

IMPACT DU CRÉDIT D'IMPÔT RECHERCHE

UNE REVUE BIBLIOGRAPHIQUE DES ÉTUDES SUR DONNÉES FRANÇAISES

Evens Salies¹

OFCE, Sciences Po Paris, membre de l'USPC

Cet article propose une revue de la littérature des études d'impact du Crédit d'impôt recherche (CIR). Après un examen des facteurs de souscription au CIR, nous faisons une synthèse des effets du dispositif sur les dépenses de recherche et développement (RD) et autres variables retenues dans ces études. Parmi les résultats saillants, le poids de la RD et l'accès aux aides à la RD dans le passé affectent significativement la décision de souscrire au CIR. L'effet d'addition du CIR sur les dépenses de RD l'emporte, même s'il n'est pas garanti à moyen terme et s'il est plus probable pour des montants de CIR moyens. Avant 2004, l'effet qui l'emporte est plutôt un effet de substitution dès lors que les montants de CIR sont faibles. La réforme de 2008 n'aurait pas d'effet sur les dépôts de brevets ; ce résultat reste cependant à confirmer. En outre, l'effet du CIR sur l'embauche de chercheurs est élevé, malgré des effets d'aubaine probables pour les petites entreprises. Nous discutons également quelques problèmes relatifs au protocole expérimental et à la spécification des modèles estimés pour le calcul des effets du CIR. Parmi ces problèmes, nous relevons la trop grande hétérogénéité des sous-populations retenues, l'inadéquation de la variable CIR à sa définition légale et l'omission de variables-clés d'appariement.

Mots clés : évaluation des politiques publiques, recherche et développement, crédit d'impôt recherche, protocole expérimental, spécification économétrique.

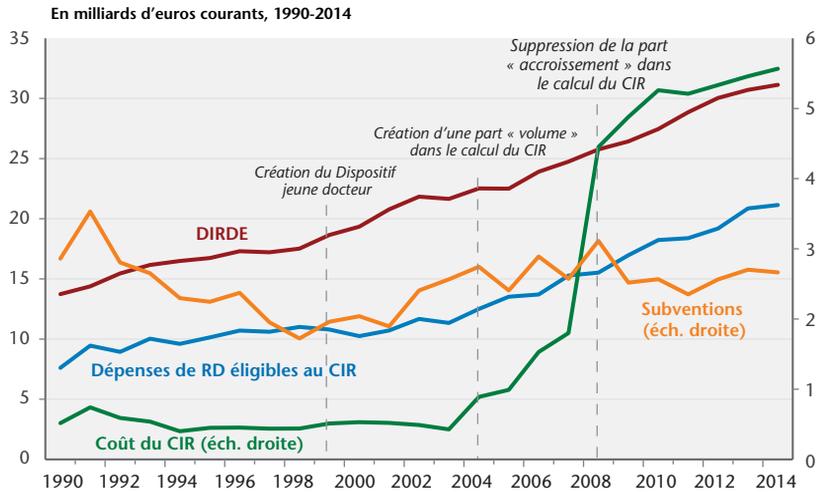
La Dépense intérieure de recherche et développement des entreprises (DIRDE) françaises n'a cessé d'augmenter depuis 1981, y

1. Cet article a bénéficié des remarques de Dominique Bianco, Ludovic Dibiaggio, Sarah Guillou, Sandrine Levasseur, Lionel Nesta et Xavier Ragot. Je remercie également Marianna Marino, Luis Miotti, Benoît Mulkay, Michaël Sicsic et les deux rapporteurs de cet article. Les opinions exprimées dans cet article n'engagent que son auteur.

compris pendant la crise. En 2015, selon Eurostat, la DIRDE a frôlé les 32 milliards d'euros courants, soit le triple de celle de l'Italie. Cependant, elle ne vaut que la moitié de celle de l'Allemagne. Exprimé en pourcentage du PIB, l'écart en termes d'effort de RD est certes moins important entre les deux pays : 1,45 % en France contre 1,95 % en Allemagne. Nicolas Le Ru (2012) explique cet écart par le poids de la recherche appliquée, une spécialisation et des dépenses de RD plus importantes dans les industries de moyenne-haute technologie en Allemagne. En 2009, ces industries représentaient 10,4 % de la valeur ajoutée contre 3 % en France.

Les aides (directes et indirectes) de soutien à l'innovation sont pourtant plus élevées en France qu'en Allemagne : elles y représentent 0,37 % du PIB (contre 0,08 % du PIB en Allemagne) en partie du fait d'une politique fiscale plus généreuse². Dans cet article, nous répondons à la question de l'efficacité de cette politique en nous penchant plus particulièrement sur les effets du Crédit d'impôt recherche (CIR) qui, à lui seul, pèse 0,26 % du PIB.

Graphique 1. Coût du CIR, dépenses de RD éligibles au CIR et DIRDE



Note : les droites verticales indiquent les trois grandes réformes du CIR. Pour l'année 2014, les dépenses de RD éligibles n'étant pas disponibles, nous les avons calculées en multipliant la DIRDE par 0,68, qui est le ratio entre les dépenses éligibles au CIR et la DIRDE en 2013. Les subventions sont les dépenses de R&D des entreprises issues d'aides directes de l'État et de l'UE.

Sources : statistiques du site du MENESR, <http://www.enseignementsup-recherche.gouv.fr/cid49931/cir-statistiques-rapports-et-etudes.html>, Eurostat, OCDE, calculs de l'auteur.

2. L'Allemagne n'a pas de dispositif comparable au CIR, mais des subventions directes. Voir Neubig *et al.* (2016) pour les dispositifs mis en place dans les autres pays de l'OCDE.

Nous proposons une revue bibliographique des études d'impact sur données françaises de ce dispositif, jugé inefficace par certains au regard de son coût mesuré comme les créances au titre du CIR. Entre 2004 et 2010, ce dernier a augmenté plus vite que les dépenses de RD agrégées (Cour des comptes, 2013 ; Métivier *et al.*, 2015 ; Guillou et Salies, 2016).

Encadré 1. Justifications économiques, définition et effets théoriques du CIR

Des entreprises en concurrence peuvent avoir tendance à sous-investir en RD, pour au moins deux raisons (Hall, 2002 ; d'autres raisons sont évoquées dans CNEPI, 2016, pp. 14-15). La première est liée au caractère non-exclusif des connaissances technologiques : ni le secret, ni les brevets ne constituent une protection suffisante pour empêcher les concurrents de bénéficier de ces connaissances. Sachant qu'elles ne pourront s'approprier qu'une partie de la valeur créée par ces investissements, des entreprises sont incitées à limiter leurs efforts en imitant plutôt qu'en innovant. La seconde raison est liée à l'incertitude qui entoure l'activité d'innovation. En effet, le stock de connaissances, ancré dans le capital humain, est un actif intangible à faible valeur de revente et les entreprises qui font de la RD, et qui ont un besoin de financement bancaire, sont petites et jeunes. De ce fait, des entreprises porteuses de projets probablement rentables sont exclues du financement bancaire ; elles renoncent à leurs projets ou limitent leurs ambitions.

Des mesures de politiques publiques peuvent compenser ces défaillances : subventions, brevets, pôles de compétitivité, exonérations de taxes et CIR. Le CIR allège l'impôt sur les bénéfices des entreprises industrielles, commerciales ou agricoles. Son mode de calcul, qui a évolué, correspond depuis 2008 à un taux de crédit d'impôt appliqué au volume des dépenses de RD éligibles de ces entreprises. Depuis 2013, le dispositif est étendu aux dépenses d'innovation de produits des PME (il s'agit du crédit d'impôt innovation dont le taux est de 20 % avec un plafond de 400 000 euros ; MENESR, 2016a). Contrairement aux subventions, qui sont des aides directes, le CIR est une aide indirecte qui n'a pas souvent d'impact immédiat sur le coût unitaire de la RD. C'est également le cas des aides liées aux pôles de compétitivité (voir Dortet-Bernadet et Sicsic, 2017 ; Guillou et Salies, 2015). Notons que celles-ci sont actuellement quasiment inexistantes. Les exonérations de charges pour certaines catégories d'entreprises sont un cas intermédiaire, puisque bien qu'indirectes, ces aides ont une action immédiate. Le CIR est cumulable avec ces aides.

Le CIR est une mesure de politique industrielle conforme aux objectifs technologiques H2020 de l'Agenda de Lisbonne. Les dépenses de RD

éligibles sont définies suivant le manuel de Frascati. Ces éléments font du CIR une mesure transversale au sens où elle n'est pas discriminante à l'égard des entreprises des autres États membres de l'UE (voir Guillou, 2017). Grâce au CIR, les entreprises sous contrôle étranger peuvent venir réduire leur taux d'imposition effectif, ainsi que le coût de leurs chercheurs, qui sont aujourd'hui inférieurs à ceux en Allemagne, en Suède et au Japon notamment (Berger, 2016, p. 14).

Le rapport du MENESR (2014) détaille les règles de fonctionnement et les réformes du CIR depuis l'instauration du dispositif en 1983. Jusqu'en 1991, le calcul du CIR reposait sur l'accroissement des dépenses de RD éligibles. La générosité du dispositif varie sur la période notamment du fait de l'insertion d'une part en quasi-volume en 1987 (MENESR, 2014, tableau 1, p. 22). Le tableau A en annexe du présent article offre une synthèse de cette évolution pour la période couverte par les études de cette revue. Au milieu des années 2000, les poids respectifs du CIR et des subventions tendent à s'inverser (MENESR, 2014). Le renforcement du CIR en 2004, avec l'introduction d'une part « volume » au taux de 5 % dans la formule de calcul, puis du quasi-doublement du taux qui s'applique à l'accroissement des dépenses de RD (celui-ci passe de 25 % à 45 %), ont rendu la mesure attractive. C'est la même année que le dispositif JEI (Jeunes Entreprises Innovantes) est institué, même s'il ne concerne que les PME de moins de huit ans. Le CIR a été profondément réformé en 2008, dans le but de le rendre encore plus attractif, notamment pour les PME³. Le dispositif est uniquement assis sur le volume des dépenses déclarées au taux principal de 30 %, soit le triple de celui qui était appliqué en 2006. Le dispositif est également déplafonné pour introduire un taux de 5 % au-delà de 100 millions d'euros de dépenses déclarées. Depuis 2008, il oscille autour des cinq milliards d'euros (graphique 1), avec en moyenne 190 millions de créances en plus par an (hors administration du dispositif). Les dépenses éligibles au titre du CIR et la DIRDE augmentent toutes deux d'environ 900 millions d'euros par an. En dehors de la période 1999-2008, les subventions ont eu

3. En 2013, les PME reçoivent 1/3 du CIR et déclarent 28,8 % des dépenses éligibles. En additionnant le nombre de bénéficiaires (entreprises indépendantes et maisons-mères des groupes) du CIR, du crédit d'impôt innovation (voir le tableau A de l'annexe A) et du crédit d'impôt collection (voir MENESR, 2016a), on obtient 17 445 entreprises en 2013. Le nombre de bénéficiaires du CIR seul est 15 245.

tendance à diminuer avant cette période, puis à stagner après, suggérant une substitution des dispositifs CIR-subventions. En 2014, l'addition des deux types d'aides dépasse les huit milliards d'euros ; la part en points de PIB restant à peu près la même que celle donnée précédemment.

