

## VARIA

---

### **Le multiplicateur d'investissement public**

*Une revue de littérature*

**Gilles Le Garrec et Vincent Touzé**

### Dossier : CRÉDIT D'IMPÔT RECHERCHE

#### **Introduction**

**Evens Salies**

#### **L'hétérogénéité des stratégies d'entreprises en matière de Crédit d'Impôt Recherche**

**Pierre Courtioux, Emmanuelle Deglaire, François Métivier et Antoine Rebérioux**

#### **L'impact du CIR sur l'emploi dans la R&D du secteur privé**

*Une revue critique*

**Evens Salies**

#### **Collaborer ou sous-traiter pour innover**

*L'incidence des financements publics*

**Kymblye Christophe, Valentin Dillies et Vincent Dortet-Bernadet**

#### **Aides à la R&D**

*Pratiques internationales et revue de la littérature sur leurs effets*

**Simon Bunel et Michaël Sicsic**

## OFCE

L'Observatoire français des conjonctures économiques est un organisme indépendant de prévision, de recherche et d'évaluation des politiques publiques. Créé par une convention passée entre l'État et la Fondation nationale des sciences politiques approuvée par le décret n° 81.175 du 11 février 1981, l'OFCE regroupe plus de 40 chercheurs (es) français et étrangers. « Mettre au service du débat public en économie les fruits de la rigueur scientifique et de l'indépendance universitaire », telle est la mission que l'OFCE remplit en conduisant des travaux théoriques et empiriques, en participant aux réseaux scientifiques internationaux, en assurant une présence régulière dans les médias et en coopérant étroitement avec les pouvoirs publics français et européens. Philippe Weil a présidé l'OFCE de 2011 à 2013, à la suite de Jean-Paul Fitoussi, qui a succédé en 1989 au fondateur de l'OFCE, Jean-Marcel Jeanneney. Depuis 2014, Xavier Ragot préside l'OFCE. Il est assisté d'un conseil scientifique qui délibère sur l'orientation de ses travaux et l'utilisation des moyens.

### Président

Xavier Ragot.

### Direction

Jérôme Creel, Estelle Frisquet, Sarah Guillou, Éric Heyer, Xavier Timbeau.

### Comité de rédaction

Guillaume Allègre, Luc Arrondel, Frédérique Bec, Christophe Blot, Carole Bonnet, Julia Cagé, Virginie Coudert, Brigitte Dormont, Bruno Ducoudré, Michel Forsé, Guillaume Gaulier, Sarah Guillou, Florence Legros, Éloi Laurent, Mauro Napoletano, Hélène Périer, Mathieu Plane, Corinne Prost, Romain Rancière et Raul Sampognaro.

### Publication

Xavier Ragot, *directeur de la publication*

Vincent Touzé, *rédacteur en chef*

Laurence Duboys Fresney, *secrétaire de rédaction*

Najette Moumimi, *responsable de la fabrication*

### Contact

OFCE, 10, place de Catalogne 75014 Paris

Tel. : +33(0)1 44 18 54 19

web : [www.ofce.sciences-po.fr](http://www.ofce.sciences-po.fr)

## VARIA

<b>Le multiplicateur d'investissement public. . . . .</b>	<b>5</b>
<i>Une revue de littérature</i>	
Gilles Le Garrec et Vincent Touzé	

### DOSSIER : CRÉDIT D'IMPÔT RECHERCHE

<b>Introduction . . . . .</b>	<b>35</b>
Evens Salies	
<b>L'hétérogénéité des stratégies d'entreprises en matière de Crédit d'Impôt Recherche . . . . .</b>	<b>39</b>
Pierre Courtioux, Emmanuelle Deglaire, François Métivier et Antoine Rebérioux	
<b>L'impact du CIR sur l'emploi dans la R&amp;D du secteur privé . . . . .</b>	<b>67</b>
<i>Une revue critique</i>	
Evens Salies	
<b>Collaborer ou sous-traiter pour innover. . . . .</b>	<b>105</b>
<i>L'incidence des financements publics</i>	
Kymble Christophe, Valentin Dillies et Vincent Dortet-Bernadet	
<b>Aides à la R&amp;D. . . . .</b>	<b>135</b>
<i>Pratiques internationales et revue de la littérature sur leurs effets</i>	
Simon Bunel et Michaël Sicsic	

Les propos des auteurs et les opinions qu'ils expriment n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquelles ils appartiennent.



# LE MULTIPLICATEUR D'INVESTISSEMENT PUBLIC

## UNE REVUE DE LITTÉRATURE

Gilles Le Garrec, Vincent Touzé<sup>1</sup>

Sciences Po, OFCE

---

Cet article dresse un bilan synthétique des résultats des principales études d'évaluation d'impact des dépenses publiques et en particulier celles d'investissement public. Ce bilan est réalisé en trois points successifs : (1) Puisque l'investissement public est en premier lieu une composante de la demande, nous nous intéressons d'abord à son efficacité sous l'angle général de la dépense publique. La littérature conduit à un multiplicateur des dépenses publiques sur le PIB de 0,8 en moyenne, avec une grande variabilité dans les résultats ; (2) Dans un second temps, la dimension productive de l'investissement public est intégrée. La littérature économique parvient à établir une supériorité de la relance par l'investissement par rapport à la dépense classique à long terme. Par contre, elle tend à souligner la supériorité en termes de relance à court terme de la consommation publique sur des projets de nouvelles infrastructures publiques dont les temps de mise en service seraient très longs ; (3) Enfin, puisque le débat actuel sur la relance par la dépense se situe dans un contexte de crise économique, l'article montre que dans la littérature le multiplicateur atteint en période de crise des valeurs plus élevée comprises entre 1,3 et 2,5 à court terme. De plus, le résultat observé en temps normal (hors période de crise) est inversé : la relance par des grands projets d'investissement public apparaît plus forte que par la consommation publique.

*Mots clés* : multiplicateurs budgétaires, investissement public, dépendance au cycle.

---

---

1. Nous tenons à remercier Xavier Ragot, Jérôme Creel, Francesco Saraceno, les participants au *Lunch Seminar* de l'OFCE (septembre 2020), ainsi que le *referee* pour leurs nombreux commentaires utiles. Nous remercions également la Fondation nationale des travaux publics pour son soutien financier à un programme de recherche (rapport OFCE, 2016) sur l'investissement public dont cet article est issu et en constitue le prolongement.

En 2020, la crise économique et sociale qui a fait suite à la crise sanitaire de la Covid-19 constitue un événement historique exceptionnel, tant pour l'Europe que pour les États-Unis. Pour situer l'ampleur de cette crise, la France a ainsi connu une chute de son PIB supérieure à 8 %, associée à une hausse modérée du taux de chômage. Aucun pays n'a été épargné. La chute du PIB en Angleterre et en Italie a atteint respectivement près de 10 % et 9 %, deux pays durement touchés par le virus. En Allemagne, moins touchée, elle est de 5 %, et 3,5 % aux États-Unis mais avec une hausse vertigineuse du chômage de plus de 9 points de pourcentage entre le premier et le second trimestre 2020. Parmi les grandes puissances économiques, seule la Chine conserve une croissance positive en 2020, de plus de 2 %.

En réponse à une crise exceptionnelle, des plans eux-mêmes exceptionnels ont été mis en place. Aux États-Unis, 2 200 milliards de dollars ont été votés dès fin mars 2020<sup>2</sup> (*CARES<sup>3</sup> Act*). Les dépenses associées ont été concentrées sur les trois derniers trimestres 2020 et ont visé particulièrement les ménages (60 %). En France, à la fin de la première vague de pandémie, « 450 milliards d'euros d'aides et de garanties de l'État » auraient été engagés pour sauver l'économie selon le ministre de l'Économie Bruno Le Maire (*Le Figaro*, 21 mai 2020). L'effort financier de l'État français s'étant poursuivi, le ratio de dette publique sur PIB devrait atteindre 116 % fin 2021 (OFCE, 2021) contre environ 100 % avant la pandémie. Un plan de relance national d'un montant de 100 milliards d'euros a été défini dès début septembre 2020. Environ 40 milliards vont être financés par des contributions européennes. Après de longues négociations, les 27 pays de l'Union européenne se sont, en effet, mis d'accord, le 21 juillet 2020, autour d'un plan de relance (*NextGenerationEU*) européen doté d'un budget pluriannuel de 750 milliards d'euros. Ce plan servira à financer en partie les plans de relance nationaux<sup>4</sup>.

---

2. Après d'âpres négociations entre démocrates et républicains, un plan additionnel (*Consolidated Appropriations Act*) de 900 milliards de dollars a été voté et acté fin décembre 2020. Ensuite, trois mois après son entrée en fonction le 20 janvier 2021, le président Biden a fait voter un plan de relance (*American Rescue Plan, ARP*) de 1 900 milliards de dollars. Comme indiqué par Aurissergues *et al.* (2021), le gouvernement américain aura ainsi engagé près de 24 points de PIB (de 2019) de dépenses publiques supplémentaires, faisant craindre une surchauffe de l'économie américaine avec une inflation qui atteint, en glissement annuel, 6,1% en octobre 2021.

3. *Coronavirus Aid, Relief, and Economic Security Act*.

4. Pour être plus précis, ce plan européen est composé pour plus de moitié (390 milliards) de subventions attribuées aux pays les plus durement touchés par la pandémie, le reste étant des prêts remboursables par chaque pays bénéficiaire.

Outre l'assouplissement des contraintes sanitaires rendu possible par la vaccination des populations, ces vastes plans de soutien financier du secteur productif à court terme (prise en charge des salaires, compensation des pertes, facilité de trésorerie, ...) ont favorisé un rebond de l'activité en 2021. Au-delà de cette préoccupation de court terme, le débat politique s'est également orienté vers des questions de plus long terme. Ainsi, si le plan de relance français a pour première ambition de retrouver le niveau d'activité d'avant-crise dès 2022<sup>5</sup>, il veut aussi « Construire la France de demain ». Autrement dit, au côté d'une relance traditionnelle de court terme, il se dote d'un second objectif de plus long-terme. Le plan de relance fait donc le pari de l'investissement public<sup>6</sup>. En effet, l'investissement public est dans un premier temps une dépense qui apporte des débouchés de production aux entreprises (choc de demande positif), ce qui permet de relancer à court terme l'économie. Mais, à moyen et long terme, cette dépense productive est également capable d'accroître la productivité des moyens de production privée (choc d'offre positif) si les projets d'investissement public sont bien sélectionnés (par exemple, la formation, la recherche et les infrastructures). Si l'efficacité d'une relance productive fait assez peu débat dans la littérature pour soutenir la croissance de long terme (voir Creel *et al.*, 2009 ; Ramey, 2020), la question du court terme s'avère plus délicate. L'ajout d'un choc d'offre positif à un choc de demande positif conduit-il forcément à une relance de court terme supérieure ?

