L'impact du CIR sur l'emploi dans la R&D du secteur privé : une revue critique

Evens Salies

▶ **To cite this version:**

Evens Salies. L'impact du CIR sur l'emploi dans la R&D du secteur privé : une revue critique. Revue de l'OFCE, 2021, Varia, 5 (175), pp.67-104. 10.3917/reof.175.0067 . hal-03573130

HAL Id: hal-03573130

https://sciencespo.hal.science/hal-03573130

Submitted on 8 Mar 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Distributed under a Creative Commons Attribution - ShareAlike 4.0 International License

L'IMPACT DU CIR SUR L'EMPLOI DANS LA R&D DU SECTEUR PRIVÉ
UNE REVUE CRITIQUE

Evens Salies[1]
Sciences Po, OFCE

Cet article propose une revue de la littérature des évaluations quantitatives du Crédit d'impôt recherche (CIR) sur les personnels affectés à la R&D dans les entreprises. Après un rappel des canaux d'impact du CIR sur la demande de chercheurs, nous présentons les résultats de la littérature relatifs à l'efficacité puis à l'efficience du dispositif. Ceux-ci révèlent que le CIR stimule l'embauche des docteurs dans les entreprises, avec cependant un effet d'aubaine pour les docteurs-ingénieurs. Dans les TPE, les aides à la R&D (CIR inclus) augmentent l'emploi aidé au détriment de l'emploi standard et de l'emploi total. La réforme de 2008 du CIR a impacté positivement le salaire des chercheurs (effet Goolsbee), relativement plus que la productivité. La majorité des dépenses de R&D étant des dépenses salariales, ces résultats mitigés du CIR sur l'emploi pourraient contribuer à expliquer le peu d'effet de levier macroéconomique du CIR sur la R&D. Nous concluons l'article par des suggestions de réformes du dispositif et des pistes de recherches sur les méthodes.

Mots clés : politique publique de la recherche, R&D, crédit d'impôt recherche, évaluation d'impact.

1. Toute ma gratitude à Vincent Touzé et au rapporteur, dont les suggestions m'ont permis d'améliorer ce travail. Je remercie Pierre Courtioux et Sarah Guillou pour leurs commentaires sur une version antérieure de cet article ainsi que Pierre Le Mouël, Michaël Sicsic, Jimmy Lopez, Arthur Guillouzouic et Clément Malgouyres pour les éclaircissements sur certains points de leurs études respectives. Toute erreur résiduelle m'incombe. Les opinions tenues dans l'article n'engagent que son auteur

Introduit dans la Loi de finance de 1982, le Crédit d'impôt recherche (CIR) bénéficie à presque 16 000 donneurs d'ordre de la R&D en 2018. Son montant est passé de plusieurs centaines de millions d'euros en moyenne entre 1990 et 2004, à plus de sept milliards prévus pour 2022 (Saint-Martin, 2021), faisant du dispositif la première niche fiscale pour les entreprises de recherche qui y recourent. À titre de comparaison, les aides directes à la R&D représentent aujourd'hui un peu plus de 2,5 milliards (Eurostat, 2021). Cette envolée du coût du CIR a motivé plusieurs évaluations aux enjeux importants (sur les enjeux de l'évaluation des politiques publiques, voir le rapport Morel-à-l'Huissier et Petit de 2018, ainsi que Baslé *et al.*, 2018).

Le Parlement est supposé s'appuyer sur ces évaluations pour réformer le CIR de manière cohérente, en lien avec les autres dispositifs visant à soutenir la R&D (il en existe une dizaine ; voir CNEPI, 2016). Ces évaluations sont aussi lourdes d'enjeux politiques, comme l'attestent le rejet en 2015 au Sénat d'un rapport sur les effets d'aubaine du dispositif, et sa remise en cause par une partie des personnels sous tutelle du ministère de l'Enseignement supérieur, de la recherche et de l'innovation (MESRI). Ces derniers se sentent lésés, le CIR représentant environ 40 % du budget du périmètre recherche de la mission interministérielle « recherche et enseignement supérieur » (MIRES) depuis quelques années (Henriet, 2018)[2], et deux fois et demie la subvention du CNRS.

Les premières évaluations du CIR ont surtout considéré son impact sur les dépenses de R&D en niveau, ou exprimées en termes de stock ou flux de connaissances (voir Salies, 2017). Les dernières évaluations du CIR se penchent plus systématiquement sur l'emploi et les salaires des travailleurs dans les métiers de la R&D, reconnaissant que ces variables sont de bonnes proxy de la dépense de R&D. Le présent article offre une revue bibliographique critique des effets du CIR sur les personnels de R&D. La revue couvre une dizaine d'années d'études, allant de Cahu *et al.* (2010) à Bach *et al.* (2021).

Cette revue s'articule autour de deux questions : les entreprises actives dans la production de R&D qui ont recours au CIR auraient-elles eu moins de main-d'œuvre sans le dispositif ? Si oui, le supplément de

2. Le CIR appartient au programme 172 (« recherches scientifiques et technologiques pluridisciplinaires ») de la MIRES, et relève du MESRI. Le budget recherche de la MIRES est d'environ 15 mds d'euros en 2019.

main-d'œuvre est-il à la hauteur de l'aide publique ? Ces deux questions renvoient respectivement à l'efficacité et l'efficience du CIR sur l'emploi dans la recherche[3]. Les résultats des études que nous avons parcourues permettent de conclure que le CIR est plutôt efficace sur l'emploi aidé dans le privé. En revanche, il est peu efficient, probablement à cause d'effets d'aubaine et de substitution, devenus plus importants depuis la réforme de 2008.

La suite de cette revue comporte quatre sections. La section 1, à la fois théorique et empirique, distingue les études selon deux niveaux d'analyse de la demande de travail : le prix de la R&D (sous-section 1.1) et la productivité (sous-section 1.2). La section 2 porte sur l'efficacité du CIR sur l'emploi affecté à la R&D, estimée dans des modèles économétriques reposant pour la plupart sur la construction de groupes témoins. Nous avons regroupé ces modèles en fonction des types d'emplois étudiés : les chercheurs et personnel d'appui (sous-section 2.1), et le cas particulier des jeunes docteurs (sous-section 2.2). Nous traiterons de l'efficience du CIR dans la section 3. Cette section sera l'occasion d'aborder le problème de mesure de l'efficience du CIR sur l'emploi (sous-section 3.1), et le sujet des effets d'aubaine et de substitution du dispositif (sous-section 3.2). Enfin, la section 4 résume les principaux résultats retenus et les confronte aux réformes du CIR en relation avec l'emploi. Nous suggérons également des pistes de recherches futures telles que l'impact du CIR sur les effectifs publics de la recherche et les conséquences de la suppression récente du doublement de l'assiette pour les dépenses sous-traitées. D'autres modifications législatives du CIR mériteraient d'être évaluées. Nous pensons par exemple à celle de 2014, qui conditionne l'aide pour le recrutement de docteurs à l'effectif de R&D.

Nous nous sommes efforcés dans cette revue de contextualiser les différents travaux en ajoutant des statistiques sur l'emploi et autres indicateurs relatifs à la R&D du secteur privé. Avant d'attaquer notre revue, il nous paraît important de souligner les difficultés d'évaluation du CIR en général (voir l'encadré).

3. Pour Baslé *et al.* (2018), une politique publique est efficace si elle produit les effets attendus. Cette définition a l'avantage de ne pas dépendre de la méthode d'évaluation (qualitative, quantitative, contrefactuelle, etc.). Appliquée au sujet de notre revue de la littérature, une réforme du CIR visant à soutenir la R&D est efficace si elle accroît l'emploi à la R&D. L'effet doit être significatif. Les auteurs donnent une définition simple de l'efficience dans le cas particulier de deux politiques publiques efficaces. La plus efficiente est la moins coûteuse (à coûts identiques, la plus efficiente est celle ayant l'effet le plus grand).

Encadré. **Quelques difficultés méthodologiques d'évaluation du CIR**

Comme pour de nombreux dispositifs fiscaux (CICE jusqu'en 2018 ou CITE)[4], des modifications législatives du CIR sont introduites quasiment chaque année (CNEPI, 2019, annexe 4). Il arrive même que plusieurs modifications législatives soient introduites la même année. Ce fut le cas lors de la réforme de 2008 : incitation à la sous-traitance (hausse de deux millions d'euros du plafond sur les dépenses de personnel déclarées correspondant à des activités de R&D sous-traitées à des laboratoires publics), retrait du plafond de 16 millions d'euros pour les dépenses réalisées en propre, et retrait de la part dite incrémentale (l'aide était en partie assise sur l'accroissement des dépenses déclarées d'une année) avec hausse du taux appliqué à la part en volume introduite en 2004. Non seulement l'évaluation de plusieurs modifications du CIR, mais capturée par un seul traitement, affaiblit la validité interne des études (voir Shadish *et al.*, 2002), mais n'aide pas beaucoup à l'élaboration de réformes ciblées du dispositif. Les chercheurs pourraient focaliser l'évaluation sur une seule modification législative à la fois, mais il faudrait pour cela réduire considérablement la période étudiée, le champ de l'étude, et donc prendre le risque d'introduire des biais de petit échantillon.

La taille relativement faible du nombre d'entreprises de R&D de contrôle commence également à poser un problème, en particulier pour l'évaluation de la réforme de 2008, depuis laquelle le taux de recours au CIR n'a cessé d'augmenter. En 2013 déjà, plus que 19 % des entreprises de R&D n'avaient pas recours au dispositif. Or, certaines méthodes d'appariement nécessitent de posséder un grand réservoir d'entreprises témoins (Imbens et Rubin, 2015). L'approche event study, utilisée pour la première fois par Bach *et al.* (2021), contourne ce problème. Mais également l'approche structurelle de Lopez et Mairesse (2018), qui porte sur les entreprises de R&D sans distinguer celles ayant recours au CIR. Le problème de cette dernière approche est qu'elle introduit un biais de contamination et ne cherche pas à atténuer le biais de sélection.

Dernière difficulté. L'impact du CIR sur la main-d'œuvre affectée à la R&D pourrait dépendre d'autres subventions du travail. Pour certaines entreprises de recherche, les aides annuelles à l'emploi peuvent représenter jusqu'à 75 % des aides à la R&D. À part Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) et, dans une moindre mesure Bozio *et al.* (2019), les évaluations ignorent les interactions possibles avec d'autres dispositifs. Nous reviendrons sur ce point lorsque nous évoquerons l'inefficience du CIR sur l'emploi dans les très petites entreprises (TPE).

4. Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi et crédit d'impôt transition énergétique, respectivement.

1. Les principaux canaux d'impact du CIR sur les effectifs affectés à la R&D : prix de la R&D, salaires et productivité

Cette section s'appuie principalement sur l'évaluation microéconométrique *ex post* de Mulkay et Mairesse (2018), qui actualise et complète Mulkay et Mairesse (2011, 2013). Ces trois études ne mesurent pas l'effet du CIR sur l'emploi, mais reposent sur une modélisation d'un prix d'usage du stock de connaissances (sous-section 1.1), qui est l'un des deux canaux d'impact du CIR sur l'emploi dans la littérature. L'autre canal est la productivité (sous-section 1.2), modélisée par Lopez et Mairesse (2018) et par Le Mouël et Zagamé (2020) dans un modèle de simulation, avec croissance-endogène et bouclage macroéconomique. Cette dernière étude modélise aussi le phénomène peu abordé des tensions sur les salaires des chercheurs induites par la réforme de 2008, mis à part dans l'évaluation macroéconométrique *ex ante* de Cahu *et al.* (2010).

1.1. Prix d'usage du stock de connaissances et salaires

Ce prix, que nous allons définir, est fonction du (ou des) taux statutaire(s) du CIR dans la loi. Sans cela, ce prix n'aurait aucun intérêt. Sans rentrer dans les détails du calcul du montant du crédit d'impôt, notons qu'un an avant la réforme de 2008, la « formule » pour le calcul de ce montant (hors plafonnement) était approximativement 40 % x ΔD + 10 % x D, où ΔD et D représentent l'accroissement et le niveau des dépenses de R&D déclarées à l'administration fiscale par l'entreprise[5]. En 2008, le législateur a retiré la part « en accroissement » et remplacé le taux de 10 % par un barème dégressif : 30 % pour tout euro de D en-deçà de 100 millions d'euros, 5 % au-delà. Un taux de 50 % au lieu de 30 était appliqué certaines années pour les primo accédants et les entreprises sorties du CIR depuis au moins cinq ans ; la Corse et l'Outre-Mer bénéficient de taux bonifiés. Le taux implicite du CIR (la part de la dépense fiscale dans les dépenses déclarées) est très dispersé autour de 30 % (les valeurs vont de 5 à 90 %). Courtioux *et al.* (2019) expliquent cette dispersion non seulement par le barème dégressif et le taux bonifié, mais aussi par les facteurs suivants : résultat fiscal négatif et report de créances. Lopez et Mairesse (2018) trouvent

5. Les dépenses déclarées au titre du CIR ne sont pas celles réalisées pour l'exécution des travaux de R&D sur le territoire national (la DIRDE). La DIRDE inclut l'investissement corporel plutôt que son amortissement, et un 'périmètre' des dépenses de personnel plus large : la masse salariale du personnel d'appui est entre autres prise en compte (Courtioux *et al.*, 2019).

des taux implicites d'environ 25 % en 2008 et 2012, en moyenne (avec la dépense réalisée au dénominateur).

