné. À chaque individu correspondent ainsi des informations sur ses caractéristiques propres (âge, sexe, CSP, etc.), son emploi (temps plein/partiel, nombre d'heures, salaire) ainsi que sur les caractéristiques de la firme l'employant (numéro SIREN, effectifs, dépenses de R&D).

L'appariement de ces deux bases permet, à la différence du papier de référence, de ne pas restreindre l'étude aux entreprises de plus de 400 salariés car les données des deux bases sont disponibles quelle que soit la taille de l'entreprise.

L'intensité de R&D des firmes est définie de la manière suivante :

$$IntRD = \ln\left(\frac{Dépenses\ totales\ de\ R\&D}{Effectif\ total} + 1\right)$$

L'ajout de l'unité permet d'avoir une valeur nulle pour les firmes n'effectuant pas de dépenses de R&D, et ne perturbe pas la mesure étant donné les dépenses de R&D de l'échantillon. Une entreprise est considérée comme innovante dès lors qu'elle a effectué au moins 1 € de dépenses de R&D sur au moins une année entre 2009 et 2014 (cf. tableau 2).

**Tableau 2 : Nombre de firmes innovantes distinctes entre 2009 et 2014**

	GECIR	ERD
Avant appariement DADS	35 311	21 170
Après appariement DADS	18 525	11 383

Source : DADS panel « tous salariés », enquête R&D 2009-2014, base GECIR 2009-2014. Calculs : DG Trésor.

Lecture : 18 525 entreprises identifiées comme innovantes par la base GECIR sont présentes dans l'échantillon final de salariés DADS.

<sup>20</sup> Sont également retirés du panel les individus pour lesquels il existe des incohérences comme un changement d'année de naissance ou de sexe au cours du temps, une ancienneté non linéaire sans changement de poste ou avec un saut dans le temps, un nombre d'heures largement supérieur au maximum légal ou un salaire horaire inférieur à 5 €.

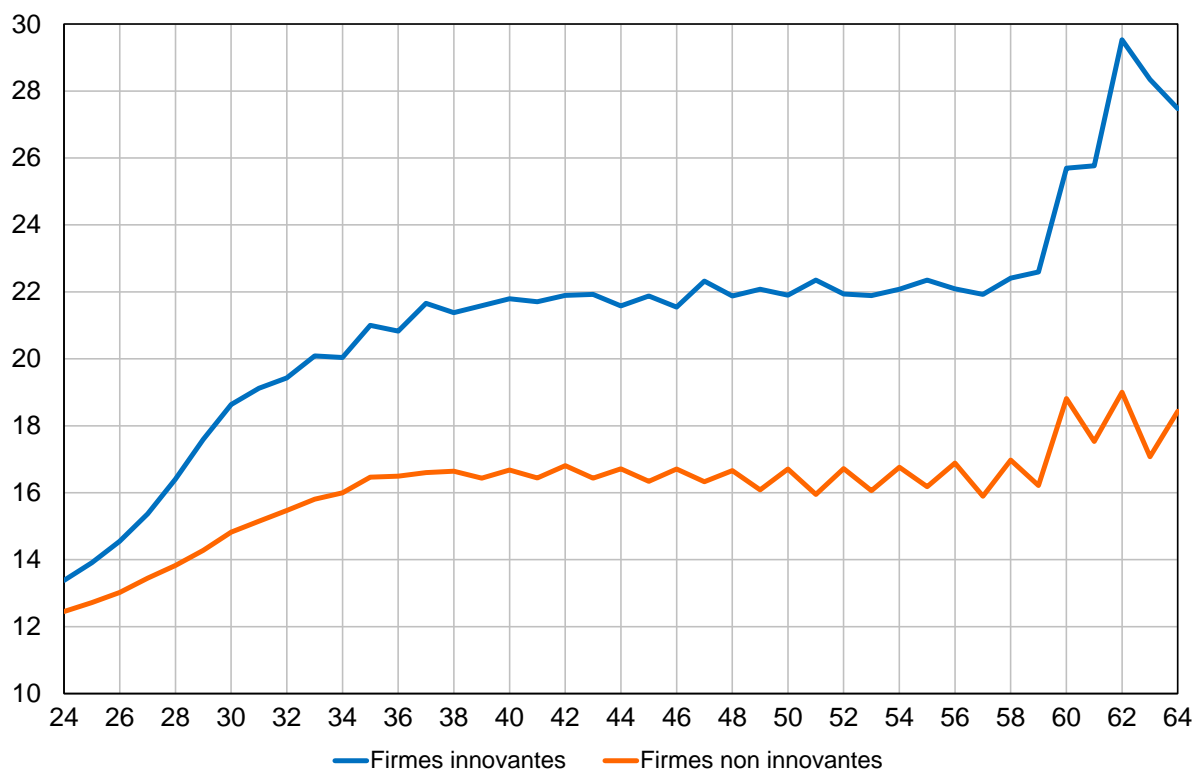
<sup>21</sup> Les limites du choix de cette variable sont présentées au point 5.1.

Une variable correspondant au « salaire horaire » est également créée à partir du salaire annuel brut (variable « SBR » du DADS) et du nombre d'heures effectuées dans l'année (variable « nbheur » du DADS) tel que  $Salhor = \frac{SBR}{nbheur}$ .