Les justifications économiques du CIR sont connues (voir par exemple Hall, 2002) ; nous en rappelons quelques une dans l'encadré ci-dessus où nous définissons également le CIR. Les études d'impact du CIR cherchent à savoir si ce dispositif incite les entreprises qui le perçoivent à effectuer des dépenses de RD supplémentaires que, autrement, elles n'auraient pas effectuées. La réponse combine des méthodes économétriques d'évaluation majoritairement *ex post* et issues du modèle causal de Rubin (Holland, 1986). Les auteurs estiment l'effet « causal » du CIR en comparant les moyennes d'une variable de résultat (évolution de la dépense privée de RD, emploi dans la recherche, etc.) entre groupes d'entreprises. Habituellement, il s'agit d'un groupe d'entreprises qui souscrivent au CIR sur une période et d'un groupe de contrôle constitué d'entreprises qui ne souscrivent pas au dispositif sur la même période⁴. Ces groupes sont appariés dans une étape préalable afin d'atténuer un biais de sélection potentiel. Les évaluations *ex ante* que nous avons recensées répondent toutes à la même question, mais seulement pour la réforme de 2008. Contrairement aux évaluations *ex post*, elles n'atténuent pas le biais de sélection. En revanche, elles ont pour avantage de spécifier des modèles qui reposent sur des hypothèses économiques, dont certaines sont testables.

La section 1 examine les facteurs de souscription au CIR dans les études *ex post* ; il s'agit de faire le point sur les caractéristiques observables utilisées par les auteurs pour contrôler le biais de sélection. Les études *ex ante* que nous avons parcourues ignorent cette étape, car elles ne distinguent pas les entreprises qui souscrivent au CIR de celles qui ne souscrivent pas. Dans la section 2, nous faisons une synthèse des effets du CIR pour chacune des variables retenues dans ces études. La section 3 traite des problèmes évoqués dans ces études et suggère des pistes de solutions. L'objet de cette section est d'affiner l'explication causale de l'effet du CIR. La section 4 conclut

4. Dans l'étude de Lhuillery *et al.*, 2013, dont nous aurons l'occasion de reparler, les entreprises souscrivent au CIR dans les deux groupes, le groupe de contrôle étant constitué d'entreprises qui sont moins aidées.

sur l'efficacité du CIR à la lumière des principaux résultats des études parcourues. Cette dernière section reprend également les points développés à la section précédente, mais sous la forme de questions de recherches complémentaires à explorer. Dans cette revue, nous n'évoquerons pas les résultats des évaluations des aides indirectes à la RD à l'étranger (voir l'article incontournable de Hall et Van Reenen, 2000, et celui plus récent de Bodas Freitas *et al.*, 2017).

1. Variables explicatives de la souscription au CIR

Une explication ordinaire de la présence du biais de sélection est que les entreprises qui souscrivent ont des caractéristiques différentes de celles qui ne souscrivent pas (par exemple, elles sont plus grandes), et ces caractéristiques influencent la décision de souscrire mais aussi les dépenses de RD⁵. Nous avons distingué ces caractéristiques selon qu'il s'agit de variables indépendantes ou des variables dépendantes retardées. Le premier ensemble inclut notamment la taille de l'entreprise, le secteur d'activité, l'affiliation à un groupe étranger et l'intensité des exportations. Le second ensemble inclut l'exposition passée aux aides (CIR, aides directes) et les dépenses passées de RD (ou une fonction de ces dépenses).

1.1. Variables indépendantes

Des entreprises de toutes tailles souscrivent au CIR, ce qui confirme la nature transversale du dispositif⁶. La taille n'est pas une variable significative du modèle de Bozio *et al.* (2014). Les comparaisons entre groupes de traitement avant appariement dans Lhuillery *et al.* (2013) suggèrent en revanche que la part des entreprises de plus de 500 salariés, relativement aux autres tailles, est significativement plus grande chez les entreprises qui utilisent le CIR que chez les non-bénéficiaires. C'est le contraire en ce qui concerne la strate des entreprises dont la taille est comprise entre

5. Afin d'illustrer l'influence du biais de sélection (Angrist et Pischke, 2009), supposons que les dépenses de RD soient la variable à expliquer. Le biais peut alors s'écrire comme la différence entre la moyenne des dépenses de RD contrefactuelles des entreprises qui souscrivent et la moyenne de celles du groupe témoin. Or, un fait stylisé de la littérature est que les dépenses de RD sont proportionnelles à la taille. Donc, si les entreprises traitées sont plus grandes que les entreprises témoins, leurs dépenses contrefactuelles le sont aussi. Le biais est positif et l'effet du CIR surestimé.

6. En 2013, les PME représentent quand même un peu plus de 90 % des bénéficiaires.

100 et 500 salariés. Une explication possible de cette différence est que ces deux études ne considèrent pas les mêmes sous-populations d'entreprises. En effet, Bozio *et al.* (2014), qui définissent comme bénéficiaires du CIR les entreprises qui y souscrivent tout le temps sur la période 2004-2010, considèrent la période 2004-2007 comme celle de souscription. Dans l'étude de Lhuillery *et al.* (2013), la période d'appariement varie. Une autre raison possible de cette différence est que l'équation du score de propension à souscrire au CIR ne comporte que 349 observations chez Bozio *et al.* (2014). L'étude de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017), qui porte sur une population de petites entreprises, pouvant cumuler CIR et autres aides à la RD, confirme ce résultat ; les entreprises d'au plus un emploi-équivalent temps plein (etp) ont moins de chance de souscrire. Dans l'étude de Duguet (2012), la taille mesurée par le chiffre d'affaires n'explique rien à côté de l'intensité de RD, mesurée par le ratio entre les dépenses de RD et la taille⁷. Ainsi, les entreprises qui affectent une plus grande part de leur chiffre d'affaires à la RD ont une probabilité plus élevée de souscrire au CIR. Dans l'étude de Lhuillery *et al.* (2011), la valeur ajoutée est utilisée à la place du chiffre d'affaires dans l'intensité de RD qui rentre dans le score de propension. Malheureusement, ces auteurs n'indiquent pas la significativité du coefficient de cette variable.

Les trois autres variables sont l'objet de moins d'attention des auteurs. Le secteur d'activité de l'entreprise semble jouer un rôle mineur. Duguet (2012) montre que la souscription est moins forte pour les entreprises qui appartiennent au secteur des services (sur les périodes 1993-1998 et 2002-2003). Cette différence n'est pas déterminante pour l'estimation de l'effet du CIR, en comparaison d'autres facteurs comme la taille de l'entreprise ; voir Bozio *et al.* (2014). Sur ce point, Lhuillery *et al.* (2013) montrent qu'un appariement exact des groupes de traitement en fonction du secteur (en plus d'autres variables) ne change pas le résultat du modèle avec catégories de CIR (*cf. supra*). Lorsqu'ils se focalisent uniquement sur l'industrie manufacturière, ils n'observent pas non plus de différence substantielle. L'intensité des exportations (exportations sur valeur ajoutée) est également plus importante chez les bénéficiaires

7. Ce résultat est cohérent avec le fait stylisé de Cohen et Klepper (1996) qui est que la RD est proportionnelle à la taille (ici le chiffre d'affaires). Je remercie un des rapporteurs pour cette idée.

du CIR (34,7 % contre 31,7 %). L'étude de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) révèle que les entreprises exportatrices ont une plus grande probabilité de souscrire à une aide à la RD. Enfin, l'étude de Lhuillery *et al.* (2013) révèle une proportion d'entreprises détenues par des groupes étrangers qui augmente avec la valeur du CIR, mais qui reste inférieure à 50 %⁸.

D'autres variables d'appariement sont considérées dans la littérature. Leur plus ou moins grande contribution suggère que, relativement aux entreprises qui n'utilisent pas le CIR, celles qui souscrivent et qui peuvent éventuellement bénéficier d'une subvention, sont plutôt jeunes (Bozio *et al.*, 2014 ; Dortet-Bernadet et Sicsic, 2017), contraintes financièrement (Bozio *et al.*, 2014 ; Lhuillery *et al.*, 2013) et investissent (Dortet-Bernadet et Sicsic, 2017). Nous renvoyons le lecteur à ces études pour plus de détails.

1.2. Variables dépendantes retardées

Trois variables sont concernées. L'obtention du CIR et d'aides directes dans le passé, ainsi que les dépenses de RD passées (ou une fonction de ces dépenses).

Les études de Duguet (2012) et Bozio *et al.* (2014) révèlent que la probabilité de souscrire au CIR dépend positivement de la souscription au CIR à la période précédente. La corrélation entre la souscription en t et celle en $t - 1$ est un résultat très robuste sur la période retenue dans la première étude. L'auteur ne donne pas la probabilité de souscription au CIR en $t - 1$ chez les entreprises qui ne souscrivaient pas en $t - 1$. Étant donné le nombre sans cesse croissant d'entreprises qui souscrivent depuis 1999, cette probabilité est certainement élevée sur la fin de la période qu'il étudie. De plus, les entreprises qui ont déjà souscrit, et donc « payé » le coût d'entrée dans le dispositif, ont intérêt à y rester. Par ailleurs, la probabilité de souscrire dépend négativement de l'exposition passée aux aides directes à la RD. C'est ce que révèle l'étude de Duguet (2012) pour la période 1993-1995. Une raison « réglementaire » peut expliquer cela dans un contexte où le CIR augmente relativement aux subventions : les subventions sont retirées du

8. C'est sûrement le reflet d'un coût d'entrée plus important pour les filiales d'entreprises étrangères. Ce coût comprend, par exemple, le temps d'apprentissage des règles de fonctionnement du CIR.

montant utilisé pour calculer le CIR. Il peut y avoir deux autres raisons. Les entreprises qui ne bénéficient pas du CIR ont probablement plus recours à d'autres mesures de soutien, dont les aides directes font partie. D'autre part, crédit d'impôt et aide directe ne financent pas les mêmes types de projets. D'après Neubig *et al.* (2016), les crédits d'impôts sont mieux adaptés pour encourager des activités de RD orientées vers le développement d'applications pouvant être commercialisées en un temps raisonnable.

Enfin, c'est la corrélation entre la souscription en t et les dépenses de RD en $t - 1$ (ou une fonction de ces dépenses, telle que l'intensité de RD) qui est déterminante chez Duguet (2012), mais aussi dans le modèle estimé après appariement de Bozio *et al.* (2014). Ce n'est pas étonnant puisque les dépenses de RD passées font partie de l'assiette du CIR. Ainsi, plus une entreprise investit en RD, plus son besoin de financement est important, et plus elle devrait être incitée à souscrire au CIR. Bozio *et al.* (2014) qui dans leur premier modèle n'apparient pas les entreprises sur les dépenses de RD passées, surestiment probablement l'effet de la réforme de 2008, à cause d'un biais de sélection important. Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) procèdent de la même façon, mais cela devrait avoir peu de conséquence puisque ces auteurs étudient l'effet du CIR seulement sur l'emploi.

2. Les effets du CIR

Dans la littérature, les effets du CIR ont été mesurés sur les variables suivantes : le coût unitaire de la RD, les dépenses de RD (en niveau ou en accroissement), les demandes de brevets qui sont un autre indicateur de l'innovation, l'activité économique, l'embauche et le taux de sortie du chômage des jeunes docteurs.