L'approche théorique standard du prix de la R&D, depuis Hall (1993), consiste à modéliser ce prix comme un coût d'usage du stock des connaissances accumulées par l'entreprise. C'est une adaptation au stock de connaissances des travaux de Jorgenson (1963) et Hall et Jorgenson (1967) sur le capital physique. Ce prix dépend du (ou des) taux statutaire(s) et de paramètres tels que le taux de dépréciation du stock de connaissances, le taux statutaire d'imposition des sociétés et le taux d'intérêt. Mulkay et Mairesse (2011, équation A.12) proposent une variante élaborée de ce prix, déduite de la solution à un problème de maximisation de dividendes actualisés, dans lequel le stock des connaissances accumulées par l'entreprise est l'unique facteur de production. Une version épurée du modèle, qui suppose une entreprise finançant sa R&D sur fonds propres, du CIR au taux γ% et des aides directes non-remboursables représentant η % de la R&D, permet d'écrire le coût d'usage comme suit :

$$c(p,\gamma) \equiv p(1-\eta)\left(1-\frac{\gamma}{1-\tau}\right)(\delta+\rho-\pi).$$

L'influence des salaires à la R&D est prise en compte dans p, supposé inclure d'autres dépenses unitaires (prix de location des machines, loyers, etc.). Les paramètres τ, δ et $\rho-\pi$ représentent respectivement le taux d'imposition des sociétés (IS), le taux de dépréciation annuel du stock des connaissances accumulées par l'entreprise, et le taux de rendement réel de l'entreprise (la différence entre le taux de rendement requis par l'actionnaire sur les fonds propres, ρ, et l'inflation $\pi \equiv \Delta p/p$). Le modèle permet aussi de trouver le prix implicite de la R&D, $p(1-\eta)(1-\tau-\gamma)$ (le multiplicateur de Lagrange du problème d'optimisation considéré par Mulkay et Mairesse, 2011, p. 37).

$c(p,\gamma)$ peut être calculé pour différentes valeurs des paramètres, à condition qu'ils puissent être calibrés. Nous pouvons par exemple mesurer l'effet à court-terme de l'adoption du CIR (ou d'une réforme) sur c pour chaque entreprise. Pour une entreprise bénéficiant pour la première fois au dispositif et imposée au taux d'IS de 26,5 % (le taux normal en 2021), il suffit de calculer le taux de variation de $c(p,\gamma)$, avec et sans CIR. La baisse du prix d'usage, que l'on peut mesurer ainsi, $c(p,\gamma)/c(p,0)-1=-\gamma/(1-\tau)$ est de 40,8 %. Le calcul de l'effet de la réforme de 2008 sur le prix d'usage d'une entreprise déjà au CIR en 2007 est plus compliqué, à cause du changement de barème (voir Mulkay et Mairesse, 2018, tableau 1).

La littérature économique retient l'idée d'un lien, mesuré par un coefficient, entre le stock de capital de R&D et son coût d'usage ; une façon d'évaluer l'impact du CIR est de considérer qu'il réduit le coût d'usage. Lopez et Mairesse (2018) considèrent $c(p,\gamma)$ comme variable explicative dans une équation d'intensité de l'emploi dans la R&D. Tandis que chez Mulkay et Mairesse (2011, 2013 et 2018), le coût d'usage est un déterminant du taux de variation du capital de R&D.

Bien qu'influents, les travaux de Mulkay et Mairesse portant sur l'évaluation de la réforme de 2008 du CIR ignorent un possible effet-prix (effet d'équilibre partiel) de la réforme de 2008. Certes, les salaires rentrent dans le prix d'usage à travers la variable p, mais sous une forme très réduite, de sorte que le taux de décroissance du prix d'usage calculée précédemment ne dépend ni de p, ni de π. Or, le passage du CIR d'un à six milliards en quelques années a très probablement provoqué un choc positif sur la demande de chercheurs – aux différents salaires pratiqués – notamment de jeunes docteurs dans les TPE (*cf. infra*). C'est plausible dans la mesure où la règle fiscale pour le calcul du CIR est largement assise sur les salaires. Les dépenses de personnel « environnées » (rémunérations des personnels éligibles au CIR, augmentées des dépenses de fonctionnement, qui sont calculées proportionnellement aux salaires à la R&D) représentent 75 à 80 % de l'assiette annuelle du CIR (Courtioux *et al.*, 2019 ; MESRI, 2020).

Cahu *et al.* (2010), ainsi que Le Mouël et Zagamé (2020) incorporent des tensions sur les salaires dans leurs modèles. Cahu *et al.* (2010) ont simulé *ex ante* l'effet de la réforme de 2008 sur la demande de chercheurs des entreprises en intégrant la pression à la hausse sur les salaires des chercheurs consécutive à la montée en puissance du CIR dès 2008 et l'introduction du « CIR jeunes docteurs » dix ans plus tôt. Cet effet-prix pourrait avoir dominé l'effet volume associé au choc positif susmentionné, de sorte que le stock de connaissances aurait plus augmenté en valeur qu'en volume (nous reviendrons sur ce point lorsque nous évoquerons un possible effet Goolsbee du CIR). L'évaluation *ex ante* menée par ces auteurs s'appuie sur deux modélisations concurrentes des tensions sur les salaires. Une modélisation côté demande, dans laquelle le taux de variation du salaire dépend de $(i-\gamma)\epsilon_d$. La différence $i-\gamma$ mesure le taux de variation de l'effort privé de R&D (la différence première du logarithme de l'effort de R&D), et l'élasticité de la demande de travail $\epsilon_d \in]0;1[$ est supposée d'autant plus élevée que le CIR attire des chercheurs venant de l'étranger. La deuxième modélisation intro-

duit la tension du côté offre. Le taux de variation du salaire dépend de n/ϵ_s, avec n le taux de variation du nombre de chercheurs, et ϵ_s, l'élasticité de l'offre de travail au salaire anticipé[6].

Dans le modèle de microsimulation de Le Mouël et Zagamé (2020), les tensions sur les salaires dans la recherche et, par contagion, dans d'autres secteurs, sont modélisées à partir d'une courbe de Phillips augmentée. C'est-à-dire, dans chaque secteur, le salaire de chaque catégorie de travailleur dépend de l'inflation anticipée, du taux de variation de la productivité du travail, et de l'écart entre les taux de chômage effectif et structurel. Une diminution de cet écart est source de tensions sur les salaires.

L'effet Phillips est calibré à 1,1 pour le travail qualifié, et à 0,35 pour le travail peu qualifié (une baisse du taux de chômage d'un point de pourcentage entraîne une hausse de 0,35 % du taux de salaire réel pour cette catégorie de travailleurs). Le scénario dans lequel l'État parviendrait à contenir les tensions inflationnistes sur les salaires est examiné en calibrant ces effets à 0. Contrairement au modèle de Cahu *et al.* (2010), Le Mouël et Zagamé (2020, p. 86) supposent l'immobilité du travail international, de sorte que les chercheurs situés à l'étranger ne contribuent pas aux tensions à la hausse sur les salaires dans la recherche en France.

Dortet-Bernadet et Sicsic (2017), qui évaluent l'efficacité des aides à la R&D (y compris le CIR) sur l'emploi dans les TPE-PME, calculent un « salaire moyen » de nature plus comptable que le coût d'usage du capital R&D. Il s'agit d'un salaire net des aides[7]. Les aides sont disponibles dans les différentes sources (GECIR, enquête R&D, base des Jeunes entreprises Innovantes, JEI). Les dépenses de personnel consacrées à la R&D doivent en revanche être reconstituées (dans le cas des entreprises bénéficiant seulement du JEI, les dépenses sont calculées à partir des exonérations de cotisations, du salaire moyen des ingénieurs, etc.). Une hypothèse importante dans cette étude est que les entreprises ont recours aux aides à la R&D pour abaisser le coût de

6. Il serait intéressant de combiner les modèles théoriques de Cahu *et al.* (2010) et de Mulkay et Mairesse (2011) afin de prendre en compte les tensions sur le marché du travail dans le second. En posant $w_p + 0{,}5\epsilon_d\ (i-y) + 0{,}5\,n/\epsilon_s \equiv \pi$, avec w_p le taux de variation de la productivité des chercheurs et ϵ_s l'élasticité de l'offre de travail, on obtient un coût d'usage du stock de connaissances plus riche : $p\,(1-\eta)(1-\gamma/1-t)(\delta+\rho-w_p-0{,}5\epsilon_d\,(i-y)-0{,}5n/\epsilon_s)$.

7. La population des petites et jeunes entreprises de recherche n'étant que partiellement couverte par l'Enquête Recherche et Développement, les auteurs se focalisent sur les aides relatives à l'emploi consacré à la R&D. Elles constituent la grande majorité (trois quart) des aides à la R&D.

l'emploi hautement qualifié (HQ), noté L^{HQ}, qui couvre un périmètre plus large que celui des chercheurs et ingénieurs de recherche à la R&D (Dortet-Bernadet et Sicsic, 2015, p. 30). Nous avons :

$$\text{Coût moyen de l'emploi HQ} = \frac{\text{Dépenses de personnel HQ} - \text{CIR} - \text{exonérations} - \text{subventions}}{L^{HQ}} \equiv w^{net},$$

où w^{net} est donc le coût salarial moyen net de subvention pour l'employeur (« final » dans l'article), obtenu après avoir retiré le montant des aides à la R&D. Les auteurs font rentrer ce coût dans une équation de demande de travail HQ. Cette équation est issue d'un programme de maximisation du profit qui n'est pas développé par les auteurs (nous reviendrons sur le modèle et ses résultats concernant l'efficacité du CIR dans la prochaine section).

L'approche en termes de prix d'usage du capital R&D est la plus répandue dans les modèles théoriques portant sur les crédits d'impôts – en France et à l'étranger – en faveur de la R&D. En particulier dans les études internationales (voir Montmartin, 2013, la revue de Hall et Van Reenen, 2000, ou plus récemment, Guceri, 2018 pour la Grande-Bretagne). Guceri (2018) évoque la possibilité que le pouvoir de négociation des salariés renchérisse les salaires des chercheurs, sans qu'il y ait augmentation des effectifs. C'est la définition d'une offre de travail inélastique (dans le modèle de Cahu *et al.*, 2010, cela revient à faire tendre ϵ_s vers 0). Lokshin et Mohnen (2013) introduisent également du pouvoir de négociation des chercheurs à travers un paramètre de partage du profit entre actionnaires et salariés, dans un modèle théorique écrit sous forme réduite.

1.2. La productivité du travail

Lopez et Mairesse (2018) étudient l'impact du CIR sur les effectifs des différentes catégories de salariés des entreprises affectés à la production de R&D (les chercheurs, les personnels non-chercheurs et l'emploi total), et sur la productivité du travail. Ils suivent deux approches économétriques. La première consiste à estimer un modèle R&D-innovation-productivité à la Crépon-Duguet-Mairesse, plus connu sous le nom de modèle CDM (voir Lopez et Mairesse, 2018, section 2). Le personnel dans la R&D, ou le nombre de chercheurs, servent de mesure de l'innovation[8]. La seconde approche vise à estimer

8. Les auteurs estiment d'autres spécifications où l'innovation est mesurée par des variables muettes indiquant par exemple si l'entreprise fait des innovations de produits et services, de procédés.

une équation de demande de travail, au niveau de l'ensemble des personnels de l'entreprise. Les auteurs mobilisent l'enquête communautaire sur l'innovation (enquête CIS) dans laquelle les entreprises sont interrogées sur leurs pratiques en matière d'innovation. Ils mobilisent les données CIS de la période 2002-2012, avec une rupture de données en 2005 et 2009, ainsi que les données de l'enquête R&D française, afin d'obtenir une mesure du nombre de chercheurs.

La spécification du modèle CDM que nous retenons pour cette revue critique, relie l'intensité de R&D au coût d'usage du stock de connaissances, les effectifs de R&D (ou le nombre de chercheurs) à l'intensité de R&D, et la productivité aux effectifs. Dans la deuxième équation (respectivement, la troisième), les valeurs de l'intensité de R&D (resp. de l'effectif à la R&D) sont celles prédites à partir de la première (resp. la deuxième) équation. C'est la deuxième équation qui nous intéresse plus particulièrement.