### 3. Les statistiques descriptives de l'échantillon

Une analyse des caractéristiques moyennes des salariés met en évidence une différence significative des salaires entre les employés des firmes innovantes et ceux des firmes non innovantes quel que soit leur âge. S'il apparaît moins marqué en début de carrière (<10 %), l'écart croît rapidement puis se stabilise autour de 30 % à partir de 40 ans jusqu'à la fin de la vie professionnelle (cf. graphique 1)

**Graphique 1 : Évolution du salaire horaire (€) en fonction de l'âge en 2014 selon le type de firme**

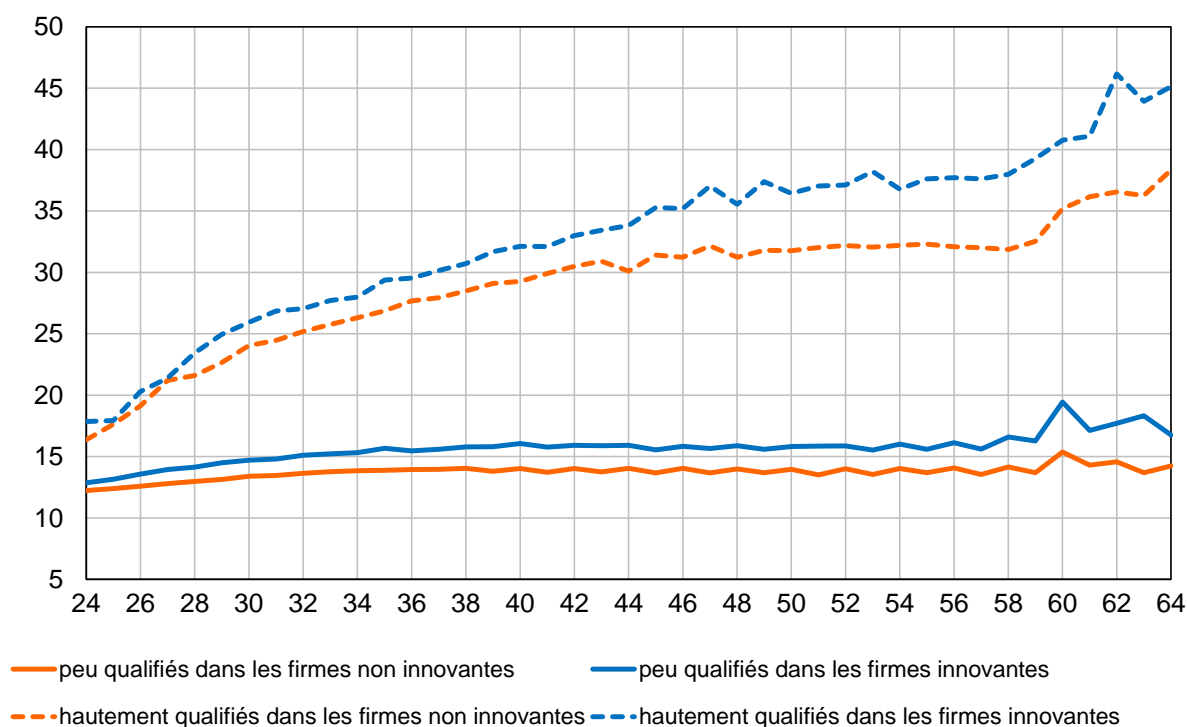


Source : DADS panel « tous salariés » et GECIR 2009-2014. Calculs : DG Trésor.

Lecture : En 2014, le salaire horaire brut d'un individu de 34 ans dans une firme innovante est en moyenne de 20 € contre 16 € pour un salarié d'une firme non innovante.

La même comparaison selon le niveau de qualification (cf. graphique 2) met en évidence une différence légèrement supérieure pour les salariés peu qualifiés (13 % en moyenne contre 11 % pour les très qualifiés).

**Graphique 2 : Évolution du salaire horaire (€) en fonction de l'âge en 2014 selon le type de firme et la qualification**



Source : DADS panel « tous salariés » et GECIR 2009-2014. Calculs : DG Trésor.

Lecture : En 2014, le salaire horaire brut d'un individu peu qualifié de 34 ans dans une firme innovante est en moyenne de 15,3 € contre 13,8 € pour un salarié d'une firme non innovante. Pour un individu fortement qualifié du même âge, travailler dans une firme innovante rapporterait en moyenne 28 € contre 26,3 € pour un emploi dans une firme non innovante.

À ces écarts salariaux sont associées d'autres caractéristiques différenciant les employés des entreprises innovantes (cf. tableau 3). Dans notre panel, les employés des firmes innovantes sont plus souvent des hommes, travaillent davantage à temps plein et ont une ancienneté supérieure en moyenne d'une année. L'âge moyen dans les deux types d'entreprises est relativement proche. L'effectif moyen dans les firmes innovantes est plus de dix fois supérieur à celui des entreprises qui n'effectuent jamais de dépenses de R&D. Les salariés les moins qualifiés sont les plus nombreux y compris dans les firmes innovantes mais leur proportion est nettement plus faible.

Les faits stylisés mis en évidence sur données françaises sont ainsi très proches de ceux identifiés par Aghion et al. (2019) sur données britanniques. De légers écarts existent notamment dans la part des hommes (plus élevée dans l'échantillon britannique quel que soit le type de firme et avec un écart légèrement plus important entre firmes innovantes et non innovantes) et dans la répartition des salariés selon le niveau de qualification<sup>22</sup>. La différence d'âge et la différence d'ancienneté entre firmes innovantes et non innovantes sont également plus marquées dans le cas britannique<sup>23</sup>.