2.1. Le coût d'utilisation du capital RD

Pour Mulkay et Mairesse (2013), l'effet du CIR sur les dépenses de RD passe d'abord par l'intermédiaire du prix de revient d'une unité de capital RD, soit le CUC RD. Partant d'un modèle microéconomique qui ne comporte aucune autre variable de décision que les dépenses de RD⁹, ils parviennent à exprimer le CUC RD en fonction

9. De ce fait, le stock de connaissance de l'entreprise (représentative) ne dépend que des activités de RD de cette entreprise. Il n'y a donc aucune externalité vers d'autres entreprises, ni de problème sous-investissement que nous avons décrits dans l'encadré.

des taux qui s'appliquent aux dépenses de RD éligibles au CIR et d'autres paramètres (taux d'imposition sur les bénéficiaires, taux de subventions, hypothèse sur l'imperfection des marchés de capitaux, etc.). Ces auteurs déduisent une valeur théorique qui dépend des réformes du CIR : 30 % à partir de la réforme de 2008 (ces taux sont récapitulés dans le tableau A en annexe). Puis, ils évaluent l'effet du CIR sur le CUC RD, à partir de l'année 2000, en prenant le taux de variation du CUC RD avec et sans CIR, mais subventions incluses dans les deux cas. Sous des restrictions à propos de l'évolution de la valeur ajoutée (une variable approchant de facteurs liés à la demande), l'inflation, etc., ils concluent que la réforme devrait conduire à une baisse de 47,5 % du CUC RD.

2.2. Les dépenses de RD

Qu'elles soient *ex post* ou *ex ante*, la plupart des études s'intéressent à l'effet du CIR sur l'accroissement des dépenses de RD et, depuis la réforme de 2008, à cet effet sur les dépenses. Après avoir mesuré l'effet du CIR sur le CUC RD, Mulkay et Mairesse (2013) simulent l'impact de la réforme de 2008 sur les dépenses de RD dans un modèle à correction d'erreur construit pour le stock de capital RD (net d'un taux de dépréciation). Le modèle tient compte de retards d'ajustement et des chocs temporaires sur la relation d'équilibre de long-terme entre le stock de capital RD, le CUC RD et la valeur ajoutée¹⁰. Contrairement aux autres études, il tient compte de la nature stochastique des tendances de ces variables. Le modèle est estimé sur la période 2000-2007 pour les entreprises présentes pendant cinq années consécutives dans l'échantillon. Puis, les simulations portent sur la période 2008-2020.

Les trajectoires des dépenses de RD agrégées (la DIRDE) et du stock de capital RD agrégé post-réforme sont comparées aux valeurs qui auraient été obtenues sans réforme (avec le dispositif du CIR en vigueur en 2007, c'est-à-dire, le scénario contrefactuel). Le taux de crédit d'impôt de 30 % qui s'applique aux dépenses de RD éligibles, et dont dépend le CUC RD, est le seul paramètre qui diffère entre les deux scénarios (l'inflation et autres paramètres sont fixés à leur

10. Ces retards traduisent différents délais dans les décisions d'investissement ; voir Mulkay et Mairesse (2011). Ils permettent aussi de prendre en compte le décalage possible dans le temps entre l'année de déclaration d'une dépense éligible et l'année de versement du crédit d'impôt correspondant.

valeur de 2007). De 11,8 milliards d'euros en 2007, les dépenses de RD frôlent les 13,8 milliards d'euros en 2012 (une augmentation d'environ 17 %), année où l'écart à la valeur sans réforme est le plus important (2,5 milliards), avant de décroître et de se stabiliser à 12,5 milliards en 2019, l'écart se stabilisant à 1,3 milliard¹¹. L'effet sur le stock de capital RD est encore plus important : une augmentation de 20 % par rapport à sa valeur en 2007, avec un écart de 7,5 milliards en 2019 par rapport au scénario contrefactuel. Enfin, Mulkay et Mairesse (2013) simulent un multiplicateur du CIR. Il s'agit du ratio entre la différence des dépenses de RD (avec et sans réforme) et la différence de coût du CIR (avec et sans réforme). Le multiplicateur est légèrement supérieur à 1 en 2012, avant de se stabiliser à 0,7 (1 euro de CIR versé augmente les dépenses de RD de 70 centimes).

Cahu *et al.* (2010) font une évaluation *ex ante* prospective des effets macroéconomiques de la réforme de 2008 (l'effet des autres dispositifs de soutien n'est pas évacué). Comme Mulkay et Mairesse (2011, 2013), l'effet du CIR est mesuré dans un modèle économique. S'appuyant sur des résultats de la littérature, Cahu *et al.* (2010) envisagent deux scénarios avec réforme. L'effet de la réforme est obtenu sous plusieurs hypothèses : une hypothèse peu réaliste à propos des finances publiques (le budget finançant le CIR ne provient pas d'une diminution d'autres formes de soutiens publics à la RD), une hypothèse sur l'élasticité de la dépense privée de RD au CIR (elle n'est pas affectée par l'introduction de la part « volume »), etc. La part de la DIRDE qui rentre dans l'assiette du CIR est de 72 % en 2005, 75 % en 2006-2007 et est supposée égale à 85 % en 2008 et 88 % en 2009, puis se stabilise à ce niveau.

Dans le premier scénario, ils supposent un effet d'addition (1 euro de CIR en ajoute 0,5 euro aux dépenses de RD en $t + 1$ et en $t + 2$ puis 0 euro ensuite). Dans le second, ils supposent un effet de levier de 2 euros : 0,2 euro pendant cinq années (de $t + 1$ à $t + 5$) qui s'ajoutent à l'effet d'addition précédent. Dans l'économie contrefactuelle (sans réforme), la DIRDE est supposée augmenter de 2 % par an, une hypothèse plutôt basse. Ensuite, les auteurs simulent

11. La DIRDE en 2007 est plutôt de l'ordre de 24 milliards d'euros. La différence est due à la restriction du champ de l'étude (les entreprises présentes pendant cinq années consécutives dans l'échantillon).

l'évolution de la DIRDE dans chaque scénario, relativement au scénario contrefactuel, pour la période 2007-2018. Nous faisons remarquer que l'effet est cumulatif au sens où un surcroît de CIR provoque une augmentation des dépenses de RD l'année suivante, qui, en raison de la règle calcul du CIR, entraîne une hausse supplémentaire de CIR et donc à nouveau de dépenses de RD. L'effet de la réforme, sous l'hypothèse d'un effet de levier, s'élève à + 0,33 points de PIB en fin de période. L'effort de RD (le ratio DIRDE sur PIB) devrait être compris entre 1,44 % et 1,74 % à l'horizon 2020. Sous l'hypothèse d'un effet additif, l'effort, tous secteurs de RD confondus, devrait être de 2,26 % dès 2013, ce qui est une bonne prédiction (la valeur observée pour 2015 est 2,24 %).

Parmi les évaluations *ex post*, il y a celle de Duguet (2012), qui porte sur la période 1993-2003 durant laquelle le CIR est assis sur l'accroissement des dépenses de RD (net des aides directes et autres crédits d'impôt). L'étude révèle un effet annuel moyen d'addition, estimé à partir du multiplicateur M_T du CIR, qui porte sur les dépenses en niveau et est différent de celui de Mulkey et Mairesse¹². Sur la période étudiée, l'additionnalité signifie que la différence entre l'accroissement des dépenses de RD des entreprises bénéficiaires et des non-bénéficiaires est juste égale au montant du CIR. Bien que l'estimation du multiplicateur soit très proche de 1 (entre 1,01 et 1,12 selon la méthode d'estimation), elle n'est pas très précise ; les intervalles de confiance sont larges (par exemple, entre 0,5 et 1,5 pour le multiplicateur de 1,01). L'auteur ne trouve pas d'effet d'entraînement (la différence entre les dépenses financées sur fonds privés des bénéficiaires n'est pas différente de celles des bénéficiaires). L'explication de ce résultat n'est pas aisée. Car, bien qu'il n'y ait pas eu de réformes aussi importantes que celles de 2004 et de 2008 sur la période retenue par Duguet (2012), celles-ci ont surtout accru la générosité du dispositif. Or, plus le dispositif est généreux, plus il y a de chance qu'il finance de la RD qui génère une moindre valeur ajoutée (Bozio *et al.*, 2014, p. 24), plus les effets d'entraînement des aides sont faibles¹³. Nous faisons également remarquer que, entre 1993 et 2003, le nombre d'entreprises souscri-

12. C'est une moyenne pondérée des valeurs de ce multiplicateur obtenu pour les périodes 1994-1993, ..., 2003-2002. Ces valeurs sont calculées à partir de l'estimation de paramètres structurels du modèle en accroissement de dépenses de RD.

13. Je remercie l'un des rapporteurs pour cette suggestion.

vant au CIR avait baissé de 33 % à cause de la complexification de la formule de calcul du dispositif entre 1990 et 1998. Dès 2004, avec l'introduction d'une part « volume » dans la formule de calcul du CIR, puis du doublement du taux correspondant, le nombre de déclarants a fortement progressé. Mais, l'étude de Duguet (2012) ne couvre pas cette période. Les études de Bozio *et al.* (2014) et Lhuillery *et al.* (2013) sont également *ex post* et portent sur les réformes de 2004 et 2008.

Dans la première, les auteurs retiennent la période 2004-2010. Afin de tenir compte de l'augmentation du nombre de souscriptions au CIR dès 2004, les auteurs essaient d'isoler l'effet de la réforme de 2008 sur la marge intensive, c'est-à-dire pour les entreprises qui souscrivaient déjà au CIR. Nous retenons deux résultats. Le premier est 13,1 % de dépenses de RD (nettes des aides directes) supplémentaire chez les bénéficiaires du CIR. Il est obtenu en comparant les dépenses de RD des entreprises qui ne sortent jamais du dispositif sur la période 2005-2010, avec celles qui n'y souscrivent jamais (le retrait de l'année 2004 permet d'isoler l'effet de la réforme de 2008 de l'influence de celle de 2004)¹⁴. Le second résultat, obtenu à partir d'une estimation du même modèle mais après appariement, porte sur l'effet de la réforme de 2008 sur le taux de variation des dépenses de RD (entre 2004-2007 et 2008-2010) des entreprises qui ont toujours souscrit par rapport à celles qui n'ont jamais souscrit sur la période 2004-2010. Ils calculent un effet de 17 points de pourcentage, qui traduit notamment une baisse de 4 % des dépenses de RD des non-bénéficiaires entre les deux sous-périodes. Les résultats du second modèle sont plus fiables dans la mesure où la décision de souscrire au CIR et les dépenses de RD sont auto-corrélées (*cf.* sous-section sur les variables dépendantes retardées).