Chaque équation inclut des variables de contrôle et la variable dépendante retardée. L'intensité de R&D est mesurée par la dépense de R&D rapportée à l'emploi total, et la productivité par le chiffre d'affaires rapporté à l'emploi total. Le modèle révèle un faible effet de l'intensité de R&D sur la main-d'œuvre à la R&D, et aucun effet sur le nombre de chercheurs. Ces effets n'ont pas le signe attendu : ils sont négatifs ! Nous proposons quelques explications plus loin.

Suivant la seconde approche, le taux de variation des effectifs affectés à la R&D est relié à l'effectif initial, au taux de variation du chiffre d'affaires et à des variables muettes indiquant si l'entreprise fait des innovations de produits et services ou de procédés.[9] Des contraintes imposées par l'enquête CIS ne permettent pas aux auteurs d'évaluer *ex post* la réforme de 2008 (la vague d'enquêtes 2010-2012 n'est pas retenue dans l'analyse). Ils trouvent que l'innovation de produits et services joue positivement sur l'emploi, contrairement à l'innovation de procédé. Les premières seraient donc plus influencées par le CIR, probablement car les dépenses associées aux innovations de procédé (organisationnelles, marketing, etc.) ne sont que partiellement comptabilisées comme des dépenses de R&D (p. 11 de l'étude). C'est un résultat cohérent au regard de la littérature sur les effets des innovations sur l'emploi (voir Duhautois *et al.*, 2019).

9. Les valeurs des variables muettes d'innovation sont prédites à partir du modèle CDM. Je remercie Jimmy Lopez pour cette précision.

Un résultat intéressant est l'effet du CIR sur la productivité du travail (dans le modèle CDM) qui dépend de la mesure de l'innovation considérée. Si l'innovation est mesurée par l'effectif à la R&D, ou le nombre de chercheurs, il n'y a pas d'effet. Lorsque l'innovation est mesurée à partir d'une variable muette indiquant si l'entreprise fait une innovation de produits ou nouveaux services pour le marché (tableau 2, p. 14 de l'étude de Lopez et Mairesse), les auteurs trouvent qu'une baisse de 10 % du coût d'usage du capital R&D entraîne une hausse de 12,9 % de l'intensité de R&D et de 0,4 % de la productivité à court-terme (18,4 % et 1,1 % à long-terme).

Les auteurs justifient l'absence d'effet de l'intensité de R&D sur les effectifs dans la R&D et le nombre de chercheurs, en invoquant des biais d'échantillon (p. 27 de leur étude). En effet, la fusion des enquêtes CIS et R&D fait perdre plus de la moitié des observations (il en reste 1337 après fusion). Les auteurs font cependant remarquer que ce problème affecte surtout l'équation de la productivité (la troisième et dernière équation). Or, nous nous intéressons plutôt aux effets sur la main-d'œuvre (la deuxième équation).

Il pourrait aussi y avoir un problème d'omission de variables retardées, comme dans Bozio *et al.* (2019, p. 66) par exemple. Bien que le nombre d'observations y soit environ égal à deux fois et-demi celui de Lopez et Mairesse (2018), la réforme de 2008 n'a pas non-plus d'effet sur les effectifs dans la R&D dans les régressions où cette variable et le chiffre d'affaires retardés sont inclus. La significativité des coefficients devant les variables retardées (notamment le coefficient de la variable dépendante) montre que la « prise en compte de la dynamique des relations augmente fortement le pouvoir explicatif du modèle » au détriment d'autres effets (Lopez et Mairesse, 2018, p. 13).

Dernière remarque. L'élasticité-prix de –1,29 de l'intensité de R&D est discutable (–1,84 à long-terme). En effet, l'élasticité comme mesure de sensibilité suppose de petites variations du prix, en occurrence le coût d'usage du capital de connaissances. Or, ce coût aurait baissé de 32,6 % en 2008, si on utilise la formule à la page 8 de Lopez et Mairesse (2018), $-\gamma/(1-\gamma)$, qui est légèrement différente de celle donnée dans la sous-section 1.1 (γ vaut ici 24,6 %, le taux implicite du CIR par rapport aux dépenses de R&D déclarées dans l'enquête CIS). En combinant ces résultats, nous déduisons une hausse de l'intensité de R&D de –32,6 x –1,29 = 42 % à court-terme (env. 60 % à long-terme). L'effet paraît énorme, révélant une possible incohérence dans

le modèle, qui est de considérer les dépenses de R&D plutôt que le stock de capital R&D au numérateur de l'intensité de R&D. En effet, rappelons que la définition du coût d'usage c, introduit dans la sous-section 1.1, fait référence au stock de R&D et non à la dépense. Dans une analyse de sensibilité des résultats, dans laquelle les auteurs utilisent le stock, l'élasticité de l'intensité (du stock) de R&D passe de -1,29 à -0,57. Cette dernière valeur nous paraît plus pertinente.[10]

Dans le modèle de croissance endogène de Le Mouël et Zagamé (2020), la productivité du travail dépend de l'innovation technologique. Le CIR stimule l'innovation technologique via une fonction tridimensionnelle dont une des « dimensions » est la R&D. Pour être plus précis (voir les pages 61-64 de l'étude), le modèle est tel que plus un secteur investit en R&D, plus il est en mesure d'absorber les connaissances générales scientifiques et technologiques pour les transformer en innovation technologique (« effet d'intensité »). L'innovation améliore la productivité totale (innovation de procédé), au détriment de l'emploi (« effet TFP »). Les conditions pour que l'emploi augmente avec la production sont décrites dans l'article ; l'une d'elle est un effort de R&D constant, ce qui sous-entend quelque part que le CIR doit être maintenu. Par ailleurs, la croissance de la productivité influence les salaires *via* l'effet Phillips décrit dans la sous-section 1.1. Plus précisément, les différentiels de gains de productivité déterminent la hausse des salaires dans chaque secteur.

Les auteurs présentent les résultats pour l'emploi dans deux scénarios, sous l'hypothèse d'un effet de levier de 1 du CIR sur la R&D. Dans le premier scénario, la réforme de 2008 est maintenue jusqu'en 2016 (en 2017 on revient au CIR pré-réforme). Dans le second scénario, qui est celui que nous retenons, la réforme de 2008 est maintenue jusqu'en 2038 !

Le modèle inclut trois catégories de personnel : les chercheurs (la même variable que celle utilisée dans le graphique 1 du présent article), et les emplois qualifiés et non qualifiés en dehors de la recherche. Dès l'application de la réforme, 10 000 emplois de chercheurs sont créés, 9000 de personnels qualifiés et 32 000 de non qualifiés en dehors de la recherche. Le bilan en 2018 est que pour un emploi créé dans la recherche, 2,5 emplois le sont en dehors ; il y a 113 000 emplois créés au total cette année. L'emploi créé dans la

10. Pages 35-36, les auteurs justifient ces faibles élasticités quand l'intensité de R&D dépend du stock de R&D.

recherche stagne à partir de 2018 (30 000 par an en moyenne sur la période 2008-2030). Ce chiffre, très élevé en apparence, doit être interprété comme des créations nettes : les 30 000 emplois créés par la réforme sont maintenus chacun au moins 23 ans.

L'arrivée d'innovations est créatrice d'emplois dans les autres catégories (l'effet d'intensité mentionné précédemment). Les tensions sur les salaires dans la recherche (effet Phillips) se transmettent à d'autres secteurs, et se répercutent sur les salaires des autres catégories d'emploi. Ces tensions détériorent la compétitivité, conduisant à un essoufflement du potentiel de croissance (il suffit de retirer l'effet Phillips du modèle pour qu'il n'y ait plus d'essoufflement ; p. 111 de l'étude). On peut remarquer que cet effet est plus déterminant que celui résultant du comportement d'entreprises qui utilisent les baisses de coûts induites par le renforcement du CIR en 2008 pour accroître leurs marges à l'exportation.

2. L'efficacité du CIR sur l'emploi dans la R&D : les entreprises auraient-elles eu moins de main-d'œuvre sans le dispositif ?

Cette section regroupe des études dans lesquelles le prix de la R&D n'intervient pas. Nous avons regroupé ces études en trois sous-ensembles.

Le premier sous-ensemble s'appuie sur les résultats de l'évaluation macroéconométrique *ex ante* de Cahu *et al.* (2010) et le modèle de simulation de Le Mouël et Zagamé (2020).

Le deuxième sous-ensemble inclut les évaluations microéconométriques *ex post* de Bozio *et al.* (2019), de Dortet-Bernadet et Sicsic (2015, 2017) sur les petites entreprises, de Duguet (2012) sur la période pré-réforme 2008, l'étude de Courtioux *et al.* (2019) et, plus récemment, l'évaluation de Bach *et al.* (2021), qui étendent le travail de Bozio *et al.* à un échantillon plus grand, et mesurent l'emploi dans les Déclarations Annuelles des Données Sociales (DADS) plutôt que l'Enquête Recherche et Développement. La mesure des effets du CIR sur l'emploi dans ces évaluations repose sur la construction de groupes témoins. Nous évoquerons également l'étude sur données nationale et départementale de Métivier *et al.* (2015) qui, dans un protocole avant-après sans groupe de contrôle, ni modèle économique sous-jacent, s'intéressent néanmoins au problème de reclassement du personnel affecté à la R&D.

Ces deux sous-ensembles d'études sont regroupés dans la sous-section 2.1. Le troisième sous-ensemble d'études (sous-section 2.2) inclut plus particulièrement les évaluations du dispositif jeune docteur par Margolis et Miotti (2015) et Giret *et al.* (2018), qui s'appuient sur les enquêtes génération du Cereq.

2.1. La demande de chercheurs

Dans leur l'évaluation *ex ante* de la réforme de 2008, Cahu *et al.* (2010) conditionnent l'évolution de la demande de chercheurs à celle de la DIRDE. Dans le modèle avec tensions du côté demande (celui faisant intervenir ϵ_d), la demande de chercheurs s'obtient en égalisant le coefficient multiplicateur de la DIRDE au produit des coefficients multiplicateurs du salaire moyen et du nombre de chercheurs. Ce produit sépare les effets prix et volume. Sous l'hypothèse d'une hausse de la productivité du travail de 2 % et d'une élasticité de la demande de travail par rapport au salaire (ϵ_d) de 0,2, le nombre de chercheurs augmente au taux :

$$\frac{1+i}{1+0{,}02+0{,}2(i-y)} - 1.$$

où i est le taux de croissance de la DIRDE, et y celui du PIB.

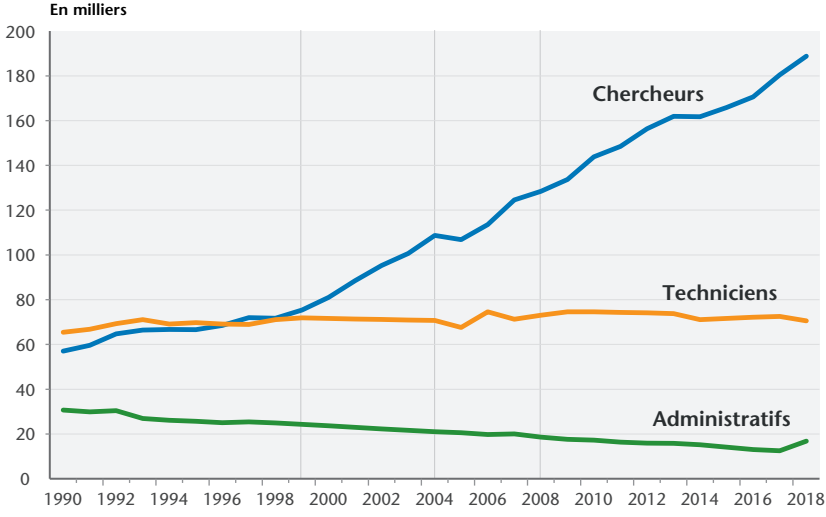
Une approche similaire est utilisée dans le cas où les tensions sur les salaires des chercheurs sont modélisées à l'aide du ratio n/ϵ_s où n est le taux de croissance des effectifs des chercheurs, et ϵ_s est l'élasticité de l'offre de travail aux salaires anticipés. Les auteurs prédisent une hausse de 25 % du nombre de chercheurs à l'horizon 2018-2020, soit un effectif en équivalent temps plein (ETP) égal à 156 000 à cet horizon.

Cette prédiction de Cahu *et al.* (2010) est clairement inférieure aux observations (l'effectif est 188 817 en 2018). Le graphique ci-dessous montre l'évolution des effectifs dans la R&D dans les entreprises sur la période 1990-2018. La courbe qui s'envole est celle des chercheurs, dont les salaires sont éligibles au CIR. Il s'agit des docteurs et ingénieurs de recherche (docteurs ou pas) et des diplômés d'un Master ou équivalent. Entre 2007 et 2018, l'effectif de cette catégorie a augmenté de 52 %. L'effectif des personnels d'appui ayant eu tendance à stagner, voire baisser pour les administratifs, l'effectif total n'a augmenté que de 28 % sur cette période.