Pour répondre à cette question, et ce en se focalisant sur l'horizon de 2 ans assigné au premier objectif du plan de relance, cet article dresse un bilan synthétique des principales études d'évaluation d'impact des dépenses publiques, et en particulier celles de l'investissement public. Il en ressort que la supériorité de l'investissement public sur la dépense non productive n'est pas établie systématiquement. L'étude détaillée de la littérature met en exergue les dimensions suivantes : le temps nécessaire pour que l'investissement public devienne productif (*Time-to-Build*), la productivité du capital public (constitué des investissements successifs), ainsi que la sensibilité de

---

5. Début septembre 2021, le point conjoncturel de l'INSEE se veut optimiste et montre qu'« en juillet et en août, l'activité économique a continué à progresser pour se retrouver relativement proche de son niveau d'avant crise ».

6. Cette volonté est néanmoins à relativiser. D'après les calculs de l'OFCE (2020), l'investissement public au sens strict (infrastructures, BTP, numérique, santé, ...) ne représentera que 25 % des dépenses du plan de relance prévues pour l'année 2021, 36 % pour l'année 2022. En octobre 2021, un plan additionnel d'investissement (« France 2030 ») doté de 30 milliards d'euros a été adopté.

l'éviction financière à la nature de la dépense publique (consommation vs. investissement). Elle souligne également l'importance de la prise en compte du cycle économique, ou tout du moins de la contrainte de non-négativité du taux d'intérêt nominal (ZLB).

Pour établir la supériorité d'une politique fiscale sur une autre, la mesure privilégiée par les économistes est le multiplicateur de dépenses publiques qui évalue l'impact d'une unité de dépense publique supplémentaire sur la richesse créée dans l'économie (le PIB). Cet indicateur simple à comprendre à la base se présente néanmoins dans la littérature sous trois formes distinctes.

Une première mesure est le multiplicateur d'impact qui évalue, en période courante (année ou trimestre) notée  $t$ , l'impact contemporain de la relance sur la richesse produite :  $\Delta Y_t / \Delta G_t$ , où  $\Delta Y_t$  représente la variation du PIB et  $\Delta G_t$  la variation de la dépense publique. Si ce multiplicateur est négatif, la relance est inefficace car elle induit une réduction de la richesse produite dans l'économie. À l'opposé, un multiplicateur supérieur à l'unité caractérisera une grande efficacité de la relance car l'augmentation de la production privée est supérieure à la hausse de la dépense publique, ce qui caractérise bien l'idée de « multiplicateur ». Notons enfin que dans une économie comme la France, caractérisée par une pression fiscale proche de 50 %, un multiplicateur supérieur à 2 signifie que la mesure est quasi-autofinancée. Dans une telle configuration, la politique de relance doit être fortement recommandée.

Ensuite, pour prendre en compte la forte dimension temporelle associée à l'investissement public *via* son impact sur la productivité, on peut préférer au multiplicateur d'impact un multiplicateur décalé dans le temps de  $n$  périodes :  $\Delta Y_{t+n} / \Delta G_t$ . À la suite d'une impulsion de dépense publique  $\Delta G_t$ , on mesure alors l'impact sur la richesse produite  $\Delta Y$ ,  $n$  périodes plus tard. On peut ainsi étudier la diffusion de la relance budgétaire dans le temps et à quel horizon  $\tilde{n}$  l'effet est maximal.

Enfin, si la relance est étalée dans le temps, on peut privilégier le multiplicateur dans sa version cumulée (actualisée ou non) afin d'avoir une mesure globale de l'impact à l'horizon  $n$  :  $\sum_n \Delta Y_{t+n} / \sum_n \Delta G_{t+n}$ .

Selon les auteurs, les concepts utilisés de multiplicateur varient, ce qui rend plus difficile les comparaisons des évaluations d'impact. Notons également que le terme multiplicateur, s'il est la plupart du temps associé à l'effet sur la richesse produite, il peut aussi être associé à un effet sur l'emploi, l'investissement privé, la dette, par exemple.

Pour dresser un bilan synthétique de la littérature étudiant l'impact des dépenses publiques, avec un focus particulier sur l'investissement public, l'article se structure de la manière suivante. D'abord, puisque l'investissement public est en premier lieu une composante de la demande, nous nous intéressons à son efficacité sous l'angle général de la dépense publique. Dans une seconde section, la dimension productive de l'investissement public est intégrée et nous étudions sous quelles conditions la littérature économique permet d'établir une supériorité de la relance par l'investissement par rapport à la dépense classique. Enfin, puisque le débat actuel sur la relance par la dépense se situe dans un contexte de crise économique, caractérisée entre autre par une trappe à liquidité, nous évaluons dans une troisième section comment une telle situation de crise peut impacter l'efficacité de la relance par l'investissement. Nous concluons dans une dernière section.

## 1. Le multiplicateur des dépenses publiques : un manque de consensus

La question de l'impact macroéconomique de l'investissement public s'intègre en premier lieu dans l'abondante littérature traitant de l'efficacité de la relance budgétaire. Notons néanmoins que, comme composante de la demande de court terme, l'investissement public peut se distinguer des autres composantes (consommation publique et transferts sociaux) par deux aspects : en général elle a plutôt vocation à être financée par la dette publique, et elle n'a pas le même impact sectoriel<sup>7</sup> (par exemple, développer une administration riche en emplois publics vs. construire des infrastructures). La notion d'investissement public peut renvoyer à une acception assez large (encadré 1), ce qui rend sa mesure macroéconomique complexe.

Lorsqu'on s'intéresse à l'étude de l'efficacité de la dépense publique, le moins que l'on puisse dire est que le degré de consensus sur la valeur du multiplicateur de court terme est faible, même si on s'accorde qu'en moyenne il est positif. Ainsi, d'après l'enquête de Gechert (2015) réalisée à partir de 104 études totalisant 1 063 estimations du multiplicateur, les valeurs varient entre -1,75 et 3,9 pour une moyenne de 0,85 mais avec une très forte dispersion mesurée par un écart type de 0,77. Comme on l'a déjà souligné en introduction, la

---

7. Ce qui peut expliquer des impacts variables en termes de soutien à la demande adressée aux différents secteurs productifs.

diversité de ces résultats peut se traduire par des jugements très tranchés sur l'opportunité d'une relance par la dépense publique : de « à éviter absolument » quand le multiplicateur est négatif à « à mettre en œuvre de façon impérative » quand il est supérieur à 2.

Les raisons d'une telle diversité dans les résultats sont multiples. Si l'on se focalise d'abord sur les méthodes basées sur la modélisation économique (trois premières colonnes du tableau 1), elles semblent liées en premier lieu aux différences de conception fondamentale du fonctionnement de l'économie (théorie sous-jacente). Ainsi, dans les modèles d'inspiration keynésienne traditionnelle (tableau 1, colonne « *Macro – K* »), le multiplicateur estimé est en moyenne deux fois plus élevé que le multiplicateur obtenu avec des modèles d'inspiration néoclassique (NC) avec agents optimisateurs qui forment des anticipations rationnelles (colonne « *RBC – NC* »), les modèles qualifiés de Néo-Keynésien (NK) étant entre les deux (colonne « *DSGE – NK* »).

Tableau 1. Le multiplicateur de court terme des dépenses publiques - Données brutes

	<i>Macro – K</i>	<i>RBC – NC</i>	<i>DSGE – NK</i>	<i>SEE</i>	<i>VAR</i>
<b>N</b>	92	54	358	119	440
<b>Moyenne</b>	1,05	0,55	0,76	0,58	1,0
<b>Écart type</b>	0,48	0,78	0,66	0,78	0,85
<b>min</b>	0,20	-1,50	-0,83	-0,75	-1,75
<b>max</b>	2,50	2,50	3,90	3,08	3,73

Note : « *Macro – K* », « *RBC – NC* » et « *DSGE – NK* » désignent, respectivement, les modèles d'inspiration keynésienne traditionnelle (K), néoclassique (NC), néo-keynésienne (NK). Les acronymes *RBC* et *DSGE* signifient, respectivement « Real Business Cycles » et « Dynamic Stochastic General Equilibrium ». « *SEE* » et « *VAR* » renvoient à des approches purement statistiques, univariée pour la première (« Single Equation Estimation »), et multivariée pour la seconde (« Vector AutoRegressive »).

Source : Gechert, 2015.

Dans le modèle keynésien, dans lequel les prix sont rigides à court terme, une large place est faite à la demande à court terme et l'effet de relance transite par la propension marginale des ménages à consommer leur revenu (notée  $c$ ) qui est inférieure à l'unité. Lorsque l'État emprunte pour financer une unité de dépense supplémentaire, en admettant une économie fermée et en situation d'excès d'offre, la richesse produite va alors augmenter d'une unité. Cette richesse est distribuée aux ménages sous forme de salaire ou de dividende. Ces derniers vont se retrouver plus riches et vont donc consommer davantage. Plus précisément, leur consommation va augmenter à un taux

égal à la propension marginale à consommer  $c$ , hausse de la consommation qui va engendrer une nouvelle production de richesse et ainsi de suite. L'effet multiplicateur total dans l'économie s'évalue alors de la façon suivante :  $\Delta Y/\Delta G = 1 + c + c^2 + \dots + c^n + \dots = 1/(1 - c) > 1$ . On peut noter, que même atténué, l'effet de relance à court terme de la dépense publique continue à exister en cas de financement par l'impôt, comme le stipule le fameux théorème d'Haavelmo (1945). Mais quel que soit le financement, à plus long terme, l'ajustement des prix à la hausse peut annuler l'effet de relance<sup>8</sup>. Il est communément admis qu'un choc temporaire de demande n'a pas d'effet réel à long terme (voir par exemple la présentation du modèle quasi-offre/quasi-demande dans le manuel de Blanchard et Cohen, 2020).

### Encadré 1. Investissement public vs. investissement privé

Un investissement correspond à l'achat d'une ressource (actifs physiques ou intangibles, par exemple un brevet) dont l'usage est durable et permet d'accroître la production future de richesses. Il peut être réalisé à un niveau décentralisé pour un usage privé (par exemple, une machine pour une entreprise ou une maison pour un ménage). Il peut également être réalisé à un niveau collectif pour un usage public (local, national ou supranational).

Ce qui distingue l'usage privé de l'usage public, c'est la finalité.

Dans une logique privée, l'arbitrage économique (coût et gain) repose sur des considérations individuelles et purement microéconomiques. Le choix se fait indépendamment des éventuelles interactions et conséquences possibles avec les autres acteurs économiques.