Lhuillery *et al.* (2013) examinent séparément l'effet du CIR (hors subvention) de celui des subventions (hors CIR) sur les dépenses de RD. Cette évaluation est complémentaire de l'étude publiée récemment par ces auteurs avec D. Sala (Marino *et al.*, 2016) sur l'effet des aides directes à la RD dans les entreprises qui, par ailleurs, peuvent

14. Ils calculent également un multiplicateur du CIR de 2,3. Mais, comme ils ne précisent pas quelle formule de multiplicateur de la littérature ils emploient, nous préférons ne pas commenter sa valeur.

bénéficiaire du CIR. L'approche développée par Lhuillery *et al.* (2013) est plus fine que l'approche dichotomique de Duguet (2012) et Bozio *et al.* (2014). En effet, dans l'approche dichotomique, l'effet moyen du CIR est unique, quels que soient les montants de CIR perçus par les bénéficiaires. Lhuillery *et al.* (2013) évaluent l'impact du CIR à partir de deux modèles. En comparant les effets de plusieurs catégories (des montants) de CIR (« élevé », « moyen », « petit » et « pas de CIR ») entre groupes. Et, en mesurant l'effet d'un accroissement marginal (1 %) d'une « dose » de CIR. Par exemple, l'effet d'une dose de 165 000 euros de CIR chez une entreprise qui perçoit déjà 150 000 euros de CIR (donc chez les bénéficiaires du CIR).

Dans le premier modèle, chaque catégorie correspond à un intervalle de classe définie par deux terciles de CIR (il y a deux terciles et trois classes). Le tableau 3 de Lhuillery *et al.* (2013) donne les valeurs suivantes pour la moyenne de chaque classe : 21 541 €, 96 629 € et 1 095 292 €. La catégorie « pas de CIR » correspond à 0 €. Les effets d'un CIR « petit » ou « moyen » par rapport à « pas de CIR » sont négatifs. D'autres effets, tels que ceux d'un CIR « grand » ou d'un CIR « moyen » par rapport à « petit », sont positifs. Dans l'ensemble ces effets paraissent excessifs. Lorsque nous corrigeons les estimations, afin de tenir compte de la nature semi-logarithmique du modèle, nous trouvons des valeurs au moins 50 % plus importantes. L'estimation de l'effet d'un montant de CIR « moyen » relativement à un groupe d'entreprises qui bénéficient d'un montant « petit » est de 65,3 % ; après correction, cela correspond à un supplément de dépenses de RD de 92,1 %.¹⁵ Le modèle de doses de CIR révèle l'additionnalité du dispositif après 2003 ; l'élasticité des dépenses de RD (nettes du CIR) par rapport au CIR est comprise entre 0 et 1 pour des doses comprises entre 3 000 euros et 400 000 euros. En dehors de cette fourchette, l'additionnalité est remplacée par un effet d'entraînement (élasticité supérieure à 1). Entre 1998 et 2003, les auteurs estiment un effet de substitution (ou d'éviction) pour des doses comprises entre 6 000 et 20 000 euros (le supplément de RD est supérieur à l'accroissement marginal du CIR).

15. Notons $\bar{y}_1 - \bar{y}_0 = 0,6532$, où $y_i := \ln(Y_i)$ avec Y_i , les dépenses privées de RD. Supposons que $n_1 = n_0$ et $y_{1i} / y_{0i} := 1 + \tau_i \forall i$. Nous obtenons $\tau = e^{0,6532} - 1 \cong 0,92$ une valeur très proche de celle que nous obtiendrions avec la correction statistique de Kennedy (1981) pour modèle semi-logarithmique.

Le tableau 1 résume les résultats de l'effet du CIR sur les dépenses de RD en classant les études selon qu'elles révèlent un ou plusieurs des effets suivants : substitution, addition, entraînement. Le résultat que nous retenons est que dans une partie des études le CIR a plutôt un effet d'addition sur les dépenses de RD, voire un effet d'entraînement pour des montants de CIR très faibles ou élevés. L'effet serait plus important depuis les réformes de 2004 et de 2008. D'autres études ne vont pas dans ce sens, en particulier celles de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) et Marino *et al.* (2016). Cependant, la première porte sur l'emploi dans la RD et la seconde évalue l'effet combiné du CIR et des subventions sur les dépenses privées de RD.

2.3. Les demandes de brevets

Certaines dépenses relatives à la protection de la propriété industrielle étant éligibles au CIR, Bozio *et al.* (2014) peuvent examiner la robustesse de leurs résultats en étudiant l'effet de la réforme de 2008 sur les demandes de brevets déposées par les entreprises qui font de la RD. Les auteurs ne trouvent pas d'effet ; celui-ci tend à être négatif et pas significativement différent de zéro. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que les demandes de brevets sont moins élastiques à court terme au CIR que les dépenses de RD. Les auteurs suggèrent également un problème de colinéarité entre deux variables muettes fortement corrélées : la variable qui indique si une entreprise i est présente dans la période *post* réforme et une variable d'interaction entre la variable précédente et celle qui indique si i souscrit au CIR pendant cette période. Or, d'après les auteurs, les entreprises qui déposent des brevets ont été plus nombreuses à souscrire au CIR après 2008. Par conséquent, ces deux variables mesurent à peu près la même chose. Nous suggérons une dernière explication en relation avec le biais de sélection : l'innovation contrefactuelle des entreprises qui souscrivent au CIR ne serait pas plus importante que celle des entreprises qui ne souscrivent pas. Cette explication est compatible avec l'idée que les entreprises hors du dispositif n'ont pas particulièrement besoin de celui-ci pour innover. Les méthodes d'appariement des entreprises utilisées par les auteurs atténuent ce biais de sélection potentiel. Mais, ils perdent beaucoup d'entreprises non-bénéficiaires au passage, ce qui réduit les chances de rejeter à raison l'hypothèse d'absence d'effet.

2.4. L'activité économique

Cahu *et al.* (2010) étudient l'effet du CIR sur l'activité économique (le PIB), en supposant que cet effet passe par l'accroissement du stock de dépenses de RD. L'équation de la variable de stock S est :

$$S = 0,9S_{-1} + I,$$

où I est le volume d'investissement en RD courant (l'inflation est contrôlée avec les déflateurs du PIB, et le coefficient de 0,9 correspond à une dépréciation de 10 % par an). Ils ont besoin d'une valeur de l'élasticité du PIB au stock de connaissance, qu'ils obtiennent selon différentes méthodes (en piochant des valeurs de la littérature, en estimant un modèle économétrique sur données OCDE). Ils retiennent la valeur basse de 0,07 (une augmentation annuelle de 10 % du stock de connaissance entraîne une hausse de 0,7 % du PIB). L'effet annuel sur l'activité est alors égal à :

$$0,07 \times (S'_{-3} - S_{-3}) / S_{-3},$$

où l'élasticité multiplie le taux de croissance du stock de connaissance de $t - 3$ entre sa valeur sans réforme et avec réforme¹⁶. L'effet en 2022 dépend donc des stocks de 2019 avec et sans réforme. Trois hypothèses économiques importantes, sans lesquelles la variation relative des stocks de connaissance contrefactuels ne pourrait être obtenue est l'absence d'effet sur le prix de la RD (qui résulte notamment d'absence de tension sur le marché du travail), l'absence d'effet sur la quantité de travail demandée et, enfin, l'absence d'effet sur le capital physique. L'effet en 2018 sur le niveau d'activité est de +0,3 point de pourcentage.

2.5. L'emploi RD et l'embauche de chercheurs

Par souci de tester la robustesse des résultats qu'il obtient, Duguet (2012) évalue l'effet de la souscription au CIR sur le taux de variation du nombre de chercheurs, pour chacune des dix paires d'années incluses dans son étude (1994-1993,..., 2003-2002). L'effet annuel moyen, calculé pour la sous-population des entre-

16. Cette approximation du premier ordre surévalue l'effet, $(S'_{-3} - S_{-3}) / S_{-3}$ n'étant pas assez proche de zéro (0,106 dans le scénario d'effet de levier). Nous avons évoqué un problème similaire lié à l'usage du logarithme des dépenses de RD dans le papier de Lhuillery *et al.* (2013) ; cf. sous-section sur l'effet du CIR sur les dépenses de RD. L'approximation suivante corrige un peu ce problème : $0,07 \times (S'_{-3} - S_{-3}) / S_{-3} - 0,325 \times ((S'_{-3} - S_{-3}) / S_{-3})^2$. Moffatt et Salies (2006) critiquent la log-différence pour approcher des taux de variation quand ceux-ci sont élevés.

prises dont la RD augmente,¹⁷ est de 11,12 %. L'évaluation de Duguet (2012) sur le nombre de chercheurs, pour les années 1999-1998 et au-delà, ne fait pas d'hypothèse de tension sur le marché du travail. Elle vise à se rapprocher de la littérature sur les fonctions de production d'innovation afin d'examiner si le CIR est utilisé pour innover¹⁸. Dans leur évaluation de l'effet de la réforme de 2008 sur les besoins futurs en chercheurs, Cahu *et al.* (2010) font en revanche cette hypothèse.

Dans un de leurs scénarios, une hausse importante de la demande de chercheurs crée des tensions sur le salaire de ces derniers (l'hypothèse sous-jacente est que le stock de connaissance en valeur croît plus que le stock en volume). En cas de pénurie passagère de chercheurs, l'augmentation de la DIRDE se traduit davantage par une augmentation de leurs rémunérations (effet prix) que par une hausse des effectifs (effet volume), réduisant ainsi l'effet du surcroît d'investissement sur l'innovation. La prise en compte des effets prix passe par une décomposition du salaire des chercheurs en une composante de taux de variation de leur productivité (2 %) et une composante de tension sur le marché du travail. Les auteurs développent deux approches pour la variable de tension. Dans la première, la variable de tension dépend du taux de variation de l'effort de RD. Dans la seconde, elle dépend du taux de croissance des effectifs RD (Cahu *et al.*, 2010 font des hypothèses supplémentaires ; voir pp. 331-332). Quelle que soit l'approche, ils prévoient une hausse des effectifs de chercheurs de 25 % environ entre 2007 et 2020.

Margolis et Miotti (2015) étudient l'impact du Dispositif jeune docteur (DJD) sur l'insertion des docteurs (doctorat obtenu en France ou équivalent obtenu à l'étranger) dans les fonctions de RD. Notons qu'après son introduction en 1999, le DJD a été renforcé à l'occasion de réformes du CIR (entre les années 2004 et 2008 incluses). Avec la réforme de 2008, une entreprise qui embauche un docteur bénéficie d'un crédit d'impôt de 30 % du double du salaire chargé, soit 60 % de celui-ci (voir le tableau A en annexe). Les auteurs répondent notamment à la question de savoir si les

17. Cette restriction réduit artificiellement l'écart de performance avec les entreprises non-bénéficiaires (Cahu *et al.*, 2010).

18. Je remercie l'un des rapporteurs pour cette précision.

réformes de 2004, 2006 et 2008 du CIR et du DJD ont eu un impact positif sur l'embauche en CDI sur des postes de RD pour les docteurs¹⁹. La cohorte étudiée est celle de 2004, c'est-à-dire les diplômés qui ont quitté le système éducatif entre octobre 2003 et octobre 2004. Nous faisons remarquer que les auteurs ne possèdent que des variables relatives aux individus et au poste. Néanmoins, ils prennent en compte les profils précis des diplômés.