Par ailleurs, la prédiction de Cahu *et al.* (2010) n'est pas l'effet de la réforme de 2008 du CIR sur l'emploi des entreprises qui y ont recours. Elle introduit un biais de contamination, dans la mesure où l'effet de la

réforme est simulé sur la DIRDE de toutes les entreprises de R&D. Ce biais est probablement moins fort en fin de période puisqu'en 2013 déjà, 90 % des entreprises de R&D d'au moins 5000 salariés et 75 % des TPE ont recours au CIR (Courtioux *et al.*, 2019).

Graphique. **Effectifs des personnels de R&D dans les entreprises (1990-2018)**



Notes : effectif en équivalent temps plein (ETP). Les droites verticales en 1999, 2004 et 2008 indiquent respectivement l'année d'introduction du CIR « jeune docteur », l'introduction d'une part « volume » dans l'assiette du CIR et la réforme de 2008 du CIR.
Source : Eurostat (base « Ensemble du personnel de R&D par secteur d'exécution, occupation et sexe », rd_p_persocc) et calculs de l'auteur.

Le modèle de Le Mouël et Zagamé (2020) ne fait pas non-plus cette distinction (ni d'ailleurs ceux de Mulkay et Mairesse, 2011, 2013 et 2018). Il simule une économie avec et sans renforcement du CIR dès 2008.

L'introduction du dispositif du CIR en faveur des jeunes docteurs en 1999 pourrait expliquer l'envolée du nombre de chercheurs, entretenue ensuite par les réformes de 2006 et 2008 (l'efficacité de ce dispositif sera discutée dans la prochaine sous-section[11]). Avant d'aborder cette catégorie de chercheurs, intéressons-nous d'abord au cas général, sans distinction de types.

11. Le rapport du MENESR (2014) explique l'envolée du nombre de chercheurs par la bulle Internet. Cette hypothèse n'a, à notre connaissance, jamais été testée.

Des explications complémentaires se trouvent dans les travaux corroborant l'hypothèse d'une efficacité du CIR sur la demande de chercheurs. Bozio *et al.* (2019) trouvent que pour l'ensemble des entreprises de recherche, les effectifs de travailleurs affectés à la R&D ont augmenté entre 2008 et 2011, relativement à l'effectif stagnant des autres personnels. Ils évaluent la réforme de 2008 à partir de protocoles en double et triple différences, permettant de contrôler des variables potentiellement corrélées avec l'emploi et la décision des entreprises de demander le CIR[12].

Le groupe témoin comprend les entreprises de R&D n'ayant pas recours au CIR sur une période de huit années : quatre pré-réforme (2004-2007) et quatre post-réforme (2008-2011). Le groupe test est constitué d'entreprises y recourant sur les huit années ou seulement post-réforme. Dans le premier cas, l'effet mesuré est celui de la réforme. Dans le second, c'est l'effet d'avoir recours au CIR réformé qui est mesuré, tout en limitant les effets d'anticipation d'entreprises qui auraient pu réagir à l'annonce de la réforme (pendant les présidentielles de 2007). Dans les deux cas, il s'agit de mesurer les effets du CIR à la marge intensive (les entreprises font de la R&D sur les huit années). Les auteurs contrôlent aussi les aides de Bpifrance, de deux manières. Dans le protocole en double différence, la régression inclut le montant des aides. Dans celui en triple différence, les entreprises aidées forment un groupe témoin supplémentaire.

L'effet du CIR sur les personnels de R&D des entreprises aidées serait compris entre 9 et 17 % selon la spécification considérée. En nous appuyant sur les statistiques descriptives du papier, un effet de 10 % correspond en moyenne à cinq travailleurs en moins à la R&D par entreprise après 2008, si celles-ci n'avaient pas bénéficié du CIR. Les estimations ne sont cependant pas très précises. Par exemple, pour l'effet de 17 % ci dessus, l'intervalle de confiance est [9,6 ; 25,0] au risque de première espèce de 1 %. Le protocole en triple différence conduit à des résultats de même ampleur. Quant à l'effet « différentiel » de la réforme (sur les entreprises qui étaient déjà dans le dispositif), il varie entre 9 et 10 % (l'intervalle de confiance s'étale de 4,2 à 15,8 %).

La spécification en double-différence et la définition du groupe test considérées par Bozio *et al.* (2019) permettent d'identifier l'effet de la réforme de 2008 du CIR, mais au prix de restrictions, concernant la

12. Meyer (1995) discute ce type de protocole.

population, d'abord. En effet, les entreprises sélectionnées dans le groupe test ont simultanément recours au CIR, et une fois rentrées dans le CIR, elles n'en sortent pas (staggered design). La deuxième restriction est de supposer que l'effet de la réforme est homogène. L'hypothèse d'un effet hétérogène de la réforme dans le temps (du fait des micro-réformes annuelles du dispositif) nous paraît plus plausible.

L'évaluation *ex post* de Bach *et al.* (2021) s'appuie sur un protocole par étude d'événements (event study design) permettant de relâcher les restrictions susmentionnées. Chaque entreprise (ou unité légale du groupe fiscal) ayant eu recours au CIR au moins une année sur la période 2004-2016, est affectée à une cohorte (année de premier recours). Les auteurs retiennent plusieurs variables de résultat relatives aux personnels de R&D (plus précisément, les ingénieurs et cadres d'étude à la R&D, les techniciens de R&D, et les techniciens d'étude et de développement informatique ; voir Bach *et al.*, 2021, pp. 24 à 25). Celle qui nous intéresse ici est la probabilité d'employer plus de g ingénieurs dans l'entreprise, avec $g \in \{1;3;5;10\}$, d années après le recours.

La première analyse, qui porte sur les cohortes 2008-2016 (les entreprises rentrées dans le CIR l'année de la réforme ou après), révèle que cette probabilité est plus forte d'environ 11 % pour $g = 1$ et 3 % pour $g = 10$, un an après recours ($d = 1$). L'analyse sur les entreprises des cohortes 2004-2007 et ayant été exposées à la réforme de 2008 (la spécification économétrique comporte une variable de plus capturant cet événement), révèle des effets de 7 % et 2,5 % pour les mêmes g, et $d = 1$. L'effet est moindre tout simplement parce que ces entreprises bénéficiaient de la réforme de 2004 du CIR, qui comportait déjà une part en volume.

L'efficacité de la réforme de 2008 sur l'emploi est étudiée à partir du même modèle que celui utilisé pour l'analyse de la cohorte 2004-2007, mais en contrôlant le biais d'endogénéité de la variable de recours. Les auteurs relâchent l'hypothèse implicite, faite jusqu'ici, de date de recours exogène, indépendante de l'activité de R&D de l'entreprise. On peut considérer qu'en 2006 il n'y a pas encore d'effet d'anticipation de la réforme de 2008 sur le recours au CIR (dans Salies, 2020, nous suggérons au contraire que la réforme pouvait être anticipée dès 2006 par certaines entreprises). Le coefficient associé au passage du CIR pré-réforme au CIR réformé mesure l'effet à la marge intensive de la réforme. La probabilité d'employer au moins 1 ingénieur une année après le recours est plus forte de 2,5 points de pourcentage (celle de recruter au moins 10 ingénieurs n'est plus significative). La réforme n'a

aucun effet sur la part des salaires des ingénieurs dans le total des salaires. En revanche, les salaires des ingénieurs + techniciens augmentent plus vite que la valeur ajoutée (voir la sous-section 1.2 sur la productivité). Ces mêmes relations causales étudiées par taille d'entreprise (microentreprises et PME d'un côté, entreprises de taille intermédiaire et grandes entreprises de l'autre) révèlent que les effets que nous venons d'évoquer ne sont significatifs que pour les microentreprises et les PME.

Ces résultats sont moins forts que ceux obtenus par Duguet (2012), dont l'étude porte sur les années antérieures à 2004. L'auteur trouve un effet de 7 à 13 points certaines années, et de 6 à 10 points dans la sous-population d'entreprises dont les dépenses de R&D augmentent. Ce choix de sous-population s'explique par la nature incrémentale du CIR à l'époque : le CIR de l'année t était assis sur la hausse des dépenses de par rapport à une moyenne de celles de $t-1$ et $t-2$.

Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) adoptent deux approches pour évaluer l'efficacité des aides à la R&D sur l'emploi dans les microentreprises et les PME, avant et après la réforme de 2008 du CIR. Les auteurs adoptent d'abord un modèle que nous appelons comptable, très intuitif, mais qui met de côté le problème éventuel d'endogénéité des salaires des entreprises aidées. Puis, un modèle théoriquement fondé de demande de travail, qui atténue le problème d'endogénéité de manière élégante, ainsi que le problème de biais de sélection.

Rappelons que les aides considérées représentent, ensemble, environ 75 % des aides à la R&D des TPE-PME. Il s'agit des créances CIR relatives aux dépenses de personnel, les exonérations dont bénéficient les JEI depuis 2004, et les subventions du travail. Il est pertinent de considérer l'efficacité des aides cumulées dans la mesure où la majorité des entreprises de l'échantillon (80 % en 2010) recevant une aide directe (régionale, nationale, européenne) ont aussi bénéficié d'une aide fiscale (JEI et/ou CIR). Presque toutes les entreprises considérées comme aidées (88,4 %) ont eu recours au moins une fois au CIR sur la période. La période retenue (2003-2010) inclut les réformes radicales de 2004 et 2008 du CIR (le dispositif JEI n'a pas été réformé sur la période).

Les PME de l'échantillon représentent 80 à 90 % des bénéficiaires du CIR selon les années, et reçoivent environ 1/3 de la créance (ces chiffres sont stables depuis une dizaine d'années)[13]. Les allègements de

13. Rappelons qu'il s'agit des entreprises de moins de 250 salarié-es, et dont le chiffre d'affaires et le bilan sont inférieurs à deux millions d'euros.

cotisations sociales en faveur des JEI ne pèsent rien à côté du CIR, mais correspondent quand même à près de 20 % des aides directes à la R&D des TPE. Les aides sont calculées, comme chez Bozio *et al.* (2019) à partir de la base GECIR pour le CIR, des données de l'Acoss pour le dispositif JEI et de l'enquête R&D pour les aides directes.

Le calcul de l'emploi annuel dans la R&D attribuable aux aides (en %), l'emploi aidé financé dans l'article, est simplement :

$$\text{Emploi aidé} = \frac{\text{Aides €}}{\text{Salaire moyen €}}.$$

Les professions retenues pour le calcul du salaire moyen sont les mêmes que celles de l'étude de Bach *et al.* (2021) décrites précédemment. Le salaire moyen $\widehat{w}_{IN,t}$ est estimé à partir d'un règle de proportionnalité : $(w_{\text{RD,2008-2010}} / w_{\text{IN,2008-2010}})\ w_{IN,t} \equiv \widehat{w}_{IN,t}$, $t =$ 2003, …,2010. La variable $w_{\text{IN},t}$ est le salaire moyen des ingénieurs + techniciens en t. Les variables $w_{\text{RD,2008-2010}}$ et $w_{\text{IN,2008-2010}}$ sont les salaires moyens à la R&D de ces professions sur la période 2008-2010. Le ratio des deux est supposé constant sur la période. Les auteurs trouvent qu'entre 2003 et 2010, l'emploi aidé a augmenté de 233 % dans les TPE, et a été multiplié par près de cinq dans les PME (hors TPE) ; voir Dortet-Bernadet et Sicsic (2015, p. 20). Nous verrons l'évolution de l'emploi non-aidé dans la prochaine section sur l'efficience du CIR.

L'approche en termes de demande de travail HQ, s'appuie sur une équation de régression dynamique :

$$L_{HQ,t} = f(w^*_{IN,t}, L_{HQ,t-1}, CA_t, CA_{t-1}).$$

Nous avons omis les effets individuels, temporels et le terme d'erreur. Les variables de chiffre d'affaires CA servent à apparier les groupes de traitements, en suivant la méthode du score de propension (la probabilité qu'une entreprise soit aidée au moins une fois depuis 2004). Le sous-échantillon retenu n'inclut que des entreprises de R&D satisfaisant certaines conditions : elles ont le statut de TPE au moins une année sur la période 2000-2010, ont de l'emploi HQ au moins deux années, etc. (voir l'article). Le groupe de contrôle inclut des entreprises qui n'ont jamais été aidées, et celles qui ne le sont pas encore en t.