Dans une logique publique, l'arbitrage (coût et gain) repose sur des considérations qui relèvent à la fois de l'intérêt général et aussi sur le fait que l'État a la légitimité naturelle pour produire des biens et services de nature publique :

1) La prise en compte de l'intérêt général signifie que l'État se doit de développer une capacité d'appréciation à un niveau agrégé des besoins

8. En général, les modèles d'inspiration keynésienne prennent en compte la contrainte d'offre : ainsi lorsque l'économie a atteint son niveau de production potentielle, les politiques de relance provoquent des tensions inflationnistes et ont peu d'effet sur la production. Par exemple, Creel *et al.* (2011) présentent différentes estimations du multiplicateur pour l'économie française selon le niveau de saturation de l'outil productif. Ces estimations ont été réalisées à partir du modèle *emod.fr* développé par le département « Analyse et prévisions » de l'OFCE (Chauvin *et al.*, 2002). Leur étude montre que les valeurs du multiplicateur seraient comprises entre 1 et 1,3 à court terme (1 an) et entre 1,2 et 1,7 à long terme (10 ans) lorsque la production effective est éloignée de son niveau potentiel. En revanche, lorsque l'économie est en surchauffe, ces mêmes multiplicateurs seraient réduits à une fourchette comprise entre 0,8 et 1,1 à court terme et deviendraient négatifs ou quasi nuls à long terme (valeurs comprises entre -1,1 et 0,1).

« optimaux » d'investissement dans le secteur privé. Du fait d'externalités positives (ou négatives) consécutives des choix privés, l'État peut prendre des mesures pour soutenir (ou au contraire restreindre) certains investissements privés. Par exemple, avec la crise sanitaire, les mesures de confinement et de restriction de l'activité ont conduit l'État à intervenir comme prêteur en dernier ressort. En effet, le système bancaire privé n'est pas en mesure d'intégrer l'effet bénéfique d'un soutien global du secteur privé souffrant de problèmes de trésorerie. La sauvegarde globale des entreprises économiquement viables hors crise sanitaire peut s'interpréter comme une forme d'investissement (public) dans l'économie privée pour éviter des faillites en cascade et une destruction d'un capital productif dont la reconstitution prendrait du temps et serait plus coûteuse ;

2) La notion de biens et services publics au sens de Samuelson (1954) repose sur deux principes :

- la non-rivalité : le bien ou le service peut être consommé collectivement sans que la consommation d'un individu puisse réduire celle d'un autre ;
- la non-exclusion : la particularité du bien fait qu'il est possible de le consommer sans être contraint d'en payer le prix.

L'investissement public s'inscrit alors dans le cadre de l'organisation et la production de biens et services spécifiques que le secteur privé n'est pas en mesure de produire. Dans cette logique, l'État peut investir pour disposer d'un stock de capital adapté à ses besoins (immeuble administratif, une infrastructure routière, dépenses en R&D, etc.). Il est à noter que la production de ces investissements peut être réalisée par le secteur privé.

Sur l'interaction entre investissement public et investissement privé, il existe une littérature spécifique. Tout d'abord, au niveau macroéconomique, Espinoza *et al.* (2021) montrent que l'investissement public stimule l'investissement privé mais que ce dernier est très sensible aux contraintes financières des firmes. Leurs résultats sont à rapprocher de l'étude de Creel *et al.* (2015) qui isolent à la fois un effet d'entraînement (hausse de la demande globale et des débouchés pour les firmes) et un effet d'éviction (hausse du taux d'intérêt). Ensuite, sur un plan microéconomique basé sur l'interaction entre dépenses publiques et dépenses privées dans la R&D, Bunnell et Sicsic (2021) recensent une littérature spécifique consacrée à l'estimation d'un multiplicateur particulier, appelé *Bang for the Buck* (BFTB). Ce dernier est égal à la dépense d'une entreprise rapportée au montant reçu d'aide publique. Leur étude montre que les résultats sont très hétérogènes et le BFTB varie entre 0,15 et 3,5.

Sur la notion de bien public, la littérature macroéconomique traite l'investissement public comme un facteur de production à part qui impacte directement la productivité globale des facteurs du secteur privé (voir section 2).

Dans les modèles de type *RBC – NC*, les prix sont supposés être toujours flexibles de manière à ajuster l'offre à la demande. Les chocs de demande ne peuvent donc pas avoir d'effets directs, et ce même à court terme. Dans ces modèles d'inspiration néoclassique, les mécanismes sous-jacents expliquant la transmission de la relance à l'économie par la demande publique sont très différents et expliquent la faiblesse du multiplicateur associé (tableau 1, colonne « *RBC – NC* »). Les agents y sont en effet optimisateurs de leur bien-être et forment des anticipations rationnelles, ce qui veut dire qu'ils ont une connaissance parfaite du fonctionnement de l'économie. Dès lors, leurs choix sont expliqués par des effets de richesse (une hausse permanente anticipée du revenu accroît la consommation) et de substitution intertemporelle (une hausse anticipée des taux d'intérêt incite à consommer plus tard), ce qui change fondamentalement l'effet des politiques publiques comme l'a théorisé Lucas (1976) dans sa fameuse critique des modèles macro-keynésiens traditionnels. Dans le cas simplifié d'un impôt prélevé forfaitairement (montant fixe indépendant du revenu), l'équivalence ricardienne se vérifie aisément : le mode de financement de la dépense publique, par emprunt ou par impôt forfaitaire, est neutre sur les arbitrages des ménages car toute augmentation de la dette publique induit une anticipation de hausse des impôts futurs. La politique de relance est alors, dans les deux cas, assimilée à une hausse de la fiscalité et donc à une baisse du revenu disponible pour les ménages. La baisse anticipée du revenu incite les ménages d'abord à réduire leur consommation puis ensuite à accroître leur offre de travail. Dans une économie de marchés concurrentiels, l'augmentation de l'offre de travail se traduit immédiatement par une augmentation de la richesse produite dans l'économie. L'effet de relance transite donc côté offre, pas côté demande, et le paramètre clé devient l'élasticité de l'offre de travail et non plus la propension marginale à consommer. Ainsi, l'augmentation de l'offre de travail accroît la productivité du capital, et donc engendre une hausse de l'investissement. Cette dernière peut alors compenser en partie la baisse de la consommation des ménages et le multiplicateur de court terme pourra être proche de l'unité, ou même supérieur si le choc considéré est permanent (Aiyagari *et al.*, 1992; Baxter et King, 1993; Ramey, 2011). Toutefois, un tel résultat s'observe dans le cas très favorable et peu réaliste d'une taxation forfaitaire. Si maintenant on considère par exemple des taxes proportionnelles au revenu ou progressives, les individus peuvent aussi potentiellement réduire leur offre de travail en

raison d'une baisse du salaire après impôts, ce qui réduit également l'investissement. Dans ce cas, le multiplicateur est particulièrement faible et peut atteindre des niveaux très négatifs, peu réalistes<sup>9</sup>.

C'est pourquoi ce dernier cadre d'analyse a été enrichi (voir par exemple Ragot, 2016) en intégrant d'abord des rigidités nominales (prix et salaires en partie rigides à court terme) et des rigidités réelles (sous la forme de la concurrence monopolistique donnant un pouvoir de marché aux entreprises, ainsi que des coûts d'ajustement du capital) pour donner naissance aux modèles néo-keynésiens (tableau 1, colonne « *DSGE-NK* »). Cependant, dans ces derniers, les effets néoclassiques restent fondamentalement dominants et le multiplicateur reste souvent trop faible. Pour obtenir une valeur du multiplicateur plus réaliste, les DSGE les plus récents intègrent de manière *ad-hoc* des consommateurs non-ricardiens qui vont consommer à chaque période la totalité de leur revenu courant, ce qui signifie qu'ils ont une propension marginale à consommer égale à 1 (voir Bilbiie, 2019, pour une présentation analytique des modèles néo-keynésiens à agents hétérogènes). Dans ce cas, le multiplicateur peut atteindre une valeur élevée jusqu'à être égal à 2 (Gali *et al.*, 2007).

Si le tableau 1 souligne l'importance des fondements théoriques sous-jacents aux modèles utilisés pour comprendre la diversité des multiplicateurs mesurés, il révèle également la très grande variabilité des estimations au sein de chaque classe de modèle. Ainsi, l'utilisation d'un modèle en économie ouverte ou fermée, en régime de change fixe ou flottant, et la différence dans le mode de financement de la relance permettent de comprendre, au moins en partie, la variance des résultats au sein d'une même classe de modèle :

— Lorsqu'on considère un modèle d'économie ouverte et non plus fermée, la valeur du multiplicateur est réduite car une partie de la hausse de la demande est satisfaite par une hausse des importations. Le régime des changes importe également, avec un effet multiplicateur nul en régime de change flottant (voir Ilzetzki *et al.*, 2013) ;

— Si le financement de la dépense se fait par emprunt, on doit s'attendre à une hausse du taux d'intérêt financier, et donc du coût des emprunts, ce qui réduit ainsi le nombre de projets d'investissement privé trouvant financement faute de rentabilité. Cet effet qualifié

---

9. Par exemple, Gechert (2015) fait état d'une étude avec un multiplicateur minimal de -1,5.

d'effet d'éviction financière réduit l'effet multiplicateur de la dépense publique : « la demande publique chasse la demande privée » ;

— Si la dépense publique est financée par l'impôt, on associe alors au choc positif de demande publique un choc négatif de consommation des ménages associé à la hausse des impôts (voir *infra* théorème d'Haavelmo).

La forte dépendance du multiplicateur à son contexte, tant théorique qu'économique, est problématique car elle rend les moyennes répertoriées dans le tableau 1 peu informatives quant à une éventuelle « vraie » valeur. La comparaison des résultats n'en est que plus délicate et peut se révéler trompeuse si les contextes moyens diffèrent trop. Pour discriminer les hypothèses théoriques selon leur capacité à produire un niveau de multiplicateur satisfaisant, on pourrait s'attendre à ce que l'évaluation statistique sans *a priori* (encadré 2) soit le juge de paix. Toutefois, les colonnes « *SEE* » (« Single Equation Estimation ») et « *VAR* » (« Vector AutoRegressive ») du tableau 1 montrent que la variabilité du multiplicateur est également forte pour ce type d'études, et que la dépendance au contexte économique s'étend aussi aux méthodes purements statistiques. Au sein d'une même classe d'estimation statistique, les multiplicateurs peuvent en effet différer pour deux raisons principales :

1. les pays étudiés ne sont pas forcément les mêmes et peuvent présenter d'importantes différences internes (taux d'ouverture, régime de change, propension marginale à consommer, taux de prélèvements obligatoires, etc.) ;

2. au sein d'un même pays, les périodes d'estimation retenues ne sont pas nécessairement les mêmes et peuvent conduire à des différences de réaction aux relances selon le contexte historique retenu (avant ou après la création de la zone euro, par exemple) ou selon le cycle conjoncturel (bas ou haut).