<sup>22</sup> Nous relevons dans le cas britannique une part plus grande de salariés peu qualifiés dans les firmes innovantes et des salariés aux qualifications élevées dans les firmes non innovantes.

<sup>23</sup> Le choix de construction d'un panel cylindrique peut expliquer en partie l'écart constaté s'agissant de l'ancienneté.

**Tableau 3: Comparaison des caractéristiques des salariés selon le type de firme en 2014**

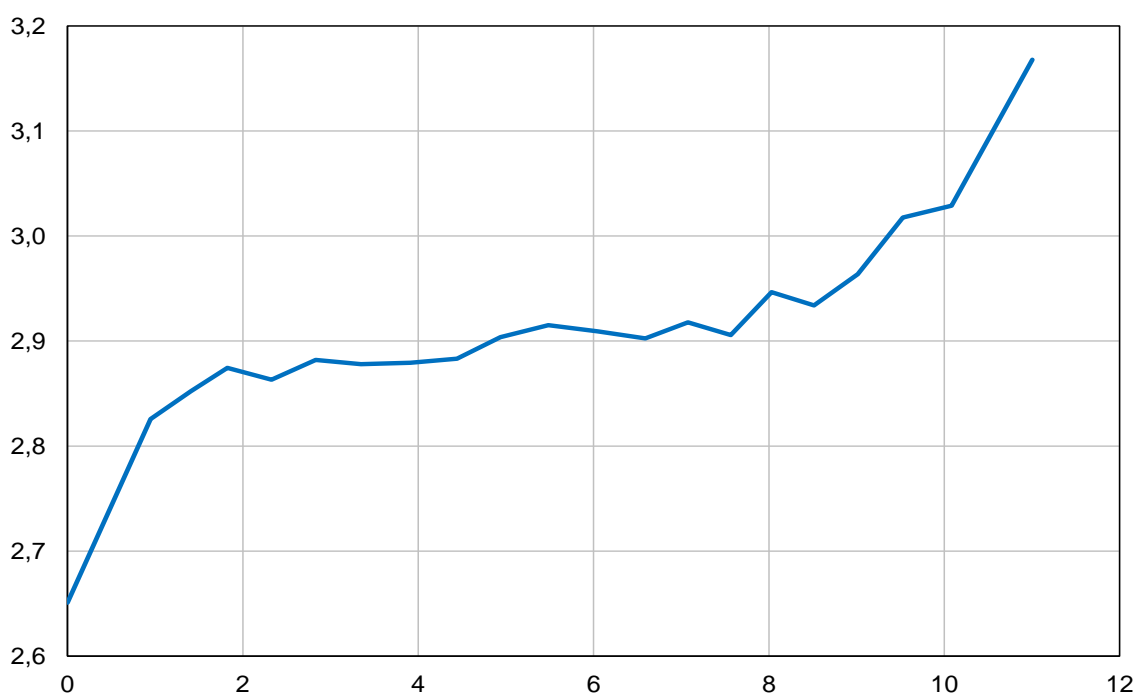
Firme innovante	Oui	Non
Salaire horaire brut (€)	23,6	17,7
Âge	42,8	42,3
Part d'hommes (%)	64,7	54,4
Temps plein (%)	87,3	81,2
Effectif moyen (personnes physiques)	14 046	1 074
Ancienneté	9,4	8,2
Part des salariés faiblement qualifiés (%)	44,4	66,5
Part des salariés hautement qualifiés (%)	32,3	13,8

Source : DADS panel « tous salariés » 2014 et GECIR 2009-2014. Calculs : DG Trésor.

Lecture : En 2014, environ 64,7% des salariés d'une entreprise innovante sont des hommes.

Pour préciser l'impact des dépenses de R&D sur le salaire, considérons désormais la variable continue d'intensité en R&D des entreprises (cf. graphique 3). Premièrement, le salaire moyen des travailleurs est une fonction croissante de l'intensité en R&D. Deuxièmement, les travailleurs appartenant aux 5 % des firmes les plus intensives en R&D gagnent en moyenne 68 %<sup>24</sup> de plus que les travailleurs des firmes ne faisant pas de R&D. De la même manière, les travailleurs des entreprises proches de l'intensité R&D médiane gagnent en moyenne 30 %<sup>25</sup> de plus que les salariés des entreprises qui n'effectuent pas de dépenses de R&D.

**Graphique 3 : Salaire horaire (en log) en fonction de l'intensité en R&D**



Source : DADS panel « tous salariés » et GECIR 2009-2014 ; calculs : DG Trésor.

Méthodologie : Le graphique ci-dessus représente l'évolution du logarithme du salaire par vingtile de l'intensité de R&D. L'intensité R&D d'une firme est mesurée comme la moyenne de son intensité R&D sur les périodes où elle a effectué des dépenses de R&D. Le quantile 0 (correspondant au point 0 d'intensité de R&D) correspond à l'ensemble des firmes ayant effectué aucune dépense de R&D sur les 6 années de référence. Le point représentatif du vingtile sur la courbe correspond à la moyenne de l'intensité R&D du vingtile et la moyenne du log du salaire horaire. La table de valeurs est présente en annexe 1.

<sup>24</sup> Calcul :  $\frac{\exp(3,168) - \exp(2,651)}{\exp(2,651)}$  où 2,651 correspond au log du salaire horaire moyen dans les firmes qui n'effectuent jamais de dépenses de R&D et 3,168 celui des entreprises parmi les 5 % les plus innovantes.