Le salaire moyen HQ$w^*_{IN,t}$ est un salaire relatif pour les entreprises aidées, obtenu en enlevant le montant des aides à la R&D, $w^*_{IN,t} = w_{IN,t}$ – Aides. Il est endogène pour deux raisons. Un biais de simultanéité : les créances CIR sont fonction de l'augmentation de la R&D,

elle-même corrélée à la variation d'emploi. Donc $w_{IN,t}$ est fonction de l'emploi. Une seconde raison est que les aides directes qu'une entreprise reçoit dépendent de son dynamisme en termes de R&D et d'innovation, qui sont aussi des facteurs de croissance de $w^*_{IN,t}$. Ces facteurs non observés sont dans le terme d'erreur. Les auteurs instrumentent cette variable pour chaque entreprise aidée, avec ΔCA_{t-1} (supposé exogène à court-terme pour de petites entreprises), $\Delta L_{HQ,t-1}$ et la variable suivante :

$$\Delta w^*_{IN,t} \approx s_{HQ} \Delta \ln(1-\gamma_{it}) + \Delta w_{IN,t}.$$

Le coefficient S_{HQ} est la part de l'emploi HQ consacré à la R&D (cette part est calculée pour une date qui précède des réformes ayant conduit au changement du taux du CIR). La variable γ_{it} est le taux du CIR entre 2004 et 2010. Et enfin, $\Delta w^*_{IN,t}$ et $\Delta w_{IN,t}$ sont les taux de variation des variables de salaires définies plus haut. Deux hypothèses motivent l'insertion de γ dans l'équation : les aides servent à subventionner l'emploi HQ, pas seulement celui à la R&D, et une modification de la règle fiscale ($\Delta\gamma_{it}$) n'a pas d'influence à court-terme sur la part de l'emploi HQ (S_{HQ} n'est pas indicé par t).

Nous ne retenons ici que l'estimation de l'effet des aides sur l'évolution de $L_{HQ,t}$ en 2010 par rapport à une année de référence pré-réforme, 2007, ce qui permet de mieux prendre en compte la réforme de 2008 du CIR. L'estimation est obtenue à partir d'un protocole en double différence appliqué à $\Delta L_{HQ,t}$, mais après que cette variable ait été décomposée de manière à pouvoir vérifier l'hypothèse de tendances communes (voir Dortet-Bernadet et Sicsic, 2017, p. 16). Les auteurs trouvent un supplément d'emploi HQ égal à 830 emplois qualifiés à temps plein (EQTP). Nous discuterons de l'efficience de ce résultat dans la prochaine section.

2.2. La demande de jeunes docteurs

Penchons-nous sur l'efficacité du CIR spécifique à l'embauche de « jeunes » docteurs dans les entreprises. Ce dispositif (DJD par la suite) fut introduit en 1999 dans la loi n° 99-587, dite « loi Allègre ». À notre connaissance, il existe deux évaluations de son efficacité, celles de Margolis et Miotti (2015) et de Giret *et al.* (2018). En 2014, les crédits d'impôt au titre du DJD avoisinent cent millions d'euros (MESRI, 2018) et continuent d'augmenter. L'entreprise est éligible au DJD lors de l'embauche de titulaires d'une thèse de 3e cycle obtenue en France ou

son équivalent international (le jeune docteur peut être le dirigeant de l'entreprise). Le dispositif fut modifié significativement en 2004, 2006 et plus radicalement en 2008.

La fonction première du DJD est de corriger une discrimination à l'embauche des docteurs, relativement aux ingénieurs, en particulier ceux issus des grandes écoles (avec ou sans thèse). Le pourcentage d'ingénieurs accédant à la R&D en CDI est environ le double de celui des docteurs à spécialité équivalente. Moins d'un chercheur sur cinq en entreprise a un doctorat (Giret *et al.*, 2018, p. 8 ; MESRI, 2017). C'est un peu plus dans les grandes entreprises multinationales (ANRT, 2018). La part des docteurs dans l'effectif des chercheurs et ingénieurs de R&D est passée de 13,5 % en 2007 à 12 % en 2015. Parmi les jeunes diplômés entrant dans la recherche en 2015, 14 % sont de jeunes docteurs (1,4 point de moins qu'en 2007).

Il est possible que cette situation résulte de la stagnation, depuis 2011, du nombre de doctorats délivrés en France (14 000 par an, en moyenne), et de la baisse tendancielle, du nombre d'inscriptions en doctorat depuis 2009 (MESRI, 2021). Certes, le nombre de thèses CIFRE allouées annuellement est en constante augmentation depuis 2000, avec une probabilité d'être en CDI plus élevée de 44 % pour les docteurs-ingénieurs CIFRE que pour les docteurs-ingénieurs non-CIFRE (convention industrielle de formation par la recherche)[14], trois ans après la soutenance (Guillouzouic et Malgouyres, 2020). Mais le nombre annuel d'allocations de CIFRE n'est passé que de 1200 environ en 2007 à 1500 en 2018. De plus, le recrutement d'un doctorant en CIFRE semble s'accompagner d'une augmentation permanente du nombre de techniciens de R&D, qui n'ont pas de thèse, mais dont les salaires sont éligibles au CIR (*ibidem*, p. 66).

Une autre explication de la part relativement faible du nombre de docteurs dans les entreprises est de nature plus sociologique, et mériterait que nous nous y penchions dessus dans une recherche future. Disons brièvement qu'il existerait une dichotomie entre, d'une part, des écoles où la formation est plus fondée sur le concours et la professionnalisation que sur la recherche. Et, d'autre part, des universités, dont les thésards ne seraient pas suffisamment connectés au monde de l'entreprise[15]. À domaine de recherche équivalent, le jeune

14. Le CDI signé par le docteur peut-être dans le secteur privé ou public.

15. « La recherche peut être un réel apport pour nombre d'enjeux de politiques publiques », entretien d'Antoine Petit par Sylvain Henry, Acteurs Publics, 5/06/2019.

docteur ayant fait tout son parcours à l'université serait discriminé car jugé trop spécialisé, pas assez polyvalent, et moins opérationnel qu'un ingénieur. L'appréciation est différente si la thèse est obtenue dans le cadre d'une CIFRE. D'après Giret *et al.* (2018), cette situation s'expliquerait moins par l'aptitude à produire des innovations brevetables (le docteur n'est pas moins productif ; Gonthier-Maurin, 2015, p. 184), que par des difficultés à valoriser la thèse. C'est sans doute la raison pour laquelle on n'observe pas de discrimination importante au niveau des salaires : le docteur, avec ou sans spécialité d'ingénieur (voir Margolis et Miotti, 2015, p. 10 pour la signification de « spécialité d'ingénieur ») est en moyenne mieux rémunéré que l'ingénieur[16].

En 2005, 260 entreprises bénéficiaient du DJD ; c'est environ 1600 en 2013 et 1900 en 2015 (les grandes entreprises sont relativement peu nombreuses à l'utiliser, pour une raison que nous ignorons ; MESRI, 2018, p. 148). Depuis 2008, le salaire chargé (hors cotisations non-obligatoires, CRDS et CSG) est compté double dans l'assiette du CIR les deux premières années (voir CNEPI, 2019)[17]. Ceci revient à avoir un taux de CIR de 60 % sans doubler l'assiette. Idem pour les dépenses de fonctionnement induites par l'activité des docteurs. Ainsi, pour 1 euro de super brut (hors CRDS et CSG), l'entreprise récupère 1,2 euro de déduction d'impôt par le CIR. Ces mesures s'appliquent pour le premier recrutement en CDI du docteur, à condition que l'effectif du personnel de recherche salarié de l'entreprise soit au moins égal à celui de l'année précédente.

Margolis et Miotti (2015) ont estimé l'effet de la réforme de 2008 du DJD – sur l'embauche des docteurs en CDI à la R&D – relativement aux réformes de 2004 et 2006. Leur étude porte sur les diplômé-es ayant quitté le système éducatif entre octobre 2003 et octobre de l'année suivante (la cohorte 2004). Les docteurs furent suivis puis interrogés en 2007 sur leur parcours professionnel dans le cadre des enquêtes Génération du Cereq. Comparée à celle de l'ensemble des diplômé-e-s, la probabilité d'embauche des docteurs augmente de 26,3 % par rapport à celle des ingénieurs, grâce à la réforme. L'effet « cumulé » des trois réformes sur la probabilité d'embauche de jeunes docteurs de spécialité ingénieur n'est en revanche que de 3 %.

16. À cette discrimination s'ajoutent des logiques réticulaires (recruteurs issus des mêmes écoles, relais d'information sur les offres d'emplois disponibles) et des moyens financiers supérieurs dans les écoles.

17. CRDS et CSG signifient respectivement Contribution pour le remboursement de la dette sociale et Contribution sociale généralisée.

Giret *et al.* (2018) étendent ce travail en comparant l'accès à l'emploi de la cohorte de 2004 à une cohorte test, celle exposée à la réforme de 2008. Ils trouvent que la réforme a accéléré l'embauche de docteurs de spécialité d'ingénieur : la probabilité de sortie du chômage augmente significativement de 26,7 % par rapport à celle des ingénieurs (ce résultat est très proche des 26,3 % du paragraphe précédent). Mais, la durée d'accès à l'emploi est toujours plus importante pour les docteurs. Probablement que la condition énoncée dans le paragraphe précédent (effectif du personnel de recherche qui ne diminue pas), freine le recours au dispositif (voir Gonthier-Maurin, 2015, p. 181, sur ce point). Notons que ces résultats sont cependant fragiles pour la raison que les auteurs ne connaissent pas les caractéristiques des docteurs qui ont effectivement fait bénéficier leur entreprise du DJD. Certes, les données mobilisées dans ces enquêtes incluent des variables de contrôle de l'hétérogénéité des diplômé-es (âge, genre, …, profession ou catégorie socioprofessionnelle dans l'entreprise, embauche dans la R&D ou pas, etc.), mais peu de variables clés portant sur les entreprises.

3. L'efficience du CIR sur l'emploi dans la R&D : la hausse des effectifs est-elle à la hauteur de l'aide publique ?

L'efficience d'une politique publique peut se mesurer en comparant son coût aux résultats obtenus (Baslé *et al.*, 2018). Une mesure courante de l'efficience du CIR sur les dépenses de R&D consiste à rapporter une différence de dépenses de R&D dans deux états (avec et sans CIR) au montant de CIR supposé avoir entraîné cette différence. On obtient ainsi un nombre pur, appelé multiplicateur du CIR. On le compare naturellement à la valeur 1. S'il est inférieur à 1, il y a un problème d'efficience.

Nous n'avons trouvé qu'une évaluation d'impact du CIR permettant d'apprécier l'efficience du CIR sur l'emploi, celle de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017). Les auteurs ne calculent pas de multiplicateur, mais comparent des suppléments d'aides à la R&D (CIR inclus ; voir plus loin), entre 2007 et 2010 par exemple, à des variations d'effectifs estimés pour l'emploi aidé et l'emploi standard (non-financé par des aides, i.e. financé en propre). Nous faisons remarquer que l'inexistence de multiplicateurs du CIR ne concerne pas que l'emploi. Elle concerne également les dépôts de brevets. L'évaluation d'impact de Bozio *et al.*

(2019) illustre parfaitement ce point. Les auteurs estiment l'efficacité du CIR sur les dépenses de R&D, l'emploi et les brevets, mais n'estiment des multiplicateurs que pour la première variable. C'est la même chose chez Duguet (2012).

La littérature n'est toutefois pas indifférente au sujet de l'efficience du CIR sur les effectifs des entreprises de R&D. Certains auteurs évoquent des effets d'aubaine (l'entreprise a recours au CIR pour des projets qu'elle aurait réalisés de toute façon), plus particulièrement à propos de la réforme de 2008 (CNEPI, 2019)[18]. En effet, depuis la réforme, une entreprise réduisant son effectif de chercheurs peut avoir plus de créances qu'une entreprise plus petite qui peine à l'augmenter (il existe un garde-fou ; *cf.* sous-section 2.2 concernant les docteurs). La première n'aurait tout simplement pas été aidée avant 2004, puisque le crédit d'impôt était fonction de la variation des dépenses de R&D ; voir CNESER (2019), Neubig *et al.* (2016) et Mulkay et Mairesse (2013, p. 749) pour qui le CIR était incrémental afin notamment de limiter les effets d'aubaine. Après avoir soulevé le problème de mesure de l'efficience du CIR sur l'emploi (sous-section 3.1), nous verrons la littérature lacunaire sur ce sujet (sous-section 3.2).

3.1. Le problème de la mesure de l'efficience du CIR sur l'emploi

Afin d'appréhender le problème que pose la mesure de l'efficience du CIR sur l'emploi, rappelons ce que l'on entend par effet d'addition, de levier, d'aubaine et de détournement. Considérons la situation d'une population d'entreprises imposables rentrant dans le CIR post-réforme 2008 (pour simplifier, on modélise la marge extensive). Nous dirons qu'il y a additivité si une entreprise qui déduit C euros de CIR de ses impôts post-réforme, dépense C euros de R&D supplémentaire par rapport au montant qu'elle aurait dépensé si elle n'avait pas eu recours au dispositif (nous reprenons ici la définition de Cahu *et al.*, 2010, mais notons que chez ces auteurs il s'agit d'accroissement dans le temps). Il y a effet de levier si l'entreprise ajoute au moins C euros (l'aditionnalité correspond à un effet de levier de 1), et de détournement si elle ajoute moins de C euros[19]. L'effet d'aubaine est plus subtil et peut mieux s'appréhender avec un peu de modélisation.