### Encadré 2. Estimation statistique du multiplicateur

Sans entrer dans des détails trop techniques, l'estimation statistique du multiplicateur se scinde en deux approches, univariée (*SEE*) et multivariée (*VAR*). Admettons qu'on essaie d'estimer économétriquement l'équation suivante :  $Y_t = m \cdot G_t + \varepsilon_t$ , où  $m$  est le multiplicateur et  $\varepsilon_t$  le résidu, c'est-à-dire la composante non expliquée par l'équation. Le principal problème lors de l'estimation, c'est qu'en général la dépense publique  $G_t$  n'est pas indépendante de l'activité économique  $Y_t$ . Dans ce cas, l'estimation statistique

ne peut pas aboutir à une estimation fiable du multiplicateur  $m$ . Pour contourner cette difficulté, une manière souvent utilisée sur données américaines consiste à remplacer la série « dépenses publiques » par la série « dépenses militaires », jugée plus indépendante de l'activité économique. Cette méthode n'est utilisable que pour des pays avec des dépenses militaires significatives, ce qui n'est pas le cas par exemple pour le Japon. Pour conserver une approche univariée, une méthode en deux étapes peut être utilisée : on estime d'abord la composante non anticipée des dépenses publiques  $\hat{G}_t$ , puis on estime l'équation  $Y_t = m \cdot \hat{G}_t + \varepsilon_t$ . Alternativement, on peut estimer simultanément plusieurs équations à l'aide d'une méthode vectorielle de type *VAR* sans *a priori* sur la forme structurelle (Sims, 1980 et 1996) : par exemple, l'activité en fonction de la dépense publique et la dépense publique en fonction de l'activité économique. Toutefois dans ce cas, il est nécessaire d'utiliser un schéma d'identification du choc de dépense publique afin de calculer un multiplicateur. Au sein des modèles *VAR*, le consensus est le plus faible, avec un écart type égal à 0,85, car les schémas d'identification sont très divers dans la littérature : *VAR* canonique (identification à la Cholesky) et *VAR* structurel (Blanchard et Perotti, 2002), dont certains avec des restrictions de signe (voir Uhlig, 2017). En revanche, la valeur moyenne est plus élevée que celle estimée avec le modèle à une équation. Elle est égale à 1 contre 0,58 (tableau 1).

Pour dépasser cette difficulté et établir une base de comparaison plus forte entre les méthodes, Gechert (2015) procède à une méta-analyse qui va tenter de corriger l'hétérogénéité des contextes économiques dans les différentes études, en particulier le mode de financement de la relance ainsi que le degré d'ouverture des économies considérées. Ce travail permet de mettre en exergue une borne supérieure au multiplicateur sous la forme de son niveau en économie fermée quand la relance est financée par emprunt (tableau 2). Pour ce qui concerne les modèles économiques, on retrouve le classement précédent obtenu par l'utilisation des moyennes. Un modèle de type keynésien est associé à un multiplicateur supérieur à un modèle de type néo-classique, le premier étant supérieur à l'unité alors que le second n'est pas significativement différent de 0. Le multiplicateur (borne haute) obtenu par les modèles de type néo-keynésien est bien à un niveau intermédiaire entre les approches keynésienne et néoclassique. Il apparaît dans le tableau 2 comme étant inférieur à l'unité et à un niveau non statistiquement différent des estimations obtenues par les deux méthodes statistiques.

Tableau 2. Le multiplicateur (cumulé) des dépenses publiques financées par emprunt en économie fermée – Méta-analyse

	MACRO – K	RBC – NC	DSGE – NK	SEE	VAR
Estimation	1,16	0,14	0,92	0,81	0,73
		( $\approx 0$ )	(non significativement différents les uns des autres)		

Source : Gechert, 2015.

Sauf à retenir une optique compatible avec la vision purement keynésienne, et pour peu que l'économie soit suffisamment fermée, les résultats de Gechert (2015) révèlent une efficacité de la relance par la dépense publique financée par emprunt plutôt modérée. De manière intéressante, la méta-analyse de Gechert (2015) permet également de dissocier la relance par la consommation publique de la relance par l'investissement public. Dans ce dernier cas, le multiplicateur serait accru de 0,62. Autrement dit, la relance par l'investissement public serait bien plus efficace que par la consommation publique et potentiellement associée à un multiplicateur supérieur à l'unité, sauf à adopter une optique purement néoclassique. Ce résultat majeur pose néanmoins question. D'abord, il n'est soutenu que par l'estimation statistique (*SEE* et *VAR*) et non par la modélisation économique. En effet, sur un sous-échantillon ne contenant que les trois types de modèles, la supériorité de l'investissement public sur la consommation publique pour relancer l'économie n'est plus statistiquement établie. On peut y voir en partie les limites de la modélisation *MACRO – K* qui ne se concentre bien souvent que sur la demande et donc ne peut pas différencier de manière satisfaisante la consommation publique de l'investissement public<sup>10</sup>. Ensuite, si la méta-analyse de Gechert (2015) tient compte des taux d'ouverture et des modes de financement différents, elle ne le fait pas pour les différences qui seraient liées aux périodes d'estimation retenues qui présenteraient des phases du cycle conjoncturel différent. Autrement dit, pour aller au delà des résultats de Gechert (2015) et valider ou non la supériorité de la relance par l'investissement public, il est particulièrement utile de recourir à une approche structurelle. Cette dernière permet notamment de détailler précisément les mécanismes à l'œuvre et les éventuelles conditions de validité.

10. Ces modèles sont résolument tournés vers le court terme : ils n'intègrent pas d'effets liés aux anticipations et supposent que l'impact sur l'offre est nul ou intervient implicitement à un horizon suffisamment lointain pour ne pas être pertinent. Par ailleurs, certains modèles fonctionnent à l'instar d'une petite économie ouverte en supposant un taux d'intérêt exogène, ce qui élimine tout effet d'éviction financière.

## 2. Investissement public : la spécificité d'une dépense productive

Comme expliqué en introduction, une hausse de l'investissement est dans un premier temps une dépense supplémentaire qui permet de relancer à court terme l'économie. Mais c'est aussi à moyen-long terme, et c'est bien cela sa spécificité, une dépense productive capable d'accroître la productivité des facteurs de production (travail et capital privé). Le travail préliminaire à toute approche structurelle du multiplicateur de l'investissement public consiste donc en une évaluation de l'élasticité de la production au capital public.

Suivant le travail d'Aschauer (1989), l'approche par la fonction de production est la plus utilisée pour cette première étape. Elle consiste à postuler une fonction de production Cobb Douglas de la forme :

$$Y_t = A_t \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^\beta \cdot G_t^\theta,$$

où  $A$  représente la productivité globale des facteurs de production,  $K$  le stock de capital privé,  $L$  le niveau d'emploi et  $G$  le stock de capital public avec  $0 < \alpha < 1$ ,  $0 < \beta < 1$  et  $0 < \theta < 1$ . L'idée générale de cette approche est que les services procurés par le capital public sont proportionnels au stock de capital public. Par cette approche, il est attendu que l'élasticité  $\theta$  de la production au capital public soit positive. Pourtant, on ne peut pas exclure d'emblée  $\theta < 0$  en cas d'externalités négatives. On notera que

$$\frac{\Delta Y_t}{\Delta G_t} = \theta \frac{Y_t}{G_t}$$

mesure le multiplicateur d'offre.

La plupart des études définissent le capital public comme le capital détenu par le secteur public à l'exclusion des équipements militaires. Néanmoins, certaines préfèrent se focaliser sur la notion plus restreinte d'infrastructures publiques, supposant que ces dernières sont plus productives que d'autres types de capital public. Dès lors, il n'est pas étonnant qu'à ce niveau on retrouve une grande diversité dans les résultats des différentes études. Si Aschauer (1989) estime l'élasticité de la production au capital public  $\theta$  à 0,4, Bom et Lightart (2014) répertorient, sur la base de 68 études comprenant 578 estimations, des élasticités allant de -1,72 à 2,04, pour une moyenne de 0,188 et un écart-type de 0,306. Pour être plus précis, ces derniers réalisent une méta-régression montrant, qu'en moyenne, l'élasticité de la production à l'investissement public va de 0,08 à 0,17 suivant que l'on s'intéresse à l'ensemble du capital public ou seulement aux infrastructures.

L'estimation du paramètre  $\theta$  est alors utilisée dans des modèles de type DSGE pour évaluer le multiplicateur de l'investissement public. Toutefois, une autre dimension est à ajouter. En effet, avant que l'investissement ne devienne productif, il y a un temps de mise en œuvre noté  $T$ , le *Time-to-Build*. Il est difficile d'établir une norme pour cette durée car elle dépend fondamentalement du projet d'investissement. C'est pourquoi la littérature envisage souvent différentes valeurs pour ce paramètre, allant généralement de 1 trimestre à 3-4 ans. Par conséquent, lorsqu'on s'intéresse à un multiplicateur de court terme (maximum 2 ans), une hypothèse de *Time-to-Build* court ( $T = 1$  trimestre) intègre l'effet contemporain sur l'offre. À l'inverse, une durée de mise en place plus longue ( $T = 3-4$  ans) n'intègre que les effets liés à l'anticipation d'accroissement futur de l'offre.

Les cinq études, répertoriées dans le tableau 3, ne sont pas unanimes pour statuer quant à une supériorité de l'investissement public sur la consommation publique pour relancer l'économie à court terme<sup>11</sup>. Si le délai d'implémentation  $T$  est suffisamment faible, les résultats de Leeper *et al.* (2010), Bouakez *et al.* (2017) et Ganelli et Tervala (2020) montrent que le multiplicateur de l'investissement public est d'autant plus élevé que le capital public est productif ( $\theta$  élevé). En effet, le choc de demande positif consécutif à la relance par l'investissement public est associé rapidement à un choc d'offre positif important. Les pressions inflationnistes initiées par le choc de demande sont donc réduites, et de ce fait la banque centrale n'a plus besoin, en réaction, d'augmenter autant son taux d'intérêt nominal, ce qui réduit l'effet d'éviction financière. L'activité économique est donc soutenue par le choc d'offre, et le multiplicateur est d'autant plus fort. Dans ce cas de figure, la relance par l'investissement public est supérieure à la relance par la consommation publique, même si les multiplicateurs associés restent dans les études précitées inférieures à l'unité. Il faut toutefois noter que dans ces modèles, une homogénéité d'agents ricardiens est supposée. Roulleau-Pasdeloup (2021) estime que la différence de multiplicateur de court terme d'investissement public, entre un modèle avec près de 40 % d'agents non-ricardiens (insensibles aux anticipations puisqu'ils consomment l'intégralité de leur revenu) et un modèle avec 100 % d'agents ricardiens, est de l'ordre de 0,8.

---

11. Dans notre recension de la littérature, nous ne présentons pas les multiplicateurs de long terme, car ces derniers ne sont plus le reflet des déséquilibres entre l'offre et la demande mais seulement de la déformation de la fonction de production issue de l'accroissement de la productivité globale des facteurs.