<sup>25</sup> Calcul :  $\frac{\exp(2,915) - \exp(2,651)}{\exp(2,651)}$

## 4. Le modèle

### 4.1 Spécification

Le but est de confirmer l'intuition donnée par les statistiques descriptives selon laquelle il y aurait une relation croissante entre le salaire horaire et l'intensité R&D et d'investiguer la magnitude de cette sensibilité selon les qualifications des travailleurs. Pour cela, doté de notre échantillon cylindré, nous régressons le salaire horaire sur l'intensité en R&D en contrôlant des mêmes variables explicatives que dans le papier de référence (cf. tableau 4). Soit le modèle à effets fixes<sup>26</sup> suivant :

$$\ln(\text{Salhor}_{it}) = \beta_1 \text{IntRD}_{ft} + \beta_2 \text{IntRD}_{ft} * \text{LS}_i + \beta_3 \text{IntRD}_{ft} * \text{MS}_i + \beta_4 \text{Age}_{it}^2 + \beta_5 \text{Ancien}_{it} + \beta_6 \text{Ancien}_{it}^2 + \beta_7 \text{Eff}_{ft} + \beta_8 \text{Tplein}_{it} + \beta_9 \text{LS}_i + \beta_{10} \text{MS}_i + \gamma_i + \eta_t + e_{it}$$

**Tableau 4 : Description des variables explicatives**

Variable	Description
Salhor	Salaire horaire de l'individu <i>i</i> en année <i>t</i> .
IntRD	Intensité R&D de la firme <i>f</i> dans laquelle travaille l'individu <i>i</i> .
Âge	Âge de l'individu <i>i</i> à l'année <i>t</i> .
Ancien	Ancienneté de l'individu <i>i</i> dans l'entreprise en année <i>t</i> .
Eff	Effectif de l'entreprise <i>f</i> dans laquelle travaille l'individu <i>i</i> au 31 décembre de l'année <i>t</i> .
Tplein	Indicatrice égale à 1 si l'individu <i>i</i> est à temps plein et 0 sinon.
LS	Indicatrice égale à 1 si l'individu <i>i</i> est faiblement qualifié et 0 sinon.
MS	Indicatrice égale à 1 si l'individu <i>i</i> est moyennement qualifié 0 sinon.
$\gamma$	Effet fixe individuel.
$\eta$	Effet fixe temps.

Le principal coefficient d'intérêt est  $\beta_1$  qui s'interprète comme l'élasticité du salaire par rapport à l'intensité de R&D de la firme dans laquelle travaille l'individu *i*. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, le salaire de l'individu *i* varie de  $\beta_1$  % suite à une variation de 1 % de l'intensité de R&D de la firme l'employant.

Les coefficients obtenus sont issus des estimateurs Within du modèle, *i.e.* les moindres carrés ordinaires sont appliqués sur le modèle à variables centrées. Les écarts-types estimés des coefficients sont robustes à l'hétéroscédasticité et la corrélation sérielle<sup>27</sup>.

### 4.2 Résultats

Les résultats sont présentés pour deux régressions de référence (cf. tableau 5).

- Une première dans laquelle est estimé l'effet de l'intensité en R&D sur le salaire quelle que soit la qualification (*i.e.* sans les indicatrices de qualification).
- Une seconde dans laquelle l'intensité de R&D est croisée avec le niveau de qualification. Dans ce cas, l'impact de l'intensité en R&D sur le salaire est mesuré par le coefficient  $\beta_1$  pour les individus hautement qualifiés,  $\beta_1 + \beta_2$  pour les peu qualifiés, et  $\beta_1 + \beta_3$  pour les employés de qualification intermédiaire.

<sup>26</sup> Le test d'Hausman conclut au rejet de l'hypothèse d'absence de corrélation entre l'effet individuel et les variables explicatives ; il tranche donc en faveur d'une spécification à effets fixes.

<sup>27</sup> L'estimateur de la matrice de variance covariance est robuste à des erreurs clusterisées au niveau des individus du panel, c'est-à-dire que les erreurs sont autorisées à être corrélées dans le temps pour un individu donné mais supposées indépendantes entre individus.

**Tableau 5 : Résultats des estimations de référence**

	(1) logsal Reference	(2) logsal Reference
Intrd	0,0018265*** (0,0000745)	0,0012445*** (0,0001234)
Ls x Intrd		0,0007054*** (0,0001468)
Ms x Intrd		-0,0002814 (0,0001518)
Âge <sup>2</sup>	-0,0003513*** (2,93e-06)	-0,0003163*** (2,84e-06)
Ancien	0,0059874*** (0,0000973)	0,0061242*** (0,0000941)
Ancien <sup>2</sup>	-0,0001316*** (4,31e-06)	-0,000136*** (4,21e-06)
Tplein	-0,0785781*** (0,0005816)	-0,0740291*** (0,0005558)
eff	1,54e-07*** (8,46e-09)	1,28e-07*** (8,31e-09)
Ls		-0,183062*** (0,0010368)
Ms		-0,1249838*** (0,0009502)
N	4094130	4094130
R <sup>2</sup> within	0,1229	0,1544

Source : Estimation DG Trésor.

Lecture : Les écarts-types clusterisés sont reportés entre parenthèses. \*\*\*, \*\* et \* signalent des coefficients respectivement significatifs aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

La première régression montre qu'une augmentation de 10 % de l'intensité en R&D engendre un gain salarial moyen de 0,018 % (0,06 % sur données britanniques).