18. De tels effets sont généralement inévitables en matière de niche fiscale (Baslé, 2019, p. 55).
19. Nous parlons de détournement plutôt que d'éviction. L'éviction est plus pertinente pour le cas d'aides directes (des subventions régionales à la R&D, comptablement ajoutées aux dépenses de R&D) qui se substituent à des dépenses de R&D de l'entreprise. Tandis que pour une aide fiscale comme le CIR, rien n'oblige l'entreprise à l'utiliser pour des dépenses de recherche future.

Définissons les dépenses contrefactuelles de R&D (nous ignorons l'effet des aides directes), par $R(D)$, avec $D = 1$ (l'entreprise a recours au CIR) et $D = 0$ sinon. Notons le montant déduit des impôts par $C(1)$. Nous pouvons alors définir le multiplicateur de type bang-per-buck suivant[20] :

$$E\left(\frac{R(1)-R(0)}{C(1)}\middle|D=1\right) \equiv M_P.$$

Avec cette définition, qui est proche du multiplicateur M_p de Duguet (2012), l'effet d'addition correspond à $M_p = 1$ (valeur de référence), l'effet de levier à $M_p >= 1$. Une définition de l'effet d'aubaine stipule (voir par exemple Bach *et al.*, 2021, p. 17) que l'on a affaire à des entreprises ayant recours au CIR pour des projets qu'elles auraient de toute façon réalisés. L'effet d'aubaine est plus subtil que l'absence d'effet. $M_p = 0$ n'est pas égal à zéro parce que $R(1)$ n'est pas affecté par le CIR, mais parce que $R(0)$, qui n'est pas observable pour les traités, est aussi élevé que $R(1)$. Nous reviendrons sur l'intérêt de pouvoir détecter cet effet dans la conclusion.

Dans le cas où R est des dépenses de R&D, le multiplicateur est un nombre pur, pas très éloigné de 1 dans les études. Supposons que l'effet du CIR sur chaque bénéficiaire, $(R(1) - R(0))/R(0)$, soit constant ; notons-le λ. Substituons $R(1)/(1 + \lambda))$ à $R(0)$, $R(0)$ n'étant pas observable pour $D = 1$. On obtient :

$$M_P = \frac{\lambda}{1+\lambda} E\left(\frac{R(1)}{C(1)}\middle|D=1\right).$$

Puis supposons que $E(R(1)/C(1)|D = 1)$ soit environ égal à l'inverse de $E(C(1)/R(1)|D = 1)$, cette dernière espérance étant égale au taux implicite moyen du CIR $(C(1)/R(1)$ est observable pour $D = 1)$. Prenons un taux de 0,2 (*cf.* sous-section 1.1). Supposons également que $\lambda = 16$ %, valeur que nous tirons de Bozio *et al.* (2019, tableau 4.1). Nous obtenons $M_p \approx 0{,}69$, qui est un nombre pur.

3.2. L'efficience de la réforme de 2008 du CIR sur l'emploi affecté à la R&D

Supposons maintenant que R désigne les effectifs affectés à la R&D. Dans ce cas, la valeur de référence n'est plus le nombre pur $M_p = 1$,

20. Chez Mulkay et Mairesse (2011 ; 2013 ; 2018), le multiplicateur est de la forme $\mathrm{E}[(R_t - R_{t-1})/C_t]$, en supposant que toutes les entreprises ont recours au CIR. Notons-le M_t. Mulkay et Mairesse (2013) prédisent M_{T_0+1}, M_{T_0+2}, ..., après avoir estimé un modèle économétrique dynamique pour R_t sur la période allant de 1 à T_0, l'année de la réforme.

car R/C rapporte des effectifs à des euros. Puisqu'on modélise la marge extensive, l'inverse de ce ratio mesure le coût public par emploi créé[21]. Malgré l'absence de valeur seuil pour R/C dans la littérature sur le CIR, nous y avons néanmoins trouvé des éléments de réflexion sur l'efficience du CIR.

Cahu *et al.* (2010) n'ont pas calculé de multiplicateur permettant d'évaluer leur prédiction de + 25 % de chercheurs sur la période 2007-2020. Toutefois, en nous appuyant sur les hypothèses et résultats contenus dans leur étude, nous trouvons presque un effet d'addition sur les salaires. Soulignons qu'il s'agit d'un effet macroéconomique, sans distinction des entreprises de R&D ayant recours ou pas au CIR ; en effet, leur simulation repose sur l'hypothèse d'une « croissance tendancielle de la DIRDE […] de 2 % par an en volume à partir de 2006 » hors réforme, et d'un effet de levier de 2 avec réforme.

Les hypothèses et résultats que nous avons mobilisés sont les suivants. Le coefficient multiplicateur du salaire est égal à celui de la DIRDE, sous l'hypothèse d'une part constante des salaires dans la DIRDE. Considérons le taux de croissance annuel moyen des salaires sur la période 2007-2020 de 2,4 % (approche par la demande adoptée par Cahu *et al.*, 2010, p. 333, voir supra, sous-section 1.1), un effort budgétaire de 0,13 point de PIB (identique également à celui calibré par Le Mouël et Zagamé, 2020) et un surcroit de PIB à l'horizon 2022 de 0,6 point de pourcentage (on suppose qu'il s'agit de 2020). En notant par ailleurs la DIRDE et le PIB en 2007 respectivement par R_0 et Y_0, l'effet capitalisé sur la DIRDE en 2020 vaut $(1 + 0{,}024)^{14}R_0 - (1 + 0{,}02)^{14}R_0$, le montant du CIR, $0{,}0013(1 + 0{,}006)Y_0$. Enfin, $R_0/Y_0 = 0{,}0174$ (p. 329, *ibidem*). Le multiplicateur est égal à :

$$\frac{(1+0{,}024)^{14}-(1+0{,}02)^{14}}{0{,}0013\times(1+0{,}006)} \times 0{,}0174 \approx 0{,}89.$$

Cette valeur se rapproche de l'unité mais reste inférieure.

Bozio *et al.* (2019) ne calculent pas de multiplicateur sur l'emploi, tout en affirmant qu'il s'agit du poste de dépenses le moins exposé aux effets d'aubaine, car moins prompt à compter dans les dépenses de R&D déclarées des activités non-éligibles au CIR. Une raison serait le coût d'opportunité de renégociation des contrats de travail. Cependant, à la p. 64 de leur étude, les auteurs évoquent un effet d'aubaine

21. Nous remercions l'éditeur d'avoir suggéré cette interprétation.

de la réforme de 2008 pour expliquer le niveau plutôt faible des multiplicateurs du CIR sur la R&D. Sachant l'importance des dépenses de personnel dans les entreprises de recherche et dans l'assiette du CIR (*cf.* sous-section 2.1), on peut penser que les multiplicateurs sont en réalité faibles sur l'emploi.

Métivier *et al.* (2015) suggèrent au contraire un détournement du CIR dans les entreprises de plus de 500 employés, à cause de l'aubaine que représentait la réforme de 2008. Ils décèlent une forte corrélation entre le recrutement de cadres de R&D et la créance nationale au titre du CIR à partir de 2007. Les auteurs suggèrent (p. 26) qu'il y aurait eu des requalifications a posteriori de personnels non-éligibles au CIR (des administratifs, par exemple) en personnel éligible. Le nombre de chercheurs aurait en fait augmenté moins vite que celui des cadres. Il s'agirait de « cadres déclarés comme recrutés en [R&D, mais qui] ne [seraient] pas des chercheurs ». À la vue du graphique 1 de la section 2, il pourrait aussi s'agir de techniciens dont l'effectif est un peu plus élevé entre 2006 et 2013, avant de revenir à sa valeur pré-réforme.

Contrairement à Métivier *et al.* (2015), Bozio *et al.* (2019) ne concluent pas dans leur étude que la réforme de 2008 aurait entraîné des « effets de reclassification ». En effet, le graphique à la page 54 de leur étude montre que l'évolution des effectifs non-R&D épouse celle des personnels de R&D entre 2009 et 2011[22]. Cependant, nous notons un fort décrochage entre 2008 et 2009 qui, à notre avis, infirme leur conclusion. La question de la requalification mériterait une étude à part entière, à partir des données DADS. Ces résultats sont exploratoires car, dans ces parties de leurs études, ni Métivier *et al.* (2015), ni Bozio *et al.* (2019) ne distinguent les entreprises au CIR.

À la même période, l'ex-parlementaire Brigitte Gonthier-Maurin abordait les possibles effets d'aubaine du CIR, dans un projet de rapport qui ne fut finalement pas adopté par le Sénat (Gonthier-Maurin, 2015). Le prix Nobel de physique Serge Haroche, et l'administrateur au Collège de France, Alain Prochiantz, ont eux aussi fait part de leur préoccupation sur le sujet du « détournement » du CIR. C'est notamment la baisse des dépenses de R&D dans des secteurs tels que l'industrie pharmaceutique (-1,5 %) et les télécommunications (-6,9 %) entre 2013 et 2014, qui amena à s'interroger sur ce point. Les person-

22. Le coefficient multiplicateur entre 2009 et 2011 calculé à partir des données du graphique 5.2 de leur étude, est à peu près égal à 52/43 pour l'emploi R&D et 500/405 pour l'emploi non-R&D, soit 1,21 et 1,23.

nels de recherche du premier secteur ont le plus baissé, avec respectivement -6,3 % et -8,7 % (MENESR, 2016). Cette baisse est concomitante à celle de l'investissement (-5,8 % en volume), alors que l'industrie manufacturière investissait +2,1 % sur la même période (Insee, 2017).

Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) s'intéressent à l'efficience du CIR sur l'emploi (couplé à des subventions directes du travail) de manière plus explicite que dans les autres études. Les résultats de l'approche comptable et du modèle microéconométrique de demande de travail ne sont pas encourageants : l'accroissement des aides stimule l'emploi aidé, mais il est en moyenne supérieur à l'accroissement de l'emploi. Dans chacune des deux approches, les auteurs calculent l'emploi à la R&D n'ayant pas bénéficié des aides (l'emploi financé en propre, que nous appellerons aussi l'emploi standard à la R&D, par la suite), à partir de la relation suivante au niveau du nombre de salariés à la R&D :

$$\text{Emploi non aidé} = \text{Emploi} - \text{Emploi aidé}.$$

Rappelons que les auteurs estiment l'emploi dans la R&D à partir de l'emploi hautement qualifié (HQ). Comme pour l'estimation du salaire, ils utilisent des moyennes sur les années 2008-2010 pour chacune des variables suivantes : l'emploi HQ noté $L_{HQ,2008\text{-}2010}$ et l'emploi à la R&D, $L_{RD,2008\text{-}2010}$. Sous l'hypothèse de stabilité du rapport $(L_{RD,2008\text{-}2010}/L_{HQ,2008\text{-}2010})$, l'emploi à la R&D estimé est donné par $(L_{RD,2008\text{-}2010}/L_{HQ,2008\text{-}2010})L_{HQ,t}$.

L'approche comptable révèle que l'emploi aidé a augmenté au détriment de l'emploi non-aidé : -45 % pour les TPE, et -16 % environ pour les PME (hors-TPE). Ces résultats indiquent des effets d'aubaine, à la suite de l'augmentation des aides à la R&D à partir de 2008. Une explication empirique (voir Dortet-Bernadet et Sicsic, 2015, p. 19) est que l'emploi total a augmenté moins vite que l'emploi aidé (surtout entre 2007 et 2010). Cette approche est très intéressante, mais elle ne permet pas de bien appréhender le mécanisme causal sous-jacent, entre les aides à la R&D et l'emploi à la R&D, aidé ou pas, dans la mesure où les auteurs n'étudient pas la mobilité du personnel dans l'entreprise. En effet, il se pourrait que certaines entreprises aient optimisé leur main-d'œuvre en affectant comptablement des postes existants non-aidés, de techniciens par exemple, à des tâches de R&D éligibles au CIR. Nous avons déjà évoqué ce point dans le paragraphe sur l'étude de Métivier *et al.* (2015) dans cette sous-section. Mais il se pourrait aussi qu'il n'y ait pas eu d'effet d'aubaine, les entreprises

recourant au CIR post-2008 ayant probablement plus innové. Les auteurs n'ayant pas retenu l'innovation comme variable de résultat à côté des effectifs salariés, nous ne pouvons malheureusement pas discuter ce point.

Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) développent ensuite un modèle microéconométrique (celui que nous avons sommairement décrit à la section précédente), plus crédible que l'approche comptable. Il serait trop long ici de détailler les différentes étapes conduisant au modèle final. Nous renvoyons le lecteur à la version de 2015 de l'article, dans laquelle ces étapes sont détaillées.