Le modèle économétrique spécifié par Margolis et Miotti (2015) permet d'estimer la probabilité avec laquelle un diplômé sort d'un épisode de chômage (pour un premier emploi à la RD en CDI dans le privé) au mois m sachant que cet épisode ne s'est pas arrêté en $m - 1$. Le poste est défini soit à partir de la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS),²⁰ soit à partir de la fonction déclarée par le diplômé à l'embauche. Contrairement aux réformes du CIR en 2004 et du DJD en 2006, les auteurs trouvent que celle de 2008 a eu un impact différentiel positif sur l'embauche de docteurs-ingénieurs relativement aux ingénieurs. Relativement à l'ensemble des diplômés, les ingénieurs ont une probabilité de sortie du chômage inférieure de 25,9 %, alors que celle des docteurs-ingénieurs est supérieure de 3,2 %. Le différentiel, 29,1 % est significativement différent de zéro au seuil de 1 % (cette estimation est obtenue pour la définition PCS du poste de travail). Prises dans leur ensemble, les réformes du CIR ont accru de 33,8 % la probabilité de sortie du chômage des docteurs-ingénieurs. La réforme de 2008, relativement aux réformes de 2004 et 2006, a accru la probabilité d'embauche de 18,5 %.

L'étude de Métivier *et al.* (2015), qui décompose l'emploi par type de poste (chercheurs et personnel de soutien) entre 2002 et 2012, pourrait remettre en question une partie des résultats de cette sous-section. En effet, cette étude tente de montrer que le CIR a amené une requalification de techniciens en chercheurs. Pour cela, elle utilise des données de DIRDE aux niveaux départemental et national. Elle ne construit pas de scénario contrefactuel, ni ne repose sur un modèle économique avec des hypothèses théoriques testables. Toutefois, cette étude inclut des données intéressantes,

19. Pour ces auteurs, les effets de la crise sur la durée de chômage ne sont pas identifiables séparément de ceux d'une longue recherche d'emploi. C'est effectivement un problème si ces effets sont liés au diplôme.

20. Elle remplace la nomenclature CSP depuis 1982.

notamment par branche d'activité. Ses auteurs montrent que, dès 2006, l'évolution de la part de chercheurs recrutés (dans l'ensemble des recrutements) reste stable tandis que l'effectif du personnel de recherche suit le montant du CIR (la valeur de 2007 vaut quatre fois celle de 2006). Dans les sept branches sur 32 où l'emploi dans la RD augmente significativement, il n'y a pas décrochage non plus.

Une approche moins fragile sur le plan de la validité interne (voir Meyer, 1995 pour une définition) que celle développée par Métivier *et al.* (2015) consisterait à étendre l'étude de Margolis et Miotti (2015) au personnel de soutien à la RD en prenant par exemple ce personnel comme groupe de contrôle supplémentaire. Dans une étude récente, Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) ne sont d'ailleurs pas aussi critiques que Métivier *et al.* (2015). Soulignons toutefois que leur étude porte sur l'effet des différentes aides cumulées à la RD (CIR inclus) sur l'emploi RD et l'emploi RD hautement qualifié (HQ). Ils montrent que ces aides ont un impact positif sur l'emploi HQ. L'impact pour les entreprises qui ont de l'emploi HQ l'année qui précède la réforme de 2004 est positif. Pour ce qui est de l'emploi HQ financé grâce au supplément d'aide, l'impact va dans la même direction. En revanche, l'impact sur l'emploi HQ financé en propre par les entreprises est négatif. Les auteurs parviennent au résultat qu'un peu moins de la moitié (44 %) du supplément d'aide versée entre 2004 et 2010 aurait servi à financer ces nouveaux emplois. Pour l'évaluation de la réforme de 2008 sur l'emploi RD, ils retiennent les entreprises présentes en 2007, observées entre 2007 et 2010 et qui ont de emplois HQ au moins deux années. L'impact sur l'emploi non financé par les aides est significativement négatif pour les années 2008 à 2010. L'emploi RD baisse également. Globalement, les aides à la RD ont eu un impact positif mais nettement inférieur à l'augmentation des aides reçues.

Notons que la définition des groupes de traitement des auteurs tient compte du passage des TPE au statut PME de 10 salariés ou plus, ce qui est une contribution par rapport aux autres études. En effet, certaines TPE qui reçoivent des aides au cours d'une année, embauchent. Ce faisant, elles franchissent le seuil de 10 salariés l'année suivante. N'étant plus comptées pour le calcul de l'emploi RD des TPE, il diminue mécaniquement, alors qu'en fait, l'emploi RD de chaque entreprise, indépendamment de sa catégorie, a augmenté. En plus d'effectuer un appariement des groupes

Tableau 1. Effets du CIR et de ses réformes sur les dépenses de RD et autres variables des études sur données françaises

Étude	Type	Champ de l'étude, période	Réforme	Traitements	Variable de résultat	Effet
Cahu et al. (2010)	<i>Ex ante</i>	Données d'entreprises agrégées (nationales), annuelles (2008-2015)	2008	DIRDE avec vs sans réforme DIRDE avec vs sans réforme DIRDE avec vs sans réforme	Variation (%) DIRDE/PIB Variation (%) PIB Variation (%) nombre de chercheurs	Addition : +0,13 pdp (2018) ^a Entraînement : +0,33 pdp (2018) ^b +0,3 pdp (2022) +25 % (2007-2020)
Duguet (2012)	<i>Ex post</i>	Données individuelles d'entreprises (industrie manufacturière et services aux entreprises), annuelles (1994-2003)		L'entreprise a le CIR ou pas	Variation (%) dépenses de RD Variation (%) nombre de chercheurs RD etp	Addition : multiplicateur = 1,01 sur les traités (1993-2003) Entre 7,5 et 12,6 pdp sur les traités
Mulkay, Mairesse (2013)	<i>Ex ante</i>	Données individuelles d'entreprises (industrie manufacturière et services aux entreprises), annuelles (2000-2007)	2008	CIR/Dépenses de RD Coût d'utilisation du capital RD	Coût d'utilisation du capital RD Dépenses de RD (Variation dépenses de RD)/CIR	-45,7 % Substitution : élasticité de long-terme -0,4 (d'ici 2020) Substitution : multiplicateur = 0,7 (2019) Addition : multiplicateur = 1,1 (2012)
Lhuillery et al. (2013)^c	<i>Ex post</i>	Données individuelles d'entreprises (industrie manufacturière et services aux entreprises), annuelles (1993-2009)	2004	+1 % de CIR. CIR de départ : 6-20 k € 3-400 k € <3 k € et >400 k €	Variation (%) des dépenses de RD des entreprises qui souscrivent	Substitution (période 1998-2003) Addition : élasticité 0 à 1 (après 2003) Entraînement : élasticité 1 à 2 (après 2003)
Bozio et al. (2014)	<i>Ex post</i>	Données individuelles d'entreprises (industrie manufacturière et services aux entreprises), annuelles (2004-2010)	2008	L'entreprise a toujours le CIR ou pas depuis 2004	Dépenses de RD (2005-2010) Variation (%) dépenses de RD (entre 2004-2007 et 2008-2010) Nombre de brevets	Entraînement : multiplicateur = 2,3 sur les traités Addition : +17 pdp sur les traités Aucun

Tableau 1 (suite). Effets du CIR et de ses réformes sur les dépenses de RD et autres variables des études sur données françaises

Étude	Type	Champ de l'étude, période	Réforme	Traitements	Variable de résultat	Effet
Margolis, Miotti (2015)	<i>Ex post</i>	Données individuelles de jeunes diplômés (cohorte 2004), mensuelles (11/2003-07/2009)	DJD 2004 2006 2008	Occurrence ou pas d'au moins une des réformes (2004, 2006, 2008) sur la période de chômage	Variation (%) de la probabilité de sortir du chômage pour un premier CDI dans le privé au plus cinq années après la fin des études	+33,8 % pour les docteurs ingénieurs
Métivier <i>et al.</i> (2015)	<i>Ex post</i>	Données d'entreprises agrégées (départementales et nationales), annuelles (2002-2012)	2008	CIR	DIRDE Nb. de chercheurs RD et personnel de soutien	Substitution : multiplicateur = 0,19 (2007-2012) Substitution de chercheurs au personnel de soutien
Marino <i>et al.</i> (2016) ^c	<i>Ex post</i>	Données individuelles d'entreprises (industrie manufacturière et services aux entreprises), annuelles (1993-2009)	2008	+1 k € de subvention. Subvention de départ : 145 k € – 1800 k € >13000 k €	Variation (%) des dépenses de RD	(Entreprises qui souscrivent au CIR et ont des subventions) Substitution : -0,8 à -0,3 pdp sur les (2004-2009) Addition : 0,5 à 0,8 pdp (1993-2009)
Dortet-Bernadet, Sicsic (2017)	<i>Ex post</i>	Données individuelles d'établissements et d'entreprises (PME), annuelles (2003-2010)	2004 2008	Aides directes et indirectes à la RD	Emploi HQ non-aidé / aidé en 2006 (entreprises présentes en 2003) Emploi HQ non-aidé / aidé en 2010 (entreprises présentes en 2007)	Substitution : -180 / +320 (somme = 140) Substitution : -1310 / +2140 (somme = 830)

Notes : a. 'pdp' : points de pourcentages.

b. Sous l'hypothèse d'un effet de levier de 2.

c. Nous ne retenons que des résultats du modèle de doses.

Source : auteur.

d'entreprises aidées et non-aidées, Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) « contrôlent » ce problème du passage de TPE à PME (hors TPE) en suivant les entreprises indépendamment des changements de catégorie de taille²¹.

3. Problèmes dans les évaluations et suggestions de solutions

Dans cette section, nous discutons de problèmes connexes et suggérons des solutions. Notre objectif ici est plus généralement d'affiner notre compréhension de l'effet causal du CIR sur les dépenses de RD et autres variables. Nous avons retenu quatre ensembles de problèmes. Le premier concerne la population d'entreprises étudiée à travers les questions de la marge extensive du CIR. Le deuxième concerne la définition de la variable causale qui n'est jamais bien en adéquation aux règles de fonctionnement du CIR. Nous aborderons ensuite les problèmes de l'influence du secteur d'activité de l'entreprise et des variables omises dans l'étape d'appariement des évaluations *ex post*. Et enfin, nous aborderons la question plus complexe des externalités de RD et des effets d'équilibre général.

3.1. Quelle population d'entreprises ?

La comparaison des résultats de ces études est difficile. En effet, les périodes d'observation et les populations d'entreprises sur lesquelles ces études mesurent l'impact du CIR sont assez spécifiques. Par exemple, les entreprises qui bénéficient du CIR et celles qui n'en bénéficient pas durant sept années consécutives, ou bien, toutes les entreprises sauf les *microentreprises*, etc. Au contraire, la population des entreprises étudiée peut être imprécise. C'est le cas des évaluations *ex ante* qui ne distinguent pas les entreprises qui souscrivent effectivement au CIR. Enfin, comme nous venons de le voir, l'évaluation *ex post* du dispositif jeune docteur n'utilise aucune variable relative aux caractéristiques des entreprises qui embauchent les diplômés. Ces problèmes limitent la portée de ces études.