En revanche, si le choc d'offre arrive trop tardivement ( $T$  important), la banque centrale devra continuer à court terme à augmenter fortement son taux nominal pour stabiliser l'inflation. Leeper *et al.* (2010), Le Moigne *et al.* (2016) et Bouakez *et al.* (2017) montrent alors que, contrairement à l'intuition, le multiplicateur est d'autant plus faible que le capital public est productif, rendant même la relance par l'investissement public moins efficace que par la consommation publique. En effet, le choc d'offre positif à terme étant anticipé par les agents privés, l'effet richesse qui s'ensuit se traduit par une diminution de l'offre de travail par les ménages. Quant à l'efficacité de la relance à court terme, les résultats de Leeper *et al.* (2010), Le Moigne *et al.* (2016), Bouakez *et al.* (2017) et Ganelli et Tervala (2020) soulignent également l'importance de favoriser, contre la consommation publique, des projets d'investissement qui sont les plus productifs avec les durées de mise en œuvre les plus courtes possible.

Face à un tel résultat, l'étude de Boehm (2020) se veut beaucoup plus sceptique quant à une éventuelle supériorité à court terme de la relance par l'investissement public, mettant en évidence un multiplicateur de la consommation publique supérieur à celui de l'investissement<sup>12</sup>. Pour expliquer ses résultats, Boehm (2020) met en avant la nature différente des biens de consommation finale et d'investissement. Dès lors, il montre que, contrairement aux modèles de référence, si l'on distingue le secteur du bien de consommation finale du secteur du bien d'investissement, alors l'éviction financière diffère suivant l'impulsion considérée. Plus exactement, il montre génériquement que la consommation publique évince très peu la consommation privée, alors que l'investissement public lui évince plus fortement l'investissement privé. Au cœur de son résultat se trouve le fait que le degré de substitution de l'investissement privé est beaucoup plus fort que celui de la consommation. C'est pourquoi la relance par la consommation apparaît plus efficace que la relance par l'investissement. Pour appuyer ce résultat théorique, Boehm (2020) a estimé sur les pays de l'OCDE que le multiplicateur à 1 an de la consommation publique s'élève à 0,76 alors qu'il est proche de 0 pour ce qui concerne l'investissement public.

---

12. Ce résultat est établi dans le cas d'un choc de dépenses temporaires. Dans le cas d'un choc permanent, le résultat s'inverse et le multiplicateur de l'investissement public devient légèrement supérieur à celui de la consommation publique.

Tableau 3. Le multiplicateur de l'investissement public dans les DSGE

Auteurs	Modèle	$\theta$	Multiplicateurs
Leeper <i>et al.</i> (2010)	DSGE-NK (sans rigidité nominale)	0,05	Cumulé à 1 an (T=1 trim. ; 3 ans) 0,51 ; 0,33
		0,1	0,52 ; 0,10
Bouakez <i>et al.</i> (2017)	DSGE-NK (pas de capital privé)	0	Impact (T=1 trim. ; 4 ans) 0,88
		0,08	0,97 ; 0,84
Le Moigne <i>et al.</i> (2016)	DSGE-NK		à 1 an (T=3 ans)
		0	1,12
		0,05	1,07
		0,1	1,02
Ganelli et Tervala (2020)	DSGE-NK (2 pays égaux, pas de capital privé)	0	Cumulé à 1 an (T = 1 trim.) 0,44 à 1 an
		0,083	0,58 à 1 an
Boehm (2020)	DSGE-NK		cumulé à 1 an    cumulé à 2 ans
		0	0,66    0,71
		0,05	0,16    0,16

Note : signifie que la dépense n'a pas d'impact sur la productivité des facteurs.

De manière intéressante, si l'on accrédite les nouveaux développements apportés par Boehm (2020), on peut s'attendre à ce que la hiérarchie des effets soit inversée en cas de trappe à liquidité. En effet, dans ce dernier cas de figure, l'effet d'éviction disparaît, et on devrait retrouver la supériorité de la relance par l'investissement. Dans cette optique, il importe maintenant d'étudier la sensibilité du multiplicateur à la conjoncture économique, et plus particulièrement pour la situation qui nous occupe en cas de crise profonde.

### 3. Le multiplicateur en temps de crise

De manière générale, de nombreuses études (voir par exemple, Creel *et al.*, 2011 ; DeLong et Summers, 2012 ; Auerbach et Gorodnichenko, 2012 ; Gechert et Rannenberg, 2014 ; Heyer, 2012 ; Kilponen *et al.*, 2015 ; Timbeau, 2012 ; Blot *et al.*, 2014 ; Miyamoto *et al.*, 2018 ; Boehm, 2020) attestent que le multiplicateur des dépenses publiques serait particulièrement élevé en période de crise plutôt qu'en phase haute du cycle (tableau 4). Plusieurs éléments permettent d'expliquer ce résultat.

D'abord, en temps de crise, une plus grande partie de la population sera soit au chômage, soit en plus grande difficulté financière, expliquant son incapacité à épargner, voire même leur obligation à s'endetter pour les ménages qui sont suffisamment solvables pour avoir accès au marché du crédit. Cela se traduit au niveau macroéconomique par une plus forte propension moyenne à consommer dans la population, et donc par un multiplicateur plus élevé (*cf.* section 1).

Pourtant, cette explication intuitive est peu présente dans les modèles *DSGE*. En effet, dans ces derniers, comme on l'a souligné dans la section 1, la proportion d'individus contraints financièrement (quand elle existe) est fixée de manière exogène. On ne peut donc pas attendre de ces modèles, dans leur version de base, qu'ils expliquent la hausse du multiplicateur par la hausse du nombre de ménages consommant l'intégralité de leur revenu. Ces derniers mettent en revanche l'accent sur la politique monétaire, et en particulier sur la contrainte de non négativité du taux nominal fixé par la banque centrale. En effet, comme indiqué en introduction, pour contrer les effets de la crise et sa spirale déflationniste, les autorités monétaires ont d'abord réduit leur principal taux directeur jusqu'à atteindre la limite nominale du taux zéro. Dans ce cas, la politique monétaire traditionnelle n'est plus active. En temps normal lorsque la politique monétaire traditionnelle est active, la hausse de la dépense publique est associée à une hausse du taux d'intérêt nominal pour contenir l'inflation à sa cible. Dès lors, sachant que le taux d'intérêt réel est égal au taux nominal moins l'inflation, celui-ci s'accroît dans l'économie, réduisant d'autant l'efficacité de la relance. Par contre, si le taux nominal est nul et le reste même avec la relance, alors la hausse de l'inflation consécutive est également associée à une baisse du taux d'intérêt réel, ce qui accroît l'effet de relance. Cette propriété s'observe pour les modèles *DSGE* (tableau 4). On notera également que, partant de multiplicateurs inférieurs à l'unité en temps normal (en dehors de la trappe à liquidité), ces modèles mettent en évidence des multiplicateurs très supérieurs à l'unité, et même supérieurs à deux, soit des relances potentiellement autofinancées.

Face à ce nouveau consensus dans la littérature théorique, Mertens et Ravn (2014) apportent une nuance d'importance. Ils mettent ainsi en évidence deux types d'équilibre de trappe à liquidité. Dans le premier, qui correspond au consensus, la chute en ZLB correspond à un choc fondamental de demande lié par exemple à un changement

de préférence. Dans ce cadre, partant d'un multiplicateur hors ZLB égal à 0,6, ces auteurs obtiennent bien un multiplicateur supérieur à l'unité et égal à 1,5 en ZLB. En revanche, si l'entrée en ZLB est liée à un choc de pessimisme auto-réalisateur (on parlera d'équilibre en « tache solaire »), alors l'augmentation de la dépense publique a un fort effet d'éviction de la demande privée, ce qui produit un effet déflationniste qui se traduit par un multiplicateur en ZLB plus faible qu'en temps normal et égal à 0,2. Dans ce cadre, il convient alors de s'interroger sur les causes qui ont entraîné l'économie vers la trappe à liquidité.

Tableau 4. Le multiplicateur en temps de crise selon différentes études

Auteurs	Modèle	Élasticité ou type de dépenses publiques considéré	Multiplicateurs de court terme (en temps normal < 1)
Hall (2009)	<i>DSGE-NK</i>	0	1,7
Christiano <i>et al.</i> (2011)	<i>DSGE-NK</i>	0	2,0
Creel <i>et al.</i> (2011)	<i>Macro-K</i>	DPG	1,3 (dépense publique y compris investissement) 1,0 (baisse des cotisations sociales ou hausse des prestations sociales)
Eggertsson (2011)	<i>DSGE-NK</i>	0	2,3
Auerbach et Gorodnichenko (2012)	<i>S-VAR</i>	DPG	2,5
Kilponen <i>et al.</i> (2015)	<i>DSGE-NK</i>	0	1,4
Mertens et Ravn (2014)	<i>DSGE-NK</i>	0	1,5 (choc fondamental) 0,2 (choc de pessimisme)
Miyamoto <i>et al.</i> (2018)	<i>SEE</i>	DPG	1,5
Boehm (2020)	<i>SEE</i>	DPG DIP	à 1 an 1,05 1,21
Bouakez <i>et al.</i> (2017)	<i>DSGE-NK</i>	0 0,08	Impact 2,26 1,9 (T=1 trim.) ; 4 (T=4 ans)
Gaspar <i>et al.</i> (2020)	<i>SEE</i>	DIP	à 2 ans 2,7

Note : pour les modèles avec fonction de production,  $\theta = 0$  signifie que la dépense n'a pas d'impact sur la productivité des facteurs. Pour les autres approches, DPG et DIP désignent respectivement la Dépense Publique Globale et la Dépense d'Investissement Public. Concernant l'étude de Gaspar *et al.* (2020), l'estimateur de 2,7 est associé à une période de forte incertitude (crise) ; toutes périodes confondues, le multiplicateur moyen est évalué à 0,6.

Contrairement à la littérature théorique, les résultats de la littérature empirique obtenus sur données chronologiques ne permettent pas d'atteindre le même degré de consensus. Ainsi, Ramey et Zubairy (2018) proposent une étude ambitieuse couvrant les États-Unis depuis 1889 en données trimestrielles, incluant de fait des périodes de guerre et de graves récessions économiques. Or leurs résultats rejettent la supériorité du multiplicateur à la fois durant les périodes de fort chômage, à la fois durant les périodes de ZLB. Les multiplicateurs de dépenses publiques obtenus sont tous entre 0,6 et 1. Tout juste peut-on noter qu'en excluant la période de la Seconde Guerre mondiale, ils obtiennent un multiplicateur supérieur à l'unité en cas de ZLB. Mais ce dernier n'est pas statistiquement différent du multiplicateur normal. Pour offrir une alternative à l'approche par les séries temporelles qui n'est pas entièrement concluante, une approche en termes de multiplicateur local des dépenses publiques a fait l'objet d'une littérature spécifique. Notons toutefois que les résultats issus de cette dernière approche ne sont pas directement interprétables en termes de multiplicateur agrégé (encadré 3).