Les auteurs obtiennent des valeurs plus ou moins élevées concernant l'augmentation de l'emploi aidé, suivant que le montant du CIR correspondant aux dépenses de fonctionnement est retiré des aides ou pas. Et selon qu'ils considèrent des entreprises ayant déjà de l'emploi HQ en 2003, donc bien avant la réforme de 2008, la comparaison de l'accroissement de l'emploi dans la R&D à l'accroissement des aides donne des résultats différents. En effet, il ressort que 24 % seulement de l'ensemble des aides à la R&D, versées entre 2008 et 2010, sont utilisés pour embaucher à la R&D quand l'année de référence est 2007. Et un peu moins de la moitié (44 % du supplément d'aide versée entre 2004 et 2010, période qui correspond à la montée en puissance du CIR) quand l'année de référence est 2003. Globalement, les aides à la R&D ont eu un impact positif mais nettement inférieur à l'augmentation des aides reçues.

Pierre Mohnen, dans une lecture critique de l'article publiée la même année (Mohnen, 2017), parle d'un effet d'éviction (le terme est, selon nous, mal choisi ; *cf.* la note de bas de page 19 du présent article), qui s'expliquerait notamment par le fait que les TPE ne font pas assez de bénéfices (voire pas du tout) pour juger intéressant de déduire du CIR dans une logique d'avance sur trésorerie. C'est différent des grandes entreprises (MESR, 2006, p. 25), qui optimisent le coût de la R&D avec le CIR. Depuis 2009, ces entreprises ont droit à la restitution immédiate des créances plutôt que du solde de l'impôt net du CIR, à condition que celui-ci soit négatif. La date d'entrée de cette mesure (2009 alors que la période étudiée par Dortet-Bernadet et Sicsic s'arrête en 2010) ne permettrait pas à l'effet du CIR de se déployer complètement. De plus, la mesure concerne un plus grand nombre d'entreprises (moins de 250 salariés, réalisant un chiffre d'affaires de 50 millions d'euros maximum, ou un bilan annuel de 43 millions d'euros au plus) que celles

considérées dans l'étude, ce qui limite la capacité de cette dernière à capturer l'efficacité du dispositif.

Le résultat négatif pour les TPE, obtenu par Dortet-Bernadet et Sicsic (2017), est aussi à mettre en relation avec les éléments théoriques de tensions sur les salaires présentés dans la section 1 (voir aussi MESR, 2006) et la formule de l'emploi aidé dans la section 2. Le CIR aurait eu un effet sur la masse salariale via une augmentation des salaires versés aux cadres de la R&D plutôt qu'une augmentation des heures agrégées de travail. L'inflation des salaires des cadres à la R&D qui pourrait en résulter est l'effet Goolsbee, du nom de l'auteur qui l'a observé pour les aides directes à la R&D aux États-Unis (Goolsbee, 1998). Cahu *et al.* (2010) font référence à cet effet dans leur approche « du côté demande » des tensions sur les marchés des chercheurs. Bach *et al.* (2021, p. 53) observent un effet positif du recours au CIR sur la part des salaires dans la valeur ajoutée, de l'ordre de 2 % pour les cohortes 2004-2007 et de 3 % pour les 2008-2016, suggérant « [qu]'à court-terme, les entreprises augmentent leur masse salariale aux dépens de leur productivité (*ibidem*, p. 73).

Cette analyse mériterait d'être creusée. L'effet Goolsbee pourrait être plus fort dans les entreprises où le CIR induit plus d'innovations de produits et services, du fait du lien innovation-salaire (Dortet-Bernadet et Sicic, 2017, utilisent le même argument pour expliquer la causalité inverse de l'emploi vers les salaires nets des aides). Une conséquence probable de l'effet Goolsbee, à moyen terme, est une éviction de l'emploi public dans la recherche. Le secteur public reste le principal débouché des jeunes docteurs (50 % vont dans le public et 15 % dans le privé, 36 mois après l'obtention de la thèse ; MESRI, 2019a, *cf.* sous-section 2.2). Mais la part des docteurs souhaitant devenir chercheur public est passée de 70 à 49 % entre 2007 et 2013, pendant que celle des docteurs voulant aller en entreprise a, à l'inverse, augmenté (MESRI, 2018).

Pour finir, nous souhaitons aborder la question d'une possible inefficience du dispositif du CIR en faveur des jeunes docteurs, qui s'est amplifiée avec la montée en puissance du dispositif en 2008. Dans l'étude de Giret *et al.* (2018), l'effectif des ingénieurs ayant un doctorat est 47,9 % plus élevé dans la cohorte de 2010 que dans celle de 2004, tandis que celui des ingénieurs tout-court n'est plus grand que de 10,8 %. Pour sa part, l'effectif des docteurs de l'université ayant une spécialité d'ingénieur a augmenté de 29,7 %. Margolis et Miotti

(2015) ont par ailleurs montré que la probabilité d'embauche des docteurs-ingénieurs avait augmenté de 29,1 % par rapport à celle des ingénieurs tout court. L'effet « cumulé » des réformes de 2004, 2006 et 2008 sur les docteurs de spécialité ingénieur est en fait 30,8 points inférieur à celui sur les docteur-ingénieurs. Quant au taux d'accès à un premier emploi dans la R&D des docteurs de spécialité ingénieur, il a augmenté de 3 points d'une cohorte à l'autre, mais moins que celui des docteurs qui sont passés par un diplôme d'ingénieur (5 points). Enfin, la durée d'accès au premier CDI de spécialité ingénieur à la sortie des études a baissé uniformément pour les docteurs et les docteurs-ingénieurs (voir la note de l'ANDès, 2015). L'ensemble de ces résultats suggère que l'embauche des seconds se fait au détriment de celle des premiers. La durée d'accès à la R&D des ingénieurs sans doctorat reste plus faible (4,5 mois) que celle des docteurs, ingénieurs ou pas (7,7 à 10 mois). Et le taux de chômage des docteurs de spécialité ingénieur est de 7,9 % en 2015 (donc cinq ans après la fin du doctorat). Elle est de 3,4 % pour les ingénieurs-docteurs, et 2,7 % pour les ingénieurs sans doctorat.

4. Conclusion

Nous concluons cet article en reprenant d'abord quelques résultats importants, que nous accompagnons de suggestions de réformes à l'attention du législateur. Puis, nous faisons quelques recommandations à l'attention des modélisateurs (certaines des pistes de recherche que nous proposons ont déjà été suggérées dans la littérature).

Le premier résultat important appelant une réforme est que le CIR corrige la discrimination à l'embauche des docteurs dans les entreprises, mais avec un possible effet d'aubaine pour les docteurs-ingénieurs. Or, l'intention du législateur en 1999 était surtout de corriger une discrimination à l'embauche des premiers seulement. À défaut de reconsidérer l'objectif, le Parlement pourrait envisager que seuls les docteurs non-ingénieurs soient éligibles au dispositif. Il nous parait également pertinent de conditionner le bénéfice du DJD à la variation des différents types de personnels de l'entreprise. Certes, la prise en compte seulement de la variation du personnel à la R&D pour être éligible au DJD est une mesure incitative. Mais il ne faudrait pas qu'elle se fasse au détriment d'autres personnels, en particulier les administratifs, dont l'effectif agrégé tend à baisser. Or, ces personnels rentrent forfaitairement dans l'assiette du CIR, d'où l'idée de condi-

tionner le bénéfice du DJD au fait que l'ensemble du personnel de l'entreprise ne baisse pas (voir Gonthier-Maurin, 2015, p. 158).

Nous avons également vu que, dans les TPE, le CIR ne permettait pas de compenser la perte des emplois à la R&D ne bénéficiant pas d'aides publiques. Les aides à la R&D n'y ont un effet que sur l'emploi aidé, au détriment de l'emploi non aidé qui a baissé de 44 % sur la période 2003-2010 (c'est 16 % pour les PME, hors TPE). Il est possible que ce soit à cause d'un effet d'éviction (il existe un effet d'éviction de l'investissement privé par les aides directes plus important chez les bénéficiaires du CIR d'après Marino *et al.*, 2016). Nous suggérons comme Mohnen (2017) d'orienter les subventions vers les grandes entreprises et le CIR vers les petites (avec restitution immédiate quand les résultats de l'entreprise sont négatifs), ce qui limiterait l'interaction inefficiente entre CIR et subventions dans l'entreprise.

Les résultats de Bach *et al.* (2021) sont relatifs à une population d'entreprises témoins définie plus largement que dans les autres études. Les auteurs suggèrent que l'effet de la réforme de 2008 est plus fort pour les entreprises qui rentrent dans le CIR à partir de 2008 que pour celles qui y avaient déjà recours. Contrairement à Bozio *et al.* (2019), l'efficacité de la réforme de 2008 sur l'emploi est étudiée en contrôlant le biais d'endogénéité du recours. La probabilité d'employer au moins 1 ingénieur une année après le recours est plus forte de 2,5 points de pourcentage (celle de recruter au moins 10 ingénieurs n'est pas significative), et les salaires des personnels à la R&D augmentent plus vite que la valeur ajoutée. Une réestimation des effets par taille d'entreprises suggère que les effets sont plutôt attribuables aux microentreprises et aux PME.

Ces résultats mitigés ont certainement des implications sur l'efficience macroéconomique du CIR. En effet, la majorité des dépenses de R&D étant des dépenses de personnel, et l'assiette du CIR étant principalement composée de salaires, le peu d'efficience en matière d'emploi n'est probablement pas neutre sur l'efficience du CIR tout-court. L'étude de Bozio *et al.* (2019) menée dans le cadre d'un appel à projets de France Stratégie (CNEPI, 2019) révèle que lorsqu'un effet de levier est décelé, il est moyen et incertain, avec un euro de CIR qui entraîne de 1,3 ± 0,6 à 1,5 ± 0,8 euro d'investissement en R&D supplémentaire ; l'effet d'addition (un multiplicateur de 1) est compris dans les deux intervalles. L'hypothèse d'un effet d'addition reste aujourd'hui la plus plausible ; le CIR est efficace sur la R&D (il l'augmente), mais il est peu efficient.

Nous aimerions conclure cet article en soulignant des points méthodologiques qui sont autant de pistes de recherche pour l'évaluation de l'impact du CIR sur l'emploi.

Il serait intéressant de combiner les modèles théoriques de Cahu *et al.* (2010) et de Mulkay et Mairesse (2011) afin de prendre en compte les tensions sur le marché du travail dans le second. Cela permettrait de relier le prix d'usage des connaissances accumulées par les chercheurs à leur productivité (une plus grande productivité diminue ce prix). Cela permettrait aussi de réduire le biais d'endogénéité dans les modèles économétriques où le prix de la R&D est une variable explicative (le modèle de Mulkay et Mairesse, 2018 par exemple). Concernant la modélisation de ce prix, Mulkay et Mairesse (2018) soulignent une limite de leur travail, qui est de ne pas prendre en compte la hausse du nombre de recours au CIR sur la réduction du coût d'usage. Parmi les entreprises investissant en R&D dans leur échantillon, 19 % bénéficiaient du CIR en 2004, 79 % en 2008 et 81 % en 2012. Cette omission biaise effectivement les estimations dans la mesure où le comportement de déclaration est certainement corrélé au prix de la R&D et à l'innovation.

Un autre problème, étroitement lié, concerne l'estimation de l'effet de la réforme de 2008 du CIR sur la R&D via le canal du prix de la R&D. L'estimation de l'effet de la réforme sur ce prix repose sur une distinction claire entre une entreprise qui déclare du CIR ou pas, pré- et post-réforme. Le problème est que les auteurs ne font plus cette distinction dans le modèle économétrique ; ils supposent que « toutes les entreprises qui effectuent de la R&D ont recours au CIR » (Mulkay et Mairesse, 2018, p. 16). Ce faisant, ils mesurent l'effet d'une baisse du coût d'usage sur le taux de variation du capital de R&D, indépendamment du lien qui existe entre ce coût et la décision des entreprises de déclarer des dépenses de R&D au CIR. Cette omission s'apparente à un biais de contamination dont on ne connaît pas l'influence sur l'estimation de l'impact du CIR.

Le troisième point que nous voudrions soulever concerne la mesure de l'efficience du CIR sur l'emploi dans la R&D. Mise à part l'étude de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017), dont on peut tirer une telle mesure, aucune évaluation ne propose de multiplicateur de type bang per buck, généralement employé dans le cas où la variable de résultat est la R&D. Suivant cette mesure, on rapporte de la R&D à du CIR. Une solution cohérente consisterait à ne rapporter que les dépenses des

personnels de R&D au CIR. C'est possible en combinant les variables de la base GECIR et de l'enquête R&D. Une méthode alternative, telle que celle de Moczall (2014), reposant sur l'emploi mesuré par les effectifs (abandon du multiplicateur), nécessite de travailler sur l'emploi standard, c'est-à-dire non subventionné. Un prolongement de l'étude de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) pourrait encore être d'une grande utilité afin de calculer le niveau de l'emploi standard dans les états contrefactuels avec et sans CIR.