Mises à part les études de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017), ou de Bozio *et al.* (2014) qui, à l'étape d'appariement, incluent une

21. Nous remercions l'un des rapporteurs pour ce point de l'article de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017).

variable d'affiliation à un groupe étranger, il n'existe pas vraiment d'estimation de l'effet de la réforme de 2008 sur la marge extensive. Il n'existe pas non plus d'étude de l'effet du CIR sur la création d'entreprises proprement dite. Rappelons qu'un des modèles de Bozio *et al.* (2014) porte sur l'effet de la réforme de 2008 sur le taux de variation des dépenses de RD des entreprises qui ont toujours souscrit par rapport à celles qui n'ont jamais souscrit sur la période 2004-2010 (cf. sous-section sur l'effet du CIR sur les dépenses de RD). Chez Dortet-Bernadet et Sicsic (2017), la définition d'entreprises jamais aidées est moins stricte (sauf pour l'année 2010 où le groupe de contrôle ne comprend que des entreprises jamais aidées) : à côté des entreprises jamais aidées, les auteurs prennent aussi celles qui ne sont pas encore aidées en t mais qui le seront après t . Cette spécificité pour l'année 2010 peut conduire à surestimer l'effet des aides pour les dernières années ; d'ailleurs, le nombre d'emplois créés augmente en fin de période.

Un dernier point que nous souhaiterions souligner dans cette section est le nombre artificiellement élevé d'entreprises qui souscrivent au CIR chez Bozio *et al.* (2014). En effet, ces auteurs ne disposent pas d'information sur la décision des maisons-mères, qui paient l'impôt et perçoivent les créances, de répartir celles-ci entre les départements RD de leurs filiales. Ne voulant pas éliminer ces filiales de leur échantillon, ils font l'hypothèse qu'elles reçoivent une partie de la créance de CIR dès lors que la maison-mère bénéficie du CIR. Ils ne calculent pas cette créance, mais se servent de cette hypothèse pour appliquer la décision de souscription ou pas au CIR de la maison-mère aux filiales.

3.2. Des règles de fonctionnement du CIR mal prises en compte

La prise en compte des règles de fonctionnement du CIR et de ses réformes est approximative dans quasiment toutes les études²². Le tableau A en annexe, qui détaille une partie de ces règles, permet de se rendre compte que la variable causale dont on veut mesurer l'effet, le dispositif du CIR a changé de définitions de nombreuses fois au cours du temps (changements de formules de calcul, chan-

22. Claire Lelarge fait une remarque similaire dans sa lecture critique de Lhuillery *et al.* (2013) ; voir <http://www.enseignementsup-recherche.gouv.fr/cid49931/cir-statistiques-rapports-et-etudes.html>.

gements de taux dans ces formules, etc.). En outre, cette définition est plus sophistiquée que son codage dans les études (une variable dichotomique, des catégories de CIR ou des doses de CIR). Malheureusement, il est en pratique impossible de faire autant d'évaluations du CIR qu'il y a de définitions du CIR. Sur ce point, l'étude *ex ante* de Mulkay et Mairesse (2013) a une plus grande validité interne (voir Meyer, 1995, pour une définition de ce concept dans le cas des études non randomisées) que les études *ex post*. Dans leur étude, la valeur du CUC RD (la variable « causale ») varie avec le taux du CIR.

On notera aussi que les dépenses externalisées auprès d'institutions publiques de recherches peuvent être soumises à des taux et des plafonds différents pour le calcul de la créance CIR (MENESR, 2014). Cependant, elles ne sont pas distinguées des autres dépenses. *Idem* pour les entreprises entrant dans le système pour la première fois, puisqu'elles bénéficient d'un taux bonifié de 50 % et de 40 % pour la première et seconde année, respectivement. Par ailleurs, l'effet du CIR sur les PME ayant le statut de JEI n'est pas distingué de celui sur les entreprises qui n'ont pas ce statut²³. Or, les JEI (3 080 entreprises en 2013 pour 112 millions d'euros d'exonérations ; voir MENESR, 2016c), les nouvelles entreprises de moins de cinq ans et celles qui bénéficient de la réduction d'impôt au titre de leur statut de « PME de croissance » bénéficient du paiement immédiat du CIR. L'effet du CIR pourrait être différent de celui du CIR reporté sur l'ensemble des entreprises. D'ailleurs, Hallépée et Houlou Garcia (2012) montrent que les entreprises qui cumulent les dispositifs JEI avec d'autres dispositifs (y compris CIR) sont plus productives.

Enfin, aucune étude de la réforme de 2008 ne tient compte du rôle que joue le seuil des 100 millions d'euros de dépenses de RD sur l'estimation de l'effet du CIR. L'effet du CIR pour une entreprise qui se trouve en-deçà de ce seuil est-il le même que pour une entreprise, en tout point similaire, hormis le fait qu'elle se trouve au-delà de ce seuil ? Du fait du changement de taux de 30 % à 5 %, la relation entre CIR et dépenses de RD est affine par morceau et

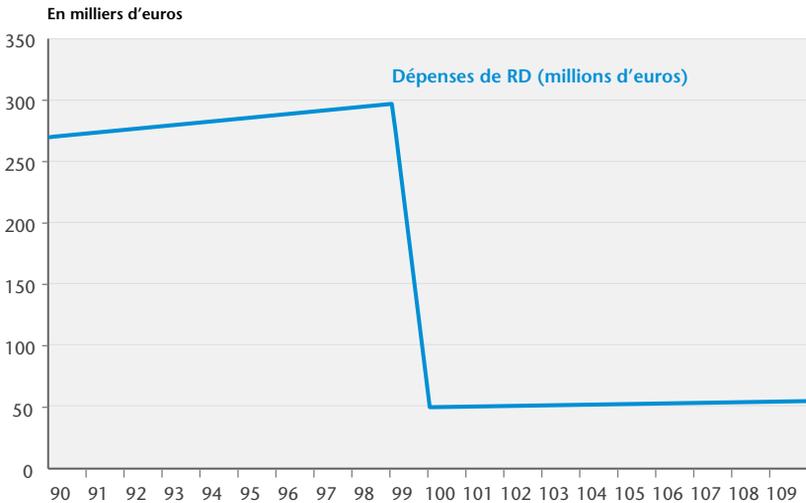
23. Créé en 2004, ce statut permet à une PME de moins de 8 ans et dont plus de 15 % des charges sont des dépenses de RD, de bénéficier notamment d'exonérations de cotisations patronales de sécurité sociale et d'exonération de taxe foncière (pour plus de détail, voir Hallépée et Houlou Garcia, 2012).

« coudée » vers le haut, de sorte que le CIR est globalement dégressif. C'est-à-dire,

$$\frac{CIR}{RD_{-1}} = \frac{25 \times 10^6 \text{€}}{RD_{-1}} + 0,05, RD_{-1} \geq 100 \times 10^6 \text{€}.$$

Pour RD_{-1} égal à 95 millions d'euros, le ratio vaut bien sûr 0,3, mais pour RD_{-1} égal à 105 millions d'euros, le ratio vaut 0,288... Un accroissement des dépenses de RD de 1 % augmente le CIR de 285 000 euros dans le premier cas, mais de seulement 52 500 euros dans le second (graphique 2).

Graphique 2. Supplément de CIR (en milliers d'euros) pour 1 % d'accroissement des dépenses de RD



Lecture : lorsque les dépenses de RD passent de 95 à 95,95 millions d'euros (+1 %), le taux de 30 % s'applique à la totalité de l'augmentation des dépenses (950 mille euros) ; le CIR augmente alors de 285 mille euros. Avec des dépenses au départ de 105 millions d'euros, le taux de 30 % ne s'applique qu'aux 100 premiers millions, et celui de 5 % aux cinq millions restants. Lorsque ces dépenses passent de 105 à 106,05 millions d'euros, l'augmentation du CIR vaut $0,05 \times 1,05$ million d'euros, soit 52,5 milliers d'euros.

Source : calculs de l'auteur.

L'effet du CIR sur les dépenses de RD ne pourrait donc pas être le même selon que nous comparions des entreprises dont les dépenses de RD sont inférieures ou supérieures au seuil des 100 millions²⁴. Les études *ex post* de la réforme de 2008 ignorent très probablement

24. Ce problème est exactement le même que celui des études de l'élasticité-prix de la demande d'un bien lorsque ce prix, au lieu d'être linéaire, est un tarif progressif ou dégressif.

ce seuil. Il se peut que l'étape d'appariement exclue les entreprises dont les dépenses de RD dépassent ou avoisinent les 100 millions d'euros. Car à ce niveau il serait cohérent de ne trouver que des bénéficiaires du CIR. Donc aucune évaluation n'y serait possible, hormis avec le modèle de doses.

3.3. Contrôles sectoriels

Nous nous étonnons du rôle peu significatif de l'appartenance sectorielle sur l'effet du CIR. Nous faisons d'abord remarquer que l'appartenance sectorielle n'est pas prise en compte de la même manière selon les études, voire pas du tout dans l'étude de Cahu *et al.* (2010) par exemple. Dans l'étude de Mulkay et Mairesse (2013), le secteur est pris en compte à travers l'utilisation d'indices de prix sectoriels pour déflater des variables observées au niveau de la firme. Dans les études *ex post*, le secteur est le plus souvent une variable d'appariement (au même titre que d'autres facteurs de souscription au CIR tels que la taille, etc.) qui compte peu (Marino *et al.*, 2016 ; Lhuillery *et al.*, 2013 ; cf. la section sur les variables explicatives de la souscription au CIR). Notons que les modèles à effets fixes contrôlent pour l'appartenance sectorielle (qui varie rarement dans le temps). Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) vont un peu plus loin en estimant un modèle par secteur, sachant qu'il s'agit des secteurs les plus intenses en RD : l'industrie, les services informatiques et les activités scientifiques et techniques.

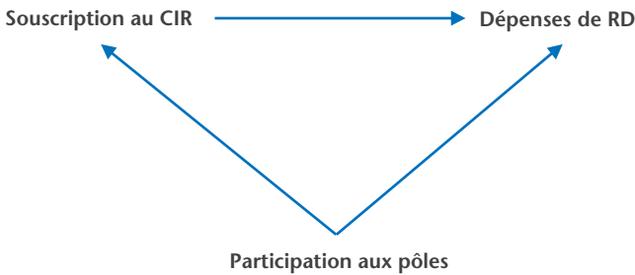
La question de l'appartenance sectorielle mériterait quand même d'être creusée, notamment à la lumière de l'évolution de la part des créances au titre du CIR dans l'industrie manufacturière. D'après une étude du MENESR (2016b, p. 13), en 2013, 60,9 % des créances sont allées à l'industrie manufacturière ; c'était 68,8 % en 2007 (MENESR, 2010). Cette évolution reflète probablement un léger changement dans les caractéristiques des entreprises qui souscrivent au CIR. L'étude de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) inclut un résultat qui va dans ce sens, bien que celui-ci concerne l'effet de l'ensemble des aides reçues par les petites entreprises sur une partie de l'emploi non financé qu'elles réduisent au bénéfice de l'emploi financé, grâce au supplément d'aides. Par rapport à 2003, la baisse de l'emploi hautement qualifié a été plus forte dans l'industrie en 2010. En 2005, c'était au contraire dans les services. Enfin, il serait bon de savoir si, dans les branches d'activité comme l'industrie

pharmaceutique, où les dépenses de RD (emploi RD y compris) ont diminué sur la période 2007-2012, le CIR a eu l'effet d'addition que l'on trouve en moyenne pour l'ensemble des secteurs. D'après Métivier *et al.* (2015), il y a un effet de substitution. Métivier *et al.* (2015) déduisent l'effet d'éviction du calcul d'un multiplicateur à la Mulkay et Mairesse (2013), mais appliqué à l'emploi sur la période 2000-2010. Ce multiplicateur est très faible sur les chercheurs RD (environ 0,6 emploi/10⁶€).