### Encadré 3. Multiplicateur local des dépenses publiques

Nakamura et Steinsson (2014) et Chodorow-Reich (2019) ont récemment utilisé des estimations sur données régionales (américaines), arguant du fait que la relance régionale n'entraîne pas de réaction monétaire au niveau fédéral, ce qui permettrait de répliquer un état de ZLB. Chodorow-Reich (2019) explique alors que le multiplicateur régional qu'il obtient et égal à 1,8 permet d'inférer, en tenant compte des externalités inter-régionales, un multiplicateur national en situation de ZLB (ou de politique monétaire inactive) dont le niveau serait au moins égal à 1,7. Même si ce résultat va clairement dans le sens de la supériorité du multiplicateur en période basse du cycle, la méthode utilisée fait encore largement débat. Ramey (2011) explique notamment que l'estimation d'un multiplicateur local ne permet pas de définir une borne minimale du multiplicateur national, mais maximale. Nakamura et Steinsson (2014) contournent cette difficulté par une méthode indirecte. Sur données de dépenses militaires américaines régionales, ils estiment un multiplicateur local égal à 1,5. Ensuite, plutôt que d'inférer directement un multiplicateur national en situation de ZLB, ils utilisent leur estimation pour discriminer entre différents modèles théoriques. Ils montrent ainsi qu'un modèle (à deux zones) de type néo-keynésien (avec préférences de type *GHH* — Greenwood, Hercowitz et Huffman, 1988 — sans effet richesse) est le plus à même de répliquer leur multiplicateur local, et montre alors que le multiplicateur national en ZLB associé est très grand (infini), alors qu'en temps normal (politique moné-

taire active) il n'est que de 0,12. Estimant un multiplicateur local à partir des mêmes données de dépenses militaires, mais en incluant la période de la guerre de Corée, Dupor et Guerrero (2017) estiment un multiplicateur local non statistiquement différent de 0. Ce résultat soutient, à l'inverse de Nakamura et Steinsson (2014), la pertinence d'un modèle de type néoclassique, avec un multiplicateur national associé très faible (voir tableau 2) quelle que soit la situation économique.

Qu'en est-il alors de l'investissement public en situation de crise ? Leduc et Wilson (2013) estiment un multiplicateur local d'impact sur les dépenses d'autoroute aux États-Unis pouvant atteindre 3,4 (valeur dont l'interprétation au niveau agrégé est à prendre avec précaution ; voir encadré 3). Comme on l'a déjà indiqué, la relance en période de ZLB se traduit par la baisse du taux d'intérêt réel. L'éviction financière qui touche avant tout la relance par l'investissement chez Boehm (2020) est donc contrecarrée, ce qui permet de comprendre le renversement des résultats chez ce dernier : le multiplicateur de l'investissement public qui atteint 1,21 à l'horizon d'un an devient supérieur à celui de la demande pure qui n'est que de 1,05 au même horizon. Dans la même optique, les résultats de Bouakez *et al.* (2020) soulignent que la composition optimale de la dépense publique se déforme en faveur de l'investissement en cas de ZLB.

Dans le modèle de Bouakez *et al.* (2017), le multiplicateur de l'investissement public est supérieur à celui de la dépense publique non productive lorsque le *Time-to-build* est suffisamment élevé. Mais les préconisations faites dans la section précédente en termes de calendrier sont inversées en cas de ZLB : il vaut mieux un investissement dont la mise en service est longue plutôt que courte. Pour comprendre ce résultat, les anticipations d'inflation sont ici cruciales. En effet, avec un taux nominal nul, le taux d'intérêt réel est d'autant plus faible (et même négatif) que l'inflation est élevée. Or, si le choc de demande associé à la relance par l'investissement est bien inflationniste, ce qui explique la taille du multiplicateur standard, le choc d'offre associé à la productivité des dépenses engagées est déflationniste. Mais ce choc n'intervient qu'au terme du *Time-to-Build*. Si ce temps est court, les anticipations déflationnistes associées à la productivité de l'investissement public vont interférer avec l'inflation initiée par la relance de la demande. Les individus vont alors anticiper que la baisse du taux d'intérêt réel va être courte et le multiplicateur de court terme de

l'investissement public sera donc réduit, jusqu'à être plus faible que celui de la consommation publique. À l'inverse, si l'infrastructure est mise en place dans un délai important, seul l'impact inflationniste du choc de demande compte à court terme, et le multiplicateur est d'autant plus fort.

Enfin, Le Moigne *et al.* (2016) montrent que le choix de la date de la relance par l'investissement public est importante. Dans leur modèle, ils expliquent la persistance de la récession par un choc exogène de demande suffisamment négatif pour provoquer une chute du taux d'intérêt nominal, pendant une durée d'environ quatre ans, à son niveau plancher de zéro pour cent. Ils testent deux dates de relance : la première a lieu dès le deuxième trimestre après l'apparition du choc récessif ; la seconde a lieu au bout de deux ans et demi. Leurs résultats montrent que pour bénéficier d'un effet maximal de la relance par l'investissement, il est préférable d'engager le plus tôt possible la politique de relance<sup>13</sup>. À défaut, les montants d'investissement à engager doivent significativement augmenter pour avoir un réel effet sur la sortie de crise.

#### 4. Conclusion

Cet article a présenté une synthèse de l'état de la littérature économique consacrée au multiplicateur de dépenses publiques et plus particulièrement celui de l'investissement public. Il n'y a clairement pas de consensus sur la valeur à accorder au multiplicateur de court terme avec des résultats qui varient de -1,5 à 3,9 (Gechert, 2015). Plusieurs facteurs expliquent ces différences :

- Les économistes ne sont pas nécessairement d'accord sur les théories explicatives de la croissance (rôle crucial de la demande pour les économistes keynésiens vs. de l'offre pour les économistes néoclassiques ou modèle économétrique sans a priori pour les économistes empiristes) ;
- Les études d'impact ne portent pas sur les mêmes pays ;

---

13. Les auteurs ne donnent pas la valeur explicite de leur multiplicateur. D'après nos calculs, en se basant sur le graphique 7 présentant leurs simulations, ce dernier serait de l'ordre de 4,5 pour une relance rapide (2 trimestres après le début de la crise) empêchant l'économie de sombrer en ZLB (perte du PIB atteignant 13% sans relance). En revanche, si le plan de relance est adopté plus tardivement (10 trimestres après le début de la crise), le multiplicateur serait seulement d'environ 0,5.

- Les périodes d'estimation ne sont pas les mêmes et peuvent être associées à des contextes conjoncturels différents (bas ou haut de cycle).

Pour résumer les approches structurelles, le multiplicateur de court terme de dépenses publiques résulte de la combinaison de trois effets principaux :

1) un effet pur de demande (keynésien), hors impact des anticipations, qui dessert la contrainte de débouché, ce qui est favorable à l'activité. Toutefois, cet effet de relance peut être amoindri par deux canaux : d'une part, les tensions inflationnistes peuvent conduire à une hausse du taux d'intérêt nominal et réel (règle de Taylor) ou une hausse de la demande de monnaie (approche IS/LM), sauf en ZLB, où la politique monétaire inactive conduit à une baisse du taux d'intérêt réel ; d'autre part, un financement par l'impôt de la hausse des dépenses publiques réduit le revenu courant des ménages ;

2) un effet de demande uniquement lié aux effets d'anticipation : les ménages ricardiens ajustent (à la hausse ou à la baisse) leur comportement de consommation et d'offre de travail en fonction de leurs anticipations d'évolution future de la fiscalité (éventuelle équivalence ricardienne entre financement par l'impôt ou par la dette, effet distorsif de l'impôt sur les incitations à produire des richesses), du taux d'intérêt (arbitrage consommation-épargne) ainsi que de la rémunération du travail qui augmente avec le choc d'offre positif, si hausse de l'investissement public, dont la temporalité dépend du *Time-to-Build* ;

3) un choc d'offre immédiat, en cas de dépense d'investissement public, si le *Time-to-Build* est suffisamment faible, c'est à dire que l'investissement a un impact sur la productivité courante.

La supériorité du multiplicateur de l'investissement public sur celui de la consommation publique dépend de la prépondérance de ces trois effets. La littérature étudiée dans cet article souligne plutôt la supériorité de la relance de court terme par la consommation publique lorsque l'économie fonctionne normalement et que le *Time-to-Build* est suffisamment long (tableau 3). Par contre, en phase basse du cycle (ou en tout cas en zone de trappe à liquidité, ZLB), le résultat s'inverserait (Bouakez *et al.*, 2017, Roulleau-Pasdeloup, 2021). Dans ce dernier cas de figure, la relance par l'investissement public devrait être préconisée tant pour son efficacité à court qu'à long terme.

Ces résultats doivent être mis en relation avec le contexte macroéconomique né de la Grande Récession de 2008 et désormais de la crise de la Covid-19, qui, au-delà de leurs conséquences conjoncturelles, interrogent sur d'éventuels effets permanents associés au concept de stagnation séculaire au sens de Hansen (Summers, 2013 et 2014 ; Le Garrec et Touzé, 2016 et 2017). Ce contexte se singularise par cinq faits majeurs :

- 1 L'État français finance sa dette à 10 ans à un taux nominal historiquement bas (environ 0,1 % en juin 2021), ce qui signifie que le taux réel est actuellement négatif et pourrait le rester si le taux d'inflation augmente ;
- 2 Le contexte monétaire très accommodant de la BCE n'est pas propice à une remontée des taux, ce qui limite drastiquement, lors d'une relance, l'effet d'éviction préjudiciable à l'investissement privé ;
- 3 La faiblesse du taux d'inflation moyen observé depuis 2008 témoigne qu'il n'y a pas de tensions sévères sur l'offre, sauf à considérer que la crise sanitaire ait un impact durable sur la production potentielle, ou à intégrer une vision de long terme pessimiste (baisse de la croissance de la productivité, voire de son niveau dans un contexte de croissance durable et de transition énergétique) ;
- 4 Il faut éviter à tout prix la déflation, comme on a pu le craindre dans un passé récent, car une telle perspective activerait les rigidités nominales, ce qui serait très préjudiciable à l'emploi (accroissement des rigidités salariales) et compromettrait le fonctionnement du secteur bancaire (taux d'intérêt nominal bloqué à zéro) ;
- 5 La résorption de l'*output gap* prend du temps : il ne faudrait pas que sa fermeture se réalise vers le bas, à savoir avec une baisse du potentiel productif (chute de l'investissement privé, faillites d'entreprises, dépréciation du capital humain des chômeurs de longue durée) et d'après les études existantes, les multiplicateurs en situation de crise seraient très nettement supérieurs à 1.