Hormis l'étude de Le Mouël et Zagamé (2020), les travaux que nous avons parcourus ne tiennent pas compte du rendement social du dispositif. Cette situation est propice à mal estimer l'effet du CIR sur l'emploi dans la recherche. Le CIR pourrait se révéler avoir un peu plus d'effet de levier si les auteurs prenaient en compte les externalités de R&D ou d'innovation entre entreprises ou secteurs induites par le dispositif. Pour chaque entreprise, il conviendrait par exemple d'estimer le taux de rendement externe du CIR en incluant dans l'équation de la demande de chercheurs, l'accroissement de l'intensité de R&D (résultant de la réforme de 2008) des autres entreprises (voir Mairesse et Mohnen, 1990, p. 101).

De plus, les interactions avec les autres dispositifs sur l'emploi ne sont pas suffisamment prises en compte : Dortet-Bernadet et Sicsic (2017), et dans une moindre mesure Bozio *et al.* (2019), s'intéressent aux interactions avec les aides directes à la R&D en général. Par exemple, l'interaction avec le dispositif JEI[23], s'adressant aux PME ayant moins de huit ans et au moins 15 % de leurs charges en dépenses de RD (voir Hallépée et Houlou-Garcia, 2012 pour une évaluation), serait pertinente à étudier. Surtout que la probabilité qu'une jeune entreprise qui perçoit le CIR ait, ou eut le statut de JEI, est forte. La loi de finances pour 2022 vient d'étendre à 10 ans la durée pendant laquelle une TPE peut bénéficier du dispositif.

Par ailleurs, les évaluations ignorent la sous-traitance. Elle représente 13 % des dépenses déclarées au CIR en 2016 (MESRI, 2019b). C'est peu, certes, mais de 2004 à 2021, la sous-traitance publique comptait double dans l'assiette du CIR ; pour le donneur d'ordre privé, et avant application d'un plafond. En effet, la règle fiscale impose un plafond aux dépenses déclarées qui est au plus de 10 millions d'euros pour un sous-traitant privé, et 12 millions pour un sous-traitant public (sans

23. On compte 3575 JEI en 2016.

liens de dépendance avec le donneur d'ordre, sinon le plafond est de deux millions). Il serait intéressant d'estimer l'effet indirect du CIR sur les sous-traitants privés et publics. Notons que Bozio *et al.* (2019) repèrent les sous-traitants agréés CIR dans leur échantillon, mais les écartent lorsqu'ils sont aussi donneurs d'ordre.

Enfin, mise à part Le Mouël et Zagamé (2020) qui supposent un financement du CIR par une hausse du taux d'impôt des sociétés, aucune des études ne fait d'hypothèse à propos du bouclage macroéconomique de la réforme. La question reste posée de savoir si la réforme radicale de 2008 du CIR, qui a faite exploser son coût, s'est faite au détriment d'autres politiques en faveur de l'emploi dans le secteur privé.

Références

ANDès, 2015, *Propositions de l'ANDès sur le Crédit d'impôt recherche*, 12 p.

ANRT, 2018, « Crédit d'impôt recherche : compétitivité et attractivité », Comparaisons internationales sur le cours du chercheur comptabilisé par les groupes bénéficiaires du CIR en 2017, 8e édition, octobre, 6 p.

Bach L., Bozio A., Guillouzouic A., Malgouyres C. et Serrano-Velarde N., 2021, « Les impacts du crédit impôt recherche sur la performance économique des entreprises », *Rapport IPP*, n° 33, 146 p.

Baslé M., 2019, *Le budget de l'État*, La Découverte, Collection Repères, juillet, 128 p.

Baslé M., Josselin J.-M. et Le Maux B., 2018, « Dispositifs d'évaluation des politiques publiques et des programmes : connaissances de base, choix des méthodes, sociogramme des acteurs et études de cas », Étude pour le Comité d'évaluation et de contrôle des politiques publiques de l'Assemblée Nationale, février, 63 p.

Bozio A., Cottet S. et Py L., 2019, « Evaluation d'impact de la réforme 2008 du crédit d'impôt recherche », *Rapport IPP*, n° 22, mars, 87p.

Cahu P., Demmou L. et Massé E., 2010, « L'impact macroéconomique de la réforme de 2008 du Crédit d'impôt recherche », *Revue Economique*, vol. 61, pp. 313-339.

CNEPI, 2019, « L'impact du crédit d'impôt recherche », *Rapport pour France Stratégie*, mars, 104 p.

CNEPI, 2016, « Quinze ans de politiques d'innovation en France », *Rapport pour France Stratégie*, janvier, 116 p.

CNESER, 2019, « Crédit d'impôt recherche et aide publique à la recherche des entreprises : analyse et recommandations du CNESER », *Rapport*, 11 p., avril,

Courtioux P., Deglaire E., Métivier F. et Rebérioux A., 2019, « Quel est le rendement du crédit d'impôt recherche pour les entreprises ? », *Position Paper*, Edhec Business School, janvier, 52 p.

Dortet-Bernadet V. et Sicsic M., 2017, « L'effet des aides à la R&D sur l'emploi : une évaluation pour les petites entreprises en France », *Economie et Statistique*, n° 493, pp. 5-22.

Dortet-Bernadet V. et Sicsic M., 2015, « Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises », *Document de travail* G 2015/11, Insee, 77 p.

Duguet E., 2012, « The effect of the incremental RD tax credit on the private funding of RD: an econometric evaluation on French firm level data », *Revue d'Économie Politique*, vol. 122, pp. 405-435.

Duhautois R., Erhel C., Guergoat-Larivière M. et Mofakhami M., 2019, « Quels sont les effets des innovations sur l'emploi dans les entreprises françaises ? », *Connaissances de l'emploi*, n° 146, Le cnam ceet, 4 p.

Giret J.-F., Bernela B., Bonnal L., Bonnard C. et Calmand J., 2018, « Une évaluation des effets du dispositif des jeunes docteurs sur l'accès aux emplois de R&D », *Rapport pour France Stratégie*, octobre, 63p.

Goolsbee A., 1998, « Does government R&D policy mainly benefit scientists and engineers? », *The American Economic Review*, vol. 88, n° 2, Papers and Proceedings, pp. 298-302.

Gonthier-Maurin B., 2015, « Crédit d'impôt recherche : arme de politique industrielle ou bombe à retardement pour les finances publiques ? », *Mimeo*, octobre, 224 p.

Guceri I., 2018, « Will the real R&D employees please stand up? Effects of tax breaks on firm-level outcomes », *International Tax and Public Finance*, vol. 25, n° 1, pp. 1-63.

Guillouzouic A. et Malgouyres C., 2020, « Évaluation des effets du dispositif Cifre sur les entreprises et les doctorants participants », *Rapport IPP*, n° 27, 110 p.

Hall B. et Van Reenen J. V., 2000, « How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence », *Research Policy*, vol. 29, n° 4-5, pp. 449-469.

Hall B., 1993, « R&D tax policy during the 1980s: success or failure? », *Tax Policy and the Economy*, n° 7, pp. 1-35.

Hall R. et Jorgenson D., 1967, « Tax policy and investment behavior », *The American Economic Review*, vol. 57, n° 3, pp. 391-414.

Hallépée S. et Houlou-Garcia A., 2012, « Évaluation du dispositif JEI », DGE, sept., 30 p.

Henriet P., 2018, « Avis présenté au nom de la commission des affaires culturelles et de l'éducation sur le projet de loi de finance pour 2018 », Tome IV, Recherche et Enseignement Supérieur, Assemblée Nationale, octobre, 92 p.

Imbens G. et Rubin D., 2015, *Causal inference for statistics, social, and biomedical sciences*, Cambridge University Press, Cambridge, USA, 625 p.

Insee, 2017, « L'industrie manufacturière en 2016 », *Insee Première*, n° 1657.

Jorgenson W., 1963, « Capital theory and investment behavior », *American Economic Review*, vol. 53, n° 2, pp. 247-259.

Le Moüel P. et Zagamé P., 2020, « Évaluation économique du renforcement du CIR : exercice de simulation avec le modèle NEMESIS », Seureco/ERASME, *Rapport pour France Stratégie*, nov., 140 p.

Lokshin B. et Mohnen P., 2013, « Do R&D tax incentives lead to higher wages for R&D workers? Evidence from the Netherlands », *Research Policy*, vol. 42, n° 3, pp. 823-830.

Lopez J. et Mairesse J., 2018, « Impact du CIR sur les principaux indicateurs d'innovation des enquêtes CIS et la productivité des entreprises », *Rapport pour France Stratégie*, décembre, 46 p.

Mairesse J. et Mohnen P., 1990, « Recherche-développement et productivité – Un survol de la littérature économétrique », *Economie et Statistique*, n° 237-238, pp. 99-108.

Margolis D. et Miotti L., 2015, « Évaluation de l'impact du dispositif 'jeunes docteurs' du crédit d'impôt recherche », *Rapport du MENESR*, octobre, 44 p.

Marino M., Lhuillery S., Parrotta P. et Sala D., 2016, « Additionality or crowding-out? An overall evaluation of public R&D subsidy on private R&D expenditure », *Research Policy*, vol. 45, pp. 1715-1730.

MENESR, 2016, « Le crédit d'impôt recherche en 2013 », avril, 32 p.

MENESR, 2014, « Développement et impact du crédit d'impôt recherche : 1983-2011 », avril, 84 p.

MESR, 2006, « Rapport au parlement sur le crédit d'impôt recherche remis en application de l'article 34 de la loi de programme n° 2006-450 pour la recherche », déc., 56 p.

MESRI, 2021, « Le doctorat et les docteurs », in *L'état de l'enseignement supérieur, de la recherche et de l'innovation en France*, ch. 39, pp. 88-89.

MESRI, 2020, « Le crédit d'impôt recherche (CIR) en 2018 », novembre, 4 p.

MESRI, 2019a, « Le devenir des docteurs trois ans après l'obtention de leur thèse », in *L'état de l'enseignement supérieur, de la recherche et de l'innovation en France*, ch. 38, pp. 86-87.

MESRI, 2019b, « Le CIR en 2016 », juillet, 4 p.

MESRI, 2018, « L'état de l'emploi scientifique en France », *Rapport 2018*, octobre, 200 p.

MESRI, 2017, « Les caractéristiques socioprofessionnelles des chercheurs en entreprise en 2015 », *Note Flash du SIES*, n° 16, octobre.

Métivier F., Lemaire P. et Riot E., 2015, « CIR et R&D : efficacité du dispositif depuis la réforme de 2008 », *Sciences en Marche, mimeo*, 44 p.

Meyer B., 1995, « Natural and quasi-experiments in economics », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, n° 2, pp. 151-60.

Moczall A., 2014, « Effets d'aubaine et de substitution d'un dispositif allemand de subvention salariale pour demandeurs d'emploi difficilement employables », *Travail et emploi*, n° 139, pp. 39-59.

Mohnen P., 2017, « Effectiveness of public support for R&D and entrepreneurship », *Economie et Statistique*, n° 493, pp. 43-48.

Montmartin B., 2013, « Intensité de l'investissement privé en R&D dans les pays de l'OCDE - Impact et complémentarité des aides financières à la R&D », *Revue Economique*, vol. 64, n° 3, pp. 541-550.

Morel-à-l'Huissier P. et Petit V., 2018, « Évaluation des dispositifs d'évaluation des politiques publiques », *Rapport d'information du comité d'évaluation et de contrôle des politiques publiques*, Assemblée Nationale, n° 771, mars, 207 p.

Mulkay B. et Mairesse J., 2018, « Nouveaux résultats sur l'impact du crédit d'impôt recherche », *Étude pour le MESRI*, septembre, 62 p.

Mulkay B. et Mairesse J., 2013, « The RD tax credit in France: assessment and *ex ante* evaluation of the 2008 reform », *Oxford Economic Papers*, n° 65, pp. 746-766.

Mulkay B. et Mairesse J., 2011, « Évaluation de l'impact du crédit d'impôt recherche », *Rapport du MENESR*, novembre, 59 p.

Neubig T., Galindo-Rueda F. et Appelt S., 2016, « Fiscal incentives for R&D and innovation in a diverse world », *OECD Taxation Working Papers*, n° 27, OECD, Paris, septembre.

Saint-Martin L., 2021, « Rapport fait un nom de la commission des finances, de l'économie générale et du contrôle budgétaire sur le projet de loi de finances pour 2022 (n° 4482) », Assemblée Nationale, Annexe n° 32, octobre, 52 p.

Salies E., 2020, « L'impact du CIR sur les personnels de la recherche », *Sciences Po OFCE Working Paper*, n° 07/2020, février, 47 p.

Salies E., 2017, « Impact du crédit d'impôt recherche - Une revue bibliographique des études sur données françaises », *Revue de l'OFCE*, vol. 154, n° 5, pp. 95-130.

Shadish W., Cook T. et Campbell D., 2002, *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*, 2e éd., Cengage Learning, 656 p.