3.4. Variables omises

Nous nous intéressons plus particulièrement à des variables qui devraient être incluses dans la procédure d'appariement des caractéristiques des entreprises qui souscrivent et ne souscrivent pas au CIR. La première de ces variables est l'appartenance ou pas à un pôle de compétitivité²⁵. La question qui nous intéresse est celle de savoir si l'effet du CIR sur les dépenses de RD des entreprises est indépendant de l'appartenance de ces entreprises à un pôle de compétitivité.

Graphique 3. L'influence de la participation aux pôles de compétitivité sur l'effet du CIR



L'évaluation *ex post* de Bellégo et Dortet-Bernadet (2014), qui étudient l'effet de la participation à un pôle de compétitivité sur les dépenses de RD sur la période 2006-2009, révèle que le montant de CIR influence la décision de participation des entreprises aux pôles, à côté d'autres variables retenues pour l'année 2005. Cependant, elle révèle également que, sur la même période, le taux de recours au CIR a augmenté de près de 11 points de pourcentage de plus dans

25. Le lecteur pourra trouver une définition des pôles à l'adresse <http://competitivite.gouv.fr> ; voir également Dang et Longhi (2009).

les pôles que pour un ensemble comparable d'entreprises situées en dehors. Ainsi, la participation aux pôles pourrait amplifier l'effet du CIR sur les dépenses de RD ; MENESR (2014) s'intéressent également à ce point que nous schématisons dans le graphique 3. Sans contrôle, à l'étape d'appariement, de l'appartenance à un pôle de compétitivité (c'est le cas dans les études vues dans la section précédente), l'effet estimé du CIR sur les dépenses de RD est la somme d'un effet direct (celui qui nous intéresse) et d'un effet indirect *via* l'appartenance à un pôle (Morgan et Winship, 2007)²⁶.

Nous souhaiterions également discuter un point de l'étude de Margolis et Miotti (2015). Les entreprises qui embauchent des docteurs, dans le cadre du DJD, ne peuvent avoir un effectif du personnel de recherche inférieur à celui de l'année précédente (voir le tableau A). En revanche, on ne sait rien des entreprises qui embauchent par exemple des ingénieurs qui n'ont pas de doctorat. De la même manière que Duguet (2012) qui, dans une variante d'estimation, étudie l'impact du CIR sur l'augmentation des dépenses de RD en ne retenant que des entreprises où cette augmentation est positive dans les deux groupes de traitement, Margolis et Miotti (2015) pourraient ne retenir que les embauches de diplômés dans les entreprises dont l'effectif ne diminue pas. Pour cela, il aurait fallu qu'ils eussent possédé des variables relatives à l'emploi dans ces entreprises ; celles, par exemple, de la base des déclarations annuelles des données sociales (DADS).

Nous avons vu dans la section précédente sur l'impact du CIR que l'étude de Lhuillery *et al.* (2013) portait notamment sur l'effet de l'accroissement marginal de doses de CIR sur les dépenses de RD d'entreprises qui ne reçoivent pas d'aides directes. Or, un des messages importants d'une version ultérieure de leur étude (Marino *et al.*, 2016), est que ces deux dispositifs ne devraient pas être étudiés séparément. En effet, l'effet d'un accroissement marginal de doses d'aides directes sur les dépenses de RD n'est pas indépendant du fait que ces entreprises souscrivent ou pas du CIR. Il y aurait un effet d'éviction de l'investissement privé par les aides directes plus important chez les bénéficiaires du CIR. Ce résultat suggère qu'en

26. Comme le suggère l'un des rapporteurs de cet article, si l'appartenance à un pôle s'explique par les variables d'appariement, sa prise en compte ne changera pas les résultats. Parmi ces variables, le degré d'innovation passé des entreprises est un bon candidat.

complément de l'étude de Lhuillery *et al.* (2013), il pourrait être intéressant d'étudier l'effet de doses de CIR pour différents montants d'aides directes. Un des tests de robustesse mené par Bozio *et al.* (2014) affaiblit la portée du message précédent. En effet, les résultats du premier modèle sont « relativement similaires », qu'ils estiment leur premier modèle pour les dépenses de RD nettes des subventions ou pas (p. 21)²⁷. Sur ce point, l'étude de Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) représente un bon compromis puisque le groupe de contrôle, qui inclut des entreprises qui n'ont ni CIR ni subventions (aides directes régionale, nationale et européenne), est bien défini. Mais, en ne distinguant pas les traitements « CIR seul » et « CIR + autres aides », elle suppose implicitement qu'ils ont le même effet relativement au traitement « aucune aide ». C'est le cas pour toutes les évaluations du CIR où le groupe test comprend des entreprises qui utilisent en même temps le CIR et des aides directes.

Enfin, nous faisons remarquer que ces études n'exploitent pas d'information qualitative sur les raisons pour lesquelles les entreprises souscrivent ou pas au CIR, ou quittent le dispositif. Bozio *et al.* (2014) qui, dans leur échantillon, estiment à 49 % le pourcentage d'entreprises éligibles, mais qui ne souscrivent pas sur la période 2004-2010, suggèrent plusieurs raisons. Par exemple, des entreprises trouvent la souscription compliquée ou risquée (crainte d'un audit fiscal *post*-souscription). L'incertitude sur la stabilité du dispositif constituait également un frein avant 2008 (voir la note de bas de page 2 dans Mulkay et Mairesse, 2013).

3.5. Effets d'équilibre général externalités

Le taux de CIR appliqué au volume des dépenses de RD, qui valait 5 % en 2004, a doublé en 2006 pour atteindre 30 % en 2008. Le nombre de déclarants de dépenses de RD éligibles au CIR a augmenté de 51 % entre 2004 et 2007 et même de 38 % ne serait-ce qu'entre 2007 et 2008 (MENESR, 2010), pour atteindre le nombre d'environ 20 000 en 2013²⁸. La générosité et le nombre de bénéficiaires du CIR se sont suffisamment accrus pour que nous nous posions la question de l'existence d'un effet d'équilibre général du

27. Ce résultat pourrait refléter la part relativement plus faible des subventions dans les aides à la RD, surtout vers la fin de la période qu'ils étudient.

28. Le nombre de bénéficiaires du DJD est passé de 255 à plus de 1 500 de 2003 à 2013 (les montants sont passés de 44 à 107 millions d'euros).

dispositif. Cet effet n'est mis en avant dans aucune des études sur le CIR. Supposons qu'il passe par le prix moyen des produits des entreprises qui font de la RD et bénéficient du CIR, et qu'il varie avec le nombre de ces entreprises. L'approche théorique développée par Heckman *et al.* (1998), pour le secteur de l'éducation, suggère qu'avec le nombre croissant de bénéficiaires, le rapport entre prix – ou la marge – de ces derniers et celui des non-bénéficiaires pourrait avoir diminué, rendant le dispositif moins attractif à long-terme.

Par ailleurs, l'existence d'externalités positives de RD fait que l'effet d'addition du CIR pourrait se répercuter sur d'autres bénéficiaires, mais aussi sur des non-bénéficiaires. Or, dans les évaluations *ex post*, où, conditionnellement au modèle, les observations individuelles sont supposées indépendantes, ces effets ne sont pas pris en compte²⁹. Les retombées attendues sous forme d'externalités positives sociétales ne sont pas retranscrites dans les études, comme le souligne la Cour des comptes (2013, p. 77). Ainsi, l'impact du CIR ne se résume pas à celui du multiplicateur. Notons enfin que les coûts d'administration pour l'État ne sont pas pris en compte non plus. L'accroissement du coût du CIR est supposé ne pas se faire au détriment d'autres mesures d'incitation à innover. Ce problème et le précédent peuvent être surmontés en combinant évaluations *ex ante* et *ex post*. Par exemple, en appliquant le modèle de Mulkay et Mairesse (2011), enrichi de manière à prendre en compte un secteur des biens finals, sur des données qui permettent de distinguer les entreprises qui souscrivent au CIR des autres.

4. Conclusion

Toutes les études concluent à une augmentation des dépenses de RD des entreprises aidées (pas d'effet d'aubaine complet) et, en moyenne, à un effet positif d'addition qui est plus probable pour des montants de CIR moyens. Cela n'exclut pas un effet de levier pour certains montants du CIR et des effets de substitution lorsqu'une partie du CIR versée ne sert pas à financer de nouvelles dépenses de RD. L'étude *ex ante* la plus citée (Mulkay et Mairesse,

29. Le modèle causal de Rubin suppose qu'il n'y a pas d'interaction entre les agents, au sens où les dépenses de RD d'une entreprise, qu'elle souscrive ou pas au CIR, ne dépendent pas des décisions de souscription des autres entreprises.

2013) conclut à un rendement de long-terme de 0,7 euro de DIRDE (notons cependant que l'égalité à 1 n'est pas rejetée). Des effets d'aubaine significatifs ont été trouvés par Marino *et al.* (2016), et pour les petites entreprises (Dortet-Bernadet et Sicsic, 2017), en soulignant toutefois que dans ces deux études, il s'agit de l'effet du CIR cumulé avec d'autres aides. L'effet sur le nombre de chercheurs embauchés est également important. Ces effets se sont amplifiés avec la réforme de 2008.

En ce qui concerne l'effet sur l'ensemble des entreprises, les résultats infirment ceux de Métivier *et al.* (2015) qui ont alimenté le débat sur le CIR en essayant de montrer que depuis 2008, il y avait eu détournement d'une partie de son objectif, avec l'effet d'éviction des dépenses privées par le soutien public. Il est vrai que, avec le passage à un système 100 % volume, l'État subventionne automatiquement des dépenses de RD qui auraient été faites sans CIR (Neubig *et al.*, 2016). Cette hypothèse est particulièrement plausible en ce qui concerne les dépenses de chercheurs qui, en pratique, représentent au moins 50 % des dépenses de RD (Hall, 2002, p. 36). L'efficacité du CIR pourrait s'apprécier au regard de son coût, qui n'a cessé d'augmenter depuis 2004. Il serait intéressant de comparer le coût cumulé (environ 44 milliards d'euros entre 1990 et 2014) au supplément de dépenses de RD sur la même période, relativement au scénario dans lequel le CIR n'aurait pas existé.

D'autres questions peuvent être posées, comme celles de savoir si le CIR contribue à améliorer les performances des entreprises en matière d'investissement, de positionnement en gamme et de compétitivité sur les marchés domestique et extérieur. Dans quelle mesure peut-on dire que ce dispositif contribue à attirer des investissements étrangers ? Une approche pourrait consister, par exemple, à se focaliser sur les entreprises sous contrôle étranger, en particulier, celles installées depuis peu. La littérature n'a pas cherché à isoler le cas de ces entreprises. Or, l'effet du CIR sur la marge extensive est bien le seul qui compte au niveau de ces entreprises pour lesquelles il y a création d'un département RD et perception d'une créance peu après l'installation. Berger (2016, pp. 14-15), qui trouve que le CIR, parmi d'autres facteurs, incite des multinationales françaises à installer et maintenir leur division RD en France, affirme que l'effet du CIR pourrait être plus grand chez les entreprises venues installer leur RD en France. Au passage, l'auteure fait remarquer (p. 15) que le

CIR n'est pas le seul facteur déterminant dans l'installation. Il y a aussi les écoles d'ingénieurs donnant d'excellents diplômés³⁰. Quant au Crédit d'impôt innovation, dont les créances sont moitié moins concentrées dans l'industrie manufacturière que celles du CIR recherche, quel est son impact ?