La seconde régression indique que la prime salariale à travailler dans une firme innovante est d'autant plus élevée que l'individu est peu qualifié : une augmentation de 10 % de l'intensité en R&D engendre un gain salarial de 0,012 % pour les individus fortement qualifiés et de qualification intermédiaire (respectivement 0,02 % et 0,04 % sur données britanniques), et un gain salarial de 0,019 % pour les salariés peu qualifiés (respectivement 0,08 % sur données britanniques). Les salaires des employés faiblement qualifiés sont ainsi 1,6 fois plus élastiques à l'intensité en R&D que les employés moyennement ou hautement qualifiés. Sur données britanniques, les salaires des peu qualifiés sont 4 fois plus élastiques que ceux des très qualifiés.

## 5. Tests de robustesse et limites

Cette partie met en avant les principales limites méthodologiques de cette étude et teste la robustesse de nos résultats à travers différentes régressions remettant en cause certaines variables et contraintes.

### 5.1 Discussion de l'utilisation de la catégorie socio-professionnelle pour mesurer la qualification de l'individu

À défaut de variables concernant le niveau d'études, le niveau de qualification des individus est mesuré par la variable « CSP » de la base DADS panel « tous salariés » qui correspond à la catégorie socioprofessionnelle.

Premièrement, utiliser la catégorie socioprofessionnelle peut engendrer un biais d'endogénéité dans nos résultats. En effet, par construction, la catégorie socioprofessionnelle repose sur des métiers et une grille de qualification, et également sur des statuts pouvant être corrélés au niveau de salaire. Deuxièmement, le choix de la CSP par rapport au diplôme n'est pas neutre quant à la classification des individus selon leur niveau de qualification. Ainsi, s'il existe une corrélation entre la catégorie socioprofessionnelle et le niveau d'études (cf. tableau 6), des différences existent. Par exemple, 25 % des cadres et professions intellectuelles en France ont entre un Bac et un Bac + 2. Ils sont donc considérés comme fortement qualifiés dans notre modèle mais pourraient être de qualification intermédiaire si le niveau de qualification était mesuré par le niveau d'études. À l'inverse, en prenant compte le niveau d'études comme mesure de la qualification, 38 % des employés et 21 % des ouvriers se verraient requalifier en employés de qualification intermédiaire.

**Tableau 6 : Part de la population selon le diplôme par catégorie socio-professionnelle (%)**

	Supérieur au bac +2	Entre Bac (général et technologique) et Bac +2	Du CAP, BEP à aucun diplôme
Ouvriers	2	21	77
Employés	8	38	54
Professions intermédiaires	25	53	21
Cadres et professions intellectuelles supérieures	68	25	8

Source : Observatoire des inégalités, Données Insee 2014. Lecture : 68 % des cadres supérieurs ont au moins un bac +2.

### 5.2 L'exclusion des individus à temps partiel

L'une des principales différences entre les résultats d'Aghion *et al.* (2019) et le cas français réside dans le coefficient estimé de la variable temps plein. L'effet est dans le cas français, négatif, relativement conséquent et statistiquement significatif dans l'ensemble des régressions alors que dans le cas britannique, il n'est pas significatif. La majeure partie des individus de notre échantillon étant à temps plein, il est intéressant de tester la robustesse de nos résultats en répliquant notre estimation sur un échantillon où les individus à temps partiel sont exclus. Le panel réduit aux individus à temps plein pour au moins l'une des périodes comprend ainsi 464 514 individus observés sur les 6 périodes soit 2 787 084 observations, soit une perte d'environ 30 % des individus par rapport à notre échantillon de référence. En moyenne, l'exclusion des salariés à temps partiel vient diminuer la part des femmes de notre échantillon : elle diminue à 28 % dans les firmes innovantes et 35 % dans les firmes non innovantes (contre respectivement 35 % et 46 % dans l'échantillon total). Cette statistique illustre la surreprésentation des femmes dans les signatures de contrats à temps partiel. Les autres caractéristiques sont globalement similaires dans le panel réduit aux individus à temps plein et celui comprenant l'ensemble des salariés.

Dans la régression de base ainsi restreinte aux employés à temps plein, l'élasticité des salaires à l'intensité en R&D est inférieure quasi de moitié à l'estimation de référence – les autres coefficients sont identiques

à  $10^{-3}$  près<sup>28</sup>. Pour l'estimation avec les effets croisés par niveau de qualification, la prime salariale pour les peu qualifiés est légèrement inférieure à l'estimation de référence. Ces écarts à l'estimation de référence peuvent s'expliquer par le fait que les individus à temps plein ont un plus fort pouvoir de marché que les individus à temps partiel et captent donc plus facilement une partie de la rente quel que soit la nature de la firme.

### 5.3 Régression sur un panel non cylindré

Le panel non cylindré permet de prendre en compte l'ensemble des individus en incluant ceux n'étant pas présents sur l'ensemble de la période, *i.e.* ayant par exemple vécu une année de chômage, une retraite anticipée ou un début de carrière plus tardif. Ces individus, plus éloignés de l'emploi, sont potentiellement plus souvent de qualification faible et à temps partiel. Il permet également de suivre des individus entre 19 et 64 ans sur l'ensemble des périodes. Ainsi, l'individu de 64 ans en 2009 ne sera pas observé pour les périodes suivantes mais sera présent pour l'année 2009. Le panel non cylindré contient 1 673 685 individus distincts et 7 090 218 observations pour l'ensemble des six périodes. Les individus sont présents en moyenne sur 4,2 périodes et nous disposons de plus de deux-tiers d'observations supplémentaires et près de 2,5 fois plus d'individus que dans le panel cylindré de référence.