## Références

- Abiad A., A. Almansour, D. Furceri, C. M. Granados et P. Topalova, 2014, « Is it time for an infrastructure push? The macroeconomic effects of public investment », *World Economic Outlook*, FMI, pp. 75-114.
- Aurissergues E., C. Blot et C. Bozou, 2021, « Les États-Unis vers la surchauffe ? », *OFCE Policy Brief*, n° 97, novembre.
- Aschauer D. A., 1989, « Is public expenditure productive? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, n° 2, pp. 177-200.
- Auerbach A. et Y. Gorodnichenko, 2012, « Measuring the output responses to fiscal policy », *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 4, n° 2, pp. 1-27.
- Bilbiie F., 2020, « The new keynesian cross », *Journal of Monetary Economics*, n° 114, pp. 90-108.
- Blanchard O. et D. Cohen, 2020, *Macroéconomie*, 8<sup>e</sup> édition, Pearson.
- Blanchard O. et R. Perotti, 2002, « An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, n° 4, pp. 1329-1368.
- Blot C., M. Cochard, J. Creel, B. Ducoudré, D. Schweisguth et X. Timbeau, 2014, « Fiscal consolidation in times of crisis: Is the sooner really the better? », *Revue de l'OFCE*, n° 132, pp. 159-192.
- Boehm C., 2020, « Government consumption and investment: does the composition of purchases affect the multiplier? », *Journal of Monetary Economics*, n° 115, pp. 80-93.
- Bom P. et J. Ligthart, 2014, « What have we learned from three decades of research on the productivity of public capital? », *Journal of Economic Surveys*, vol. 28, n° 5, pp. 998-916.
- Bouakez H., M. Guillard et J. Roulleau-Pasdeloup, 2017, « Public Investment, Time to Build, and the Zero Lower Bound », *Review of Economic Dynamics*, n° 23, pp. 60-79.
- Bouakez H., M. Guillard et J. Roulleau-Pasdeloup, 2020, « The optimal composition of public spending in a deep recession », *Journal of Monetary Economics*, n° 114, pp. 334-349.
- Brückner M. et A. Tuladhar, 2010, « Public investment as a fiscal stimulus: evidence from Japan's regional spending during the 1990s », *IMF Working Paper*, n° 2010/110.
- Bunnel S. et M. Sicsic, 2021, « Aides à la R&D : pratiques internationales et revue de la littérature sur leurs effets », *Revue de l'OFCE*, n175.
- Chauvin V., G. Dupont, É. Heyer, M. Plane et X. Timbeau, 2002, « Le modèle France de l'OFCE : La nouvelle version *e-mod.fr* », *Revue de l'OFCE*, n° 81.
- Chodorow-Reich G., 2019, « Geographic cross-sectional fiscal spending multipliers : what have we learned? », *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 11, n° 2, pp. 1-34.

- Christiano L., M. Eichenbaum et S. Rebel, 2011, « When Is the Government Spending Multiplier Large? », *Journal of Political Economy*, vol. 119, n° 1, pp. 78-121.
- Corsetti G., Meier A. et G.J. Müller, 2012, « What Determines Government Spending Multipliers? », *IMF Working Paper*, n° 12/150.
- Creel J., Heyer É. et M. Plane, 2011, « Petit précis de politique budgétaire par tous les temps : Les multiplicateurs budgétaires au cours du cycle », *Revue de l'OFCE*, n° 116, pp. 61-88.
- Creel J., P. Hubert et F. Saraceno, 2015, « Une analyse empirique du lien entre investissement public et privé », *Revue de l'OFCE*, n° 144.
- Creel J., Monperrus-Veroni P. et Saraceno F., 2009, « On the long-term effects of fiscal policy in the United-Kingdom: the case for a golden rule », *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 56, n° 5, pp. 580-607.
- DeLong B. et L. H. Summers, 2012, « Fiscal policy in a depressed economy », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 44, n° 1, pp. 233-297.
- Dupor B. et R. Guerrero, 2017, « Local and aggregate fiscal policy multipliers », *Journal of Monetary Economics*, n° 92, pp. 16-30.
- Eggertsson G. B., 2011, « What fiscal policy is effective at zero interest rates? », *NBER Macroeconomics Annual 2010*, n° 25, pp. 59-112.
- Espinoza R., J. Gamboa-Arbelaez et M. Sy, 2020, « The Fiscal Multiplier of Public Investment: The Role of Corporate Balance Sheet », *Working Paper*, n° 20/199.
- Gali J., D. Lopez-Salido et J. Valles, 2007, « Understanding the effects of government spending on consumption », *Journal of the European Economic Association*, n° 5, pp. 227-270.
- Ganelli G. et J. Tervala, 2016, « The welfare multiplier of public infrastructure investment », *International Monetary Fund Working Paper*, n° 16-40.
- Gaspar V., P. Mauro, C. Pattillo et R. Esponzoza, 2020, « Public investment for the recovery », *IMF Fiscal Monitor*, octobre.
- Gechert S., 2015, « What fiscal policy is most effective? A meta-regression analysis », *Oxford Economic Papers*, vol. 67, n° 3, pp. 553-580.
- Gechert S. et A. Rannenberg, 2014, « Are fiscal multipliers regime-dependent? A meta regression analysis », *IMK Working paper*, n° 139.
- Greenwood J., Z Hercowitz. et G. Huffman, 1988, « Investment, capacity utilization, and the real business cycle », *American Economic Review*, vol. 78, n° 3, pp. 402-417.
- Haavelmo, T., 1945, « Multiplier effects of a balanced budget », *Econometrica*, n° 13.
- Hall R. É., 2009, « How much does GDP rise if government buys more output? », *NBER Working Paper*, n° 15496.
- Heyer, É., 2011, « The effectiveness of economic policy and position in the cycle: the case of tax reductions on overtime in France », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 27, n° 2, pp. 364-379.

- Heyer É., 2012, « Une revue récente de la littérature sur les multiplicateurs budgétaires : la taille compte! », *OFCE le blog*.
- Ilzetzki E., Mendoza E., Végh C., 2013, « How big (small?) are fiscal multipliers? », *Journal of Monetary Economics*, n° 60, pp. 239-254.
- Kilponen J, Pisani M, Schmidt S, Corbo V, Hledik T, Hollmayr J, Hurtado S, Júlio P, Kulikov D, Lemoine M, Lozej M, Lundvall H, Maria J, Micallef B, Papageorgiou D, Rysanek J, Sideris D, Thomas C et De Walque G, 2015, « Comparing fiscal multipliers across models and countries in Europe », *ECB Working Paper*, n° 1760.
- Leeper E. M., T. B. Walker et S. C. S. Yang, 2010, « Government investment and fiscal stimulus », *Journal of Monetary Economics*, n° 57, pp. 1000-1012.
- Le Garrec G. et V. Touzé, 2016, « Caractéristiques et dynamique de l'équilibre de stagnation séculaire », *OFCE les notes*, n° 57.
- Le Garrec G. et V. Touzé, 2017, « La macroéconomie à l'heure de la stagnation séculaire », *Revue de l'OFCE*, n° 153(4), pp. 79-104.
- Leduc S. et D. Wilson, 2013, « Roads to prosperity or bridges to nowhere? Theory and evidence on the impact of public infrastructure investment », *NBER Macroeconomics Annual*, n° 27, pp. 89-142.
- Le Moigne M. F. Saraceno et S. Villemot, 2016, « Probably too little, certainly too late. An assesment of the Juncker investment plan », *Document de travail de l'OFCE*, n° 10.
- Lucas R. J., 1976, « Econometric policy evaluation: A critique », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n° 1, pp. 19-46.
- Mertens K. et M. Ravn, 2014, « Fiscal policy in an expectations-driven liquidity trap », *Review of Economic Studies*, vol. 81, n° 4, pp. 1637-1667.
- Miyamoto W., Nguyen T. L., and D. Sergeyev, 2018, « Government spending multipliers under the Zero Lower Bound: Evidence from Japan », *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 10, n° 3, pp. 247-277.
- Nakamura E. et J. Steinsson, 2014, « Fiscal stimulus in a monetary union: Evidence from US regions », *American Economic Review*, vol. 104, n° 3, pp. 753-792.
- OFCE, 2016, *Investissement public, capital public et croissance*, rapport sous la direction de X. Ragot et F. Saraceno.
- OFCE, 2020, « Perspectives économiques 2020-2021 », *OFCE Policy brief*, n° 78, octobre.
- OFCE, 2021, « Perspectives de rentrée pour l'économie française 2021-2022 : la vague de la reprise », *OFCE le blog*, septembre.
- Ragot X., 2016, « Le retour de l'économie keynésienne », *Revue d'Économie Financière*, n° 121, pp. 173-185.
- Ramey V. A., 2011, « Can government purchases stimulate the economy? », *Journal of Economic Literature*, vol. 49, n° 3, pp. 673-685.

- Ramey V. A., 2020, « The macroeconomic consequences of infrastructure investment », *NBER Working Paper*, n° 27625, juillet.
- Ramey V. A. et S. Zubairy, 2018, « Government spending multipliers in good times and in bad: Evidence from U.S. historical data », *Journal of Political Economy*, vol. 126, n° 2, pp. 850-901.
- Roulleau-Pasdeloup J., 2021, *The public investment multiplier: Insights from a tractable HANK framework*, mimeo, janvier.
- Samuelson, P. A., 1954, « The Theory of Public Expenditure », *Review of Economics and Statistics*, n° 36.
- Sims C. A., 1980, « Macroeconomics and reality », *Econometrica*, vol. 48, n° 1, pp. 1-48.
- Sims C. A., 1996, « Macroeconomics and methodology », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, n° 1, pp. 105-120.
- Summers L. H., 2013, « Why stagnation might prove to be the new normal », *Financial Times*, 15 décembre.
- Summers L. H., 2014, « U.S. economic prospects: Secular stagnation, hysteresis, and the zero lower bound », *Business Economics*, vol. 49, n° 2, pp. 65-73.
- Uhlig H., 2017, « Shocks, sign restrictions, and identification », in *Advances in Economics and Econometrics*, Honoré B., Pakes A., Piazzesi M. et Samuelson L. Eds., chap. 4, Cambridge University Press.
- Whalen C. J. et F. Reichling, 2015, « The fiscal multiplier and economic policy analysis in the United States », *Congressional Budget Office Working Paper*, n° 2015-02.