Nous concluons cet article avec un rappel des questions esquisées ou déjà soulevées dans la section précédente. Est-ce que dans les branches d'activité où les dépenses de RD ont diminué pendant la crise, le CIR a eu un effet ? Comment tenir compte des modifications du CIR autres que les réformes en 1999, 2004 et 2008 ? Y a-t-il une rupture dans la valeur de l'effet du CIR pour les entreprises qui se trouvent autour du seuil des 100 millions d'euros de dépenses de RD ? L'appartenance à un pôle de compétitivité a-t-elle un effet différentiel sur l'effet du CIR ? Comment tenir compte des externalités positives de RD dans les évaluations *ex post* ? Et, quels sont les effets d'équilibre général de la réforme de 2008 ? L'objet de ces questions, et des extensions des modèles qu'elles suggèrent, est de mieux expliquer le mécanisme « causal » par lequel le CIR stimule le processus d'innovation.

Références

- Angrist J. et J. Pischke, 2009, *Mostly Harmless Econometrics - An Empiricist's Companion*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Bellégo C. et V. Dortet-Bernadet, 2014, « L'impact de la participation aux pôles de compétitivité sur les PME et les ETI », *Economie et Statistique*, 471 : 65-83.
- Berger, S., 2016, *Reforms in the French industrial ecosystem*, Rapport du Ministère de l'Economie, de l'Industrie et du Numérique et Secrétariat d'État à l'Enseignement Supérieur et à la Recherche.
- Bodas Freitas, I., F. Castellacci, R. Fontana, F. Malerba et A. Vezzulli, 2017, « Sectors and the additionality effects of R&D tax credits: a cross-country microeconomic analysis », *Research Policy*, 46 : 57-72.
- Bozio, A., D. Irac et L. Py, 2014, « Impact of research tax credit on R&D and innovation: evidence from the 2008 French reform », Document de travail de la Banque de France, 532, décembre.

30. Sans ce second facteur, il n'y aurait aucune raison de garder, ou d'installer, pour une entreprise étrangère, sa RD en France, surtout pour celles dont une grande part des ventes se fait à l'étranger.

- Business France, 2016. *Rapport sur l'internationalisation de l'économie française - Bilan 2015 des investissements étrangers en France*, avril.
- Cahu, P., L. Demmou et E. Massé, 2010, « L'impact macroéconomique de la réforme de 2008 du Crédit d'impôt recherche », *Revue Economique*, 61 : 313-339.
- CNEPI, 2016, *Quinze ans de politiques d'innovation en France*, France Stratégie, janvier.
- Cohen, W. et S. Klepper, 1996, « Firm size and the nature of innovation within industries: the case of process and product R&D », *The Review of Economics and Statistics*, 78 : 232-243.
- Cour des comptes, 2013, *L'évolution et les conditions de maîtrise du crédit d'impôt en faveur de la recherche*, septembre.
- Dang, R.-J. et C. Longhi, 2009, « Clusters et stratégies de clusters : le cas du pôle de compétitivité 'Solutions communicantes sécurisées' », *Revue d'Economie Industrielle*, 128 : 121-152.
- DRIC, 2016, « L'état du tissu productif français : absence de reprise ou véritable décrochage ? », *Policy Brief*, 6, OFCE, novembre.
- Dortet-Bernadet, V. et M. Sicsic, 2017, « L'effet des aides à la R&D sur l'emploi : une évaluation pour les petites entreprises en France », *Économie et Statistique*, 493 : 5-22.
- 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'Economie Politique*, 122 : 405-435.
- European Commission, 2016, *The 2016 EU Industrial RD Investment Scoreboard*.
- European Commission, 2009, *The 2009 EU Industrial RD Investment Scoreboard*.
- Guillou, S., 2017, « La politique industrielle européenne, petite soeur de la politique de la concurrence », *L'économie européenne 2017*, OFCE (éd.), La Découverte, Paris, 33-43.
- Guillou, S. et E. Salies, 2017, « Le coût du crédit d'impôt recherche », *L'économie française 2017*, OFCE (éd.), La Découverte, Paris, 84-87.
- Guillou, S. et E. Salies, 2015, « Le crédit d'impôt recherche en débat », *Note de l'OFCE*, 55.
- Hall, B., 2002, « The financing of research and development », *Oxford Review of Economic Policy*, 18 : 35-51.
- Hall, B. et J.V. Van Reenen, 2000, « How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence », *Research Policy*, 29 : 449-469.
- Hallépée, S. et A. Houlou Garcia, 2012, Évaluation du dispositif JEL, DGE, septembre.
- Heckman, J.J., L. Lochner et C. Taber, 1998, « General-equilibrium treatment effects: a study of tuition policy », *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 88 : 381-386.

- Holland, P.W., 1986, « Statistics and causal inference », *Journal of the American Statistical Association*, 81 : 945-960.
- Hooge, S. et R. Stasia, 2016, *Performance de la RD et de l'innovation - Du contrôle de gestion à la gestion contrôlée* (1ère éd.), Presses des Mines - Transvalor.
- Kennedy, P., 1981, « Estimation with correctly interpreted dummy variables in semilogarithmic equations », *The American Economic Review*, 71 : 801.
- Le Ru, N., 2012, « Un déficit d'effort de recherche des entreprises française ? Comparaison France-Allemagne », 12-09, MENESR.
- Lhuillery, S., M. Marino et P. Parrotta, 2013, Évaluation de l'impact des aides directes et indirectes à la RD en France, Rapport du MENESR, décembre.
- Margolis, D. et L. Miotti, 2015, *Évaluation de l'impact du dispositif 'jeunes docteurs' du crédit d'impôt recherche*, Rapport du MENESR., octobre.
- Marino, M., S. Lhuillery, P. Parrotta et D. Sala, 2016, « Additionality or crowding-out? An overall evaluation of public R&D subsidy on private R&D expenditure », *Research Policy*, 45 : 1715-1730.
- MENESR, 2010, *Crédit d'impôt recherche : chiffres 2008 et évolutions récentes*, juin.
- MENESR, 2014, *Développement et impact du Crédit d'impôt recherche : 1983-2011*, avril.
- MENESR, 2016a, *Guide du Crédit d'impôt recherche 2016*, mars.
- MENESR, 2016b, *Le Crédit d'impôt recherche en 2013*, avril.
- MENESR, 2016c, *L'état de l'enseignement supérieur et de la recherche en France – 50 indicateurs*, 9, juin.
- Métivier, F., P. Lemaire et E. Riot, 2015, « CIR et RD : efficacité du dispositif depuis la réforme de 2008 », Sciences en Marche, mimeo.
- Meyer, B.D., 1995, « Natural and quasi-experiments in economics », *Journal of Business & Economic Statistics*, 13 : 151-160.
- Moffatt, P.G. E. Salies, 2006, « Inaccurate approximation in the modelling of hyperinflations », *Quality & Quantity: International Journal of Methodology*, 40 : 1055-1060.
- Morgan, S.L. et C. Winship, 2007, *Counterfactuals and Causal Inference - Methods and Principles for Social Research*, Cambridge University Press, USA, New York.
- Mulkay, B. et J. Mairesse, 2011, *Évaluation de l'impact du Crédit d'impôt recherche*, Rapport du MENESR.
- Mulkay, B. et J. Mairesse, 2013, « The RD tax credit in France: assessment and *ex ante* evaluation of the 2008 reform », *Oxford Economic Papers*, 65 : 746-766.

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

ANNEXE A. Développements des dispositifs CIR

Le tableau A présente des règles de fonctionnement et réformes importantes du CIR sur la période couverte par les études.

Tableau A. Quelques règles et réformes du CIR et du dispositif « jeune docteur », à partir de 1993.

Année	Règles et réformes
1993	<p>En notant le taux qui s'applique à l'accroissement des dépenses de RD α, et le plafond (en millions d'euros) P,^a,</p> $CIR = \min \left\{ \max \left\{ \alpha \left(RD - \frac{RD_{-1} + RD_{-2}}{2} \right); 0 \right\}; P \right\}, \alpha = 25 \%, P = 8,4.$
1999	<p>Création du Dispositif « jeune docteur » (DJD) pour le recrutement d'un docteur embauché en CDI. L'effectif du personnel de recherche de l'entreprise ne doit pas être inférieur à celui de l'année précédente. L'entreprise peut bénéficier du DJD pendant 12 mois. Le taux du DJD est de 60 % du salaire chargé.</p>
2004	<p>Création d'une part « volume » au taux β de 5 % des dépenses de RD de l'année précédente :</p> $CIR' = CIR + \beta RD_{-1}, \alpha = 45 \%, \beta = 5 \%, P = 8.$ <p>Les entreprises de moins de cinq ans, les jeunes entreprises innovantes et les entreprises qui ont le statut de « PME de croissance » bénéficient du paiement immédiat sur le volume de dépense au taux $\beta = 25 \%$.</p>
2006-2007	<p>$\alpha = 40 \%$, $\beta = 10 \%$, $P = 10$ (16 en 2007). Pour le DJD le taux du CIR s'applique au double du salaire chargé.</p>
2008	<p>La part « accroissement » et le plafond sont supprimés, $\beta = 30 \%$ (5 % pour toute dépense au-delà du seuil de 100 millions d'euros)^b :</p> $CIR'' = \min \{ \beta RD_{-1}; 25 + 0,5 RD_{-1} \},$ <p>$\beta = 50 \%$ la première année (40 % la deuxième), à la suite d'une période d'au moins cinq ans pendant laquelle elle n'a pas bénéficié du CIR. Pour le DJD, la période de 12 mois passe à 24 mois.</p>
2009	<p>Modification des modalités de remboursement du CIR : remboursement en 2009 de la créance fiscale au titre du CIR de 2008 et de la créance résiduelle au titre du CIR 2007, 2006 et 2005.</p>
2011-2012	<p>$\beta = 40 \%$ pour les entreprises qui entrent dans le dispositif la première année, 35 % la deuxième. Réformes du dispositif JEI qui sera aussi réformé en 2012.</p>
2013	<p>Extension du CIR aux dépenses d'innovation de produits (le crédit d'impôt innovation). Le taux est de 20 % des dépenses d'innovation pour les PME avec un plafond de 400 000 euros.</p>
2014	<p>Assouplissement des conditions du DJD (voir Margolis et Miotti, 2015, p. 31).</p>

Notes :

a. Au cas où le CIR excède l'impôt dû, il est reporté sur les exercices suivants, l'éventuel reliquat étant alors remboursé par l'État à l'entreprise.

b. Ce seuil s'apprécie filiale par filiale.

Sources : les versions successives de l'Art. 244 quater B du Code général des impôts, et calculs de l'auteur.