L'estimation sur ce nouvel échantillon modifie certains coefficients<sup>29</sup>. Dans l'estimation de base comme dans celle par niveau de qualification, les coefficients associés à l'intensité R&D, sont environ 1,5 fois plus importants que dans les estimations de référence. Cette augmentation est uniforme et conduit à un effet spécifique plus important pour les individus peu qualifiés de l'intensité R&D sur le salaire. Dans la logique d'une prise en compte d'individus potentiellement au chômage sur l'une des périodes, une plus faible qualification pèse plus fort sur le salaire que dans la régression de référence – une interprétation en serait que l'innovation profiterait davantage aux individus ayant habituellement un faible pouvoir de marché dans l'entreprise. Les autres variables restent significatives et leur impact sur le salaire de même ordre de grandeur, à l'exception de l'ancienneté dont l'effet est doublé par rapport au panel de référence. Le signe et l'ordre de grandeur similaires des coefficients entre le panel non cylindré et le panel cylindré viennent corroborer les résultats et leur robustesse.

### 5.4 L'exclusion des salariés des PME

Afin de se rapprocher de l'échantillon utilisé par Aghion *et al.* (2019), nous avons effectué une régression sur un panel prenant en compte uniquement les individus travaillant dans des entreprises de plus de 250 salariés. Ce filtre diminue notre panel à 240 736 individus présents sur 6 années, ce qui correspond à 35 % de notre échantillon de référence. Mécaniquement, ces individus travaillent dans un nombre plus concentré de firmes puisque seules 8 732 entreprises sont présentes sur notre échantillon ce qui équivaut à un ratio 27 individus pour 1 entreprise contre 2 individus pour 1 entreprise dans le panel de référence. Ce ratio se rapproche de celui sur données britanniques (25 salariés pour une firme). Entre 2009 et 2014, 30 % des firmes sont considérées comme innovantes. Les salaires horaires y sont en moyenne plus élevés que dans l'échantillon total et l'écart de salaires entre firmes innovantes et non innovantes est plus faible. De même, si la répartition entre individus peu et fortement qualifiés est relativement identique dans les entreprises considérées comme innovantes, pour les firmes n'effectuant aucune dépense de R&D sur les 6 années, la part des salariés aux qualifications élevées est de 4 points plus élevée alors que celle des individus peu qualifiés est de 8 points plus faible.

L'estimation sur l'échantillon excluant les salariés des PME conduit à des résultats sensiblement différents<sup>30</sup>. Dans l'estimation de base, l'élasticité du salaire à l'intensité en R&D est environ deux fois plus faible que dans le panel de référence. Les autres coefficients sont statistiquement significatifs et d'ordre de grandeur similaire à ceux de l'estimation de référence. La principale différence réside dans l'effet croisé selon les qualifications : alors que l'effet général de l'intensité en R&D est du même ordre de grandeur, l'effet croisé avec un faible niveau de qualification n'est plus statistiquement significatif, soit un effet

<sup>28</sup> La table de régression est donnée en annexe 2.A.

<sup>29</sup> La table de régression est donnée en annexe 2.B.

<sup>30</sup> La table de régression est donnée en annexe 2.C.



nettement moindre pour ces individus par rapport à l'estimation de référence. Cela traduit une répartition de l'effet de l'intensité R&D homogène entre haute et basse qualifications et vient s'opposer aux résultats précédents sur le panel de référence. Cela signifie que le résultat obtenu sur le panel de référence provient des PME : dans les PME, les salariés non qualifiés bénéficient plus que les autres d'une hausse de l'intensité en R&D.

## 5.5 Réplication avec l'enquête R&D

Au regard du nombre de firmes enquêtées par année et de la méthodologie d'échantillonnage, l'utilisation de la base GECIR pour identifier le montant des dépenses de R&D semble pertinent face à celui de l'Enquête R&D (cf. partie 2.1). Le modèle a été testé sur un échantillon identique pour lequel l'intensité en R&D est calculée à partir de l'Enquête R&D. Dans la régression sans effet croisé, l'élasticité du salaire à l'intensité R&D est très proche du coefficient de référence GECIR<sup>31</sup>. Dans la régression distinguant les effets selon le niveau de qualification, l'effet de l'intensité R&D sur le salaire des individus peu qualifiés est légèrement plus important que celui de la régression de référence ; au contraire l'effet sur les plus qualifiés est légèrement moindre.

## 5.6 Les limites d'interprétation

Si nous confirmons sur données françaises que l'intensité en R&D des entreprises a un effet positif sur le salaire – et ceci d'autant plus important que l'individu est peu qualifié, la portée d'un tel résultat doit être nuancée.

Premièrement ces résultats doivent être mis en perspective avec la plus faible demande de main d'œuvre peu qualifiée dans les firmes innovantes : parmi les 5 % de firmes les plus intensives en R&D, les salariés identifiés comme les moins qualifiés sont en moyenne 3,5 fois moins nombreux que les plus qualifiés. Les salariés concernés par ces plus forts gains salariaux ne représentent donc qu'une petite partie des travailleurs peu qualifiés présents sur le marché du travail.