## CRÉDIT D'IMPÔT RECHERCHE

---

<b>Introduction</b> . . . . .	35
Evens Salies	
<b>L'hétérogénéité des stratégies d'entreprises en matière de Crédit d'Impôt Recherche</b> . . . . .	39
Pierre Courtioux, Emmanuelle Deglaire, François Métivier et Antoine Rebérioux	
<b>L'impact du CIR sur l'emploi dans la R&amp;D du secteur privé</b> . . . . .	67
<i>Une revue critique</i> Evens Salies	
<b>Collaborer ou sous-traiter pour innover.</b> . . . . .	105
<i>L'incidence des financements publics</i> Kymble Christophe, Valentin Dillies et Vincent Dortet-Bernadet	
<b>Aides à la R&amp;D.</b> . . . . .	135
<i>Pratiques internationales et revue de la littérature sur leurs effets</i> Simon Bunel et Michaël Sicsic	

---



## CRÉDIT D'IMPÔT RECHERCHE

**Evens Salies**

*Sciences Po, OFCE*

Le Crédit d'Impôt Recherche (CIR) sert à soutenir l'investissement du secteur privé dans la recherche. Créé par la Loi de finances pour 1983, le CIR a suscité de nombreux rapports parlementaires et évaluations d'impacts. L'attention s'est surtout portée sur la réforme de 2008, dont l'efficacité sur les dépenses de recherche n'a pas encore été infirmée mais dont la radicalité soulève de nouvelles questions. Ce dossier spécial réunit quatre articles couvrant divers aspects du CIR.

Dans le premier article « **L'hétérogénéité des stratégies d'entreprises en matière de Crédit d'Impôt Recherche** », **Pierre Courtioux**, **Emmanuelle Deglaire**, **François Métivier** et **Antoine Rebérioux** se demandent si la forte augmentation du recours au CIR depuis la réforme de 2008 ne s'est pas accompagnée d'une hétérogénéité croissante des stratégies d'entreprises en matière de déclarations. Ils cherchent les caractéristiques des entreprises de R&D qui ne recourent pas au dispositif (en 2013, 25 % des TPE de R&D et 10 % des grandes entreprises) et s'interrogent sur la sous-déclaration des activités de recherche éligibles certaines années. Les auteurs analysent les raisons du non-recours en distinguant les entreprises sous-traitantes d'activité de R&D. Ils suggèrent trois ensembles de causes de non-recours : celles liées à l'éligibilité au CIR (dont les critères sont tirés du Manuel de Frascati), l'absence d'intérêt absolu (pour une entreprise ne dégagant pas assez de bénéfices pour imputer du CIR) et l'absence d'intérêt relatif (lorsque le CIR représente un gain relativement faible, au regard d'autres aides). L'identification de ces stratégies s'appuie sur deux mesures de rentabilité du CIR : la créance rapportée aux dépenses de

R&D et la créance rapportée au nombre de chercheurs ETP. Les auteurs trouvent un fait stylisé important : la rentabilité très dispersée du CIR. Les auteurs enrichissent l'étude de leur propre enquête auprès d'entreprises et de cabinets de conseil en R&D et CIR, permettant une analyse qualitative des stratégies de CIR.

Dans le deuxième article « **L'impact du CIR sur l'emploi dans la R&D du secteur privé : une revue critique** », Evens Salies propose une revue exhaustive de l'impact du CIR sur l'emploi dans la R&D dans le secteur privé, qui s'articule autour de deux questions. Les entreprises recourant au CIR auraient-elles eu un effectif moindre sans le dispositif ? Si oui, le supplément de 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. L'article distingue d'abord les études selon deux niveaux d'analyse de la demande de travail : le prix de la R&D et la productivité, en incluant les tensions sur les salaires depuis la réforme de 2008. L'article discute ensuite l'efficacité du CIR sur l'emploi, estimée dans des modèles économétriques reposant majoritairement sur la construction de groupes témoins. Ces modèles sont regroupés en fonction des types d'emplois (ingénieurs, docteurs, etc.). Enfin, l'article traite de l'efficience du CIR sur l'emploi, donnant à l'auteur l'occasion de pointer l'absence de mesures empiriques pertinentes.

Le CIR corrige la discrimination à l'embauche des docteurs dans les entreprises, mais avec un possible effet d'aubaine pour les docteurs-ingénieurs. La probabilité d'employer au moins un ingénieur post-réforme 2008 est plus forte de 2,5 points. Les salaires des personnels de R&D augmentent plus vite que la valeur ajoutée, suggérant un *effet Goos/bee*. L'auteur conclut par quelques recommandations à l'attention du législateur et des modélisateurs. Il suggère notamment d'orienter les subventions vers les grandes entreprises et le CIR vers les petites afin de limiter l'interaction inefficace entre ces aides. Si l'efficacité du CIR sur le nombre de chercheurs est avérée, son efficience reste à démontrer. La majorité des dépenses de R&D étant salariales, ces résultats mitigés du CIR sur l'emploi pourraient expliquer le peu d'effet de levier macroéconomique du CIR sur la R&D.

Le troisième article « **Collaborer ou sous-traiter pour innover L'incidence des financements publics** », écrit par **Kymble Christophe, Valentin Dillies** et **Vincent Dortet-Bernadet**, renferme des résultats sur les aides à la recherche partenariale dans l'UE. La recherche partenariale inclut la recherche externalisée et celle collaborative. Le dynamisme de la première s'explique en partie par l'augmentation du soutien financier procuré par le CIR, plus particulièrement depuis la réforme de 2008. Toutefois, ce dynamisme reste relatif puisque, en 2018, seulement 18 % des entreprises externalisent tout ou partie de leurs activités. Les auteurs identifient des facteurs qui poussent les entreprises de R&D à créer une *joint-venture* (la forme la moins verticale et la plus poussée de collaboration) plutôt qu'à sous-traiter tout ou partie de leurs activités. Les gains de spécialisation, la mutualisation des risques et des moyens des programmes de recherche entre entreprises hétérogènes, les dispositifs publics de soutien à ces deux formes de recherche contribuent aussi à ces évolutions.

Les auteurs proposent une classification fine des aides à la R&D partenariale, qui leur permet de remarquer que celles allant aux projets collaboratifs sont plus nombreuses. Dans le cas de la R&D externalisée, la part de la sous-traitance dans l'ensemble des dépenses déclarées au CIR a augmenté, passant de 6,3 % en 2006 (2,4 points de pourcentage pour la sous-traitance publique) à 14 % en moyenne sur la période 2010-2014 (dont 4 points de pourcentage environ de sous-traitance publique). Entre 2009 et 2017, les organismes de recherche sont de moins en moins bénéficiaires des aides à la R&D collaborative (de 46 à 26 %). Les auteurs comparent les résultats d'évaluations des dispositifs de soutien à la recherche partenariale sur les entreprises bénéficiaires. Les auteurs soulignent l'efficacité des dispositifs, notamment dans le cas des Programme-cadre européens.

Dans la dernière contribution de ce dossier « **Aides à la R&D Pratiques internationales et revue de la littérature sur leurs effets** », **Simon Bunel** et **Michaël Sicsic** comparent le CIR aux dispositifs de soutien à la R&D dans le monde. Les auteurs élaborent une taxonomie des dispositifs. L'UE apparaît singulière en matière d'aides fiscales ; l'effort de R&D de l'UE a dépassé celui des États-Unis à cause du poids croissant des aides indirectes. Le même glissement s'observe en France, où l'approche de la R&D est passée de descendante (le plan Calcul des années 1960 en France, par exemple) à ascendante (CIR, *patent box*).

Les dispositifs d'aides sont classés suivant la nature de l'incitation (crédit d'impôt, amortissement accéléré, etc.), le type de calcul (en volume, incrémental ou hybride), la nature des dépenses éligibles (revenu fiscal, cotisations sociales), etc. Les auteurs n'hésitent pas à questionner l'intérêt des mesures fiscales telles le CIR, qui conduisent à une concurrence fiscale amputant les recettes des États.

Les auteurs complètent leur description par un panorama des résultats des évaluations microéconométriques des effets des aides à la R&D. Ces évaluations s'appuient sur le calcul du multiplicateur *Bang per Buck*, dont l'hétérogénéité est analysée suivant plusieurs critères : la nature (directe, indirecte) des aides, le *design* des aides fiscales, c'est-à-dire le type de calcul (CIR volume, incrémental ou hybride), etc. Le CIR tout volume est simple à calculer, mais serait moins efficace qu'un CIR incrémental (la structure existante avant 2004). L'article conclut par des préconisations en matière d'aides à la R&D, puis essaie de comprendre une contradiction apparente dans le lien entre l'effort de R&D et « le taux d'aide effectif à la R&D » : l'efficacité constatée au niveau microéconomique ne s'observe qu'imparfaitement au niveau macroéconomique, reflétant notamment l'hétérogénéité de l'efficacité des aides entre pays.

# L'HÉTÉROGÉNÉITÉ DES STRATÉGIES D'ENTREPRISES EN MATIÈRE DE CRÉDIT D'IMPÔT RECHERCHE<sup>1</sup>

**Pierre Courtioux**

*Paris School of Business*

**Emmanuelle Deglaire**

*EDHEC Business School, Augmented Law Institute*

**François Métivier**

*Université de Paris, IPGP*

**Antoine Rebérioux**

*Université de Paris, LADYSS*

---

Cet article analyse les stratégies des entreprises de recherche en matière de Crédit d'Impôt Recherche (CIR). Nous montrons que 16 % des entreprises de recherche non sous-traitantes n'ont pas recours au CIR, et analysons les causes de ce non-recours. L'anticipation par les acteurs d'un coût administratif jugé trop important semble être la cause la plus importante du non-recours. Pour les entreprises qui ont effectivement recours au dispositif, la rentabilité de celui-ci est très variable. Nous discutons les raisons de cette variabilité. Ces différents éléments mettent à jour une forte hétérogénéité des entreprises au regard du CIR, en cohérence avec l'observation d'une explosion des bénéficiaires depuis une décennie.

*Mots clés* : R&D, entreprise, fiscalité.

---

---

1. Le travail statistique de cette étude s'est fait dans le cadre du projet DRESEF (Dépense de Recherche et Emploi Scientifique En France) qui a donné lieu à un accord relatif à la communication de renseignements individuels d'ordre économique ou financier par le Comité du secret statistique (Session du 10 juin 2016, point E462). Dans ce cadre, ce travail a bénéficié d'une aide de l'État gérée par l'Agence Nationale de la Recherche au titre du programme « Investissements d'avenir » portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d'accès sécurisé aux données - CASD). Une aide financière complémentaire a été apportée par Sauvons la Recherche et par EDHEC Economics. Le présent article a bénéficié de discussions entre les auteurs et Thomas Balcone, Paul Cusson, Gérard Forgeot, Thibaut Grampchamp de Ceuille, Evens Salies, Philippe Saucray et Camille Schweitzer, ainsi que du travail des étudiants du LLM Law & Tax Management de l'EDHEC dans le cadre du cours d'ingénierie fiscale. Les auteurs