Deuxièmement, notre stratégie d'identification repose sur la variabilité offerte par les individus qui travaillent pour des firmes dont l'intensité en R&D varie d'une année à l'autre. Les résultats fournis sont donc des résultats de court terme hors effets de bouclage qui ne peuvent être généralisés tels quels à long terme. Si la part des firmes innovantes dans l'emploi continue à croître (cf. tableau 7), rien ne garantit a priori le maintien d'un effet positif de l'intensité en R&D sur les salaires. Par exemple, l'accroissement de la concurrence entre firmes innovantes pourrait diminuer leur rente d'innovation et donc les salaires qu'elles peuvent distribuer.

**Tableau 7 : Part des firmes innovantes et de l'emploi salarié dans les firmes innovantes**

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Part des firmes innovantes	4,71	4,88	4,99	5,19	5,27	5,31
Part des salariés dans firmes innovantes	21,11	21,05	21,12	22,53	22,72	22,78

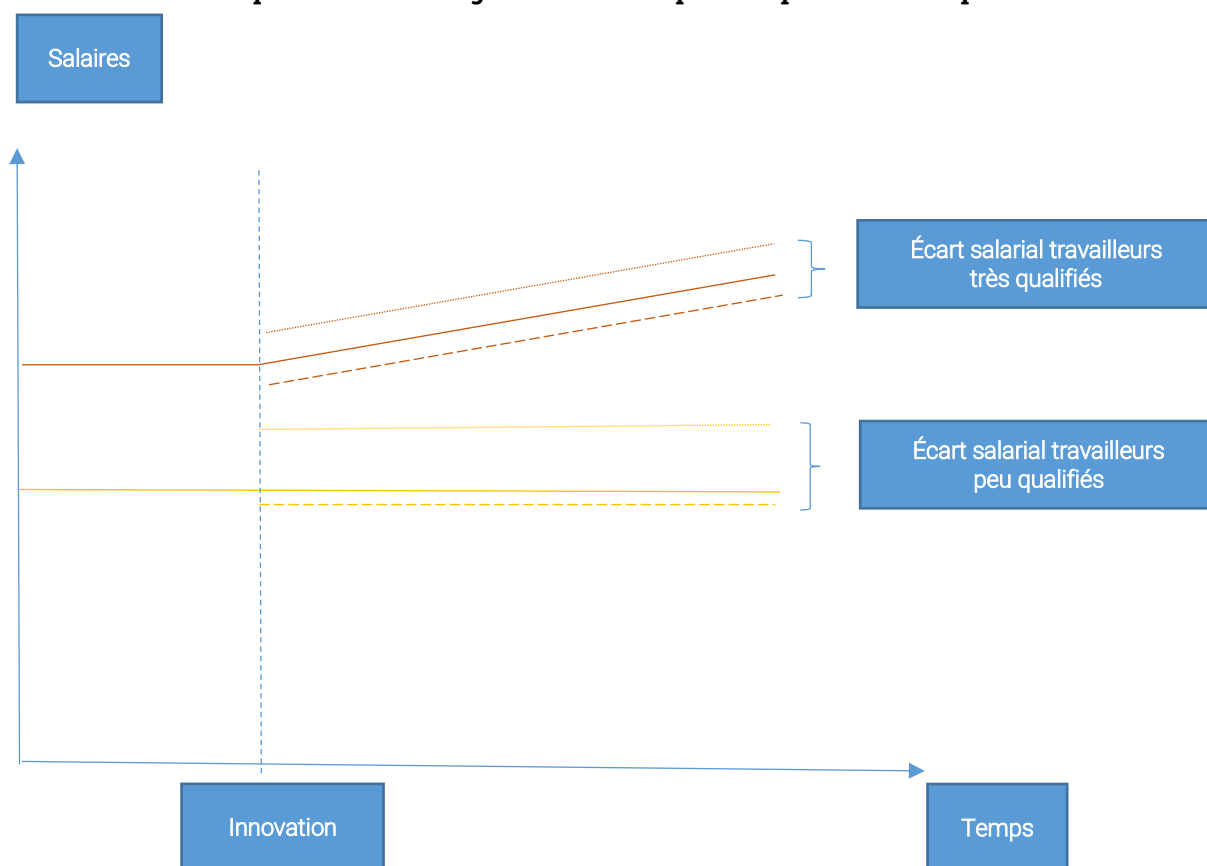
Sources : DADS panel « tous salariés » 2014 et GECIR 2009-2014 ; Calculs : DG Trésor

Lecture : La part des salariés dans les firmes innovantes était de 21,12 % de l'ensemble des salariés des entreprises.

Troisièmement, nos résultats ne contredisent pas la thèse du progrès technique biaisé, non seulement sur les volumes d'emploi mais également sur les salaires. En effet, l'innovation peut très bien dans le même temps causer une divergence des salaires moyens par tête (ou horaires) entre qualifications, et un gain salarial relativement plus important pour les peu qualifiés au sein d'entreprises innovantes (cf. graphique 4 avec orange : travailleurs qualifiés ; jaune : travailleurs peu qualifiés ; pointillés serrés : firmes innovantes ; pointillés larges : firmes non innovantes).

<sup>31</sup> La table de régression est donnée en annexe 2.D.

**Graphique 4 : Impact stylisé du progrès technique avec gain salarial d'une firme innovante plus élevé pour les non qualifiés mais divergence dans le temps entre qualifiés et non qualifiés**



## Annexe 1

### Distribution de l'emploi et de la R&D selon le quantile de l'intensité R&D

Quantile	Intensité R&D	DIRD	DERD	Emploi
0	0,000	0,000	0,000	42,244
1	0,948	17 850,493	2 608,503	539,570
2	1,408	40 052,303	4 276,531	185,636
3	1,823	59 976,527	9 067,346	239,315
4	2,326	74 725,380	5 303,871	162,792
5	2,831	119 531,098	14 234,588	212,564
6	3,348	122 992,560	16 038,641	233,377
7	3,910	151 006,936	21 587,978	207,578
8	4,441	172 178,742	12 610,575	166,159
9	4,937	265 173,059	31 028,654	517,081
10	5,484	304 271,387	27 594,934	254,820
11	6,047	338 918,117	46 481,755	224,880
12	6,590	411 265,284	38 827,229	214,302
13	7,077	586 973,738	67 157,179	295,918
14	7,564	780 855,193	88 624,372	319,594
15	8,031	1 249 246,170	307 101,552	338,251
16	8,513	1 101 581,861	159 533,143	198,822
17	9,013	2 029 651,276	307 592,475	272,846
18	9,527	3 280 759,281	504 728,379	261,859
19	10,082	2 162 530,284	384 144,813	108,823
20	11,004	4 275 838,489	874 232,753	72,581

Méthode : L'intensité R&D correspond à l'intensité R&D moyenne des firmes sur l'ensemble des périodes. Le quantile 0 correspond aux firmes n'effectuant aucune dépense de R&D sur l'ensemble des périodes (firmes non innovantes), les quantiles suivants contiennent chacun 5 % des firmes innovantes des moins intensives en R&D au plus intensives en moyenne sur l'ensemble des 6 années. La DIRD, la DERD et l'emploi des périodes suivantes correspondent à l'indicateur moyen pour les firmes du quantile.

## Annexe 2 : Tests de robustesse

### A. Estimations retreintes aux employés à temps plein

	(1) logsal Temps plein	(2) logsal Temps plein
Intrd	0,001068*** 0,0000787	0,0004481*** 0,0001332
Ls x Intrd		0,0010149*** 0,0001569
Ms x Intrd		0,0001325 0,0001598
Âge <sup>2</sup>	-0,0003627*** 3,32e-06	-0,0003402*** 3,26e-06
Ancien	0,0055584*** 0,0001083	0,0056461*** 0,0001058
Ancien	-0,0001432*** 4,54e-06	-0,0001451*** 4,45e-06
Tplein	0 .	0 .
Eff12	1,31e-07*** 8,69e-09	1,05e-07*** 8,52e-09
Ls		-0,1342836*** 0,0010756
Ms		-0,0877112*** 0,0009801
N	2787084	2787084
R <sup>2</sup> within	0,1421	0,1628

### B. Estimations sur le panel non cylindré

	(1) logsal unbalanced	(2) logsal unbalanced
Intrd	0,0028877*** 0,000069	0,001732*** 0,0001161
Ls x.Intrd		0,0010048*** 0,0001369
Ms x Intrd		-0,0002388 0,0001448
Âge <sup>2</sup>	-0,0002997*** 2,53e-06	-0,0002472*** 2,44e-06
Ancien	0,0101602*** 0,0000861	0,0101592*** 0,0000828
Ancien <sup>2</sup>	-0,0002251*** 4,15e-06	-0,0002295*** 4,00e-06
Tplein	-0,0617913*** 0,0004002	-0,0590312*** 0,0003823
Eff12	2,20e-07*** 7,98e-09	1,88e-07*** 7,84e-09
Ls		-0,2260385*** 0,000905
Ms		-0,1524447*** 0,0008492
N	7090218	7090218
R <sup>2</sup> within	0,1245	0,0863

### C. Estimation restreinte aux grandes entreprises

	(1) logsal Hors PME	(2) logsal Hors PME
IntRD	0,0008148*** 0,0001034	0,0010452*** 0,0001707
Ls x IntRD		-0,0002902 0,0002052
Ms x IntRD		-0,0009183*** 0,0002079
Âge <sup>2</sup>	-0,0003601*** 5,07e-06	-0,0003338*** 4,96e-06
Ancien	0,0004624** 0,0001692	0,0006658*** 0,0001657
Ancien <sup>2</sup>	0,0000132* 6,46e-06	8,02e-06 6,38e-06
Tplein	-0,1016416*** 0,0010138	-0,0967441*** 0,0009848
Eff12	-2,65e-08** 9,29e-09	-3,96e-08*** 9,15e-09
Ls		-0,1401263*** 0,0016156
Ms		-0,1010049*** 0,0014559
N	1444416	1444416

### D. Estimation avec l'Enquête R&D

	(1) logsal Enquête R&D	(2) logsal Enquête R&D
Intrd	0,0017451*** 0,0000814	0,0008149*** 0,0001296
Ls x Intrd		0,0014109*** 0,0001562
Ms x Intrd		0,0001475 0,0001562
Âge <sup>2</sup>	-0,0003513*** 2,93e-06	-0,0003161*** 2,84e-06
Ancien	0,0059497*** 0,0000973	0,0060942*** 0,0000941
Ancien <sup>2</sup>	-0,0001313*** 4,32e-06	-0,0001359*** 4,21e-06
Tplein	-0,0785425*** 0,0005816	-0,0740261*** 0,0005558
Eff12	1,56e-07*** 8,47e-09	1,28e-07*** 8,31e-09
Ls		-0,1837997*** 0,001019
Ms		-0,1258223*** 0,000924
N	4094130	4094130
R <sup>2</sup> within	0,1228	0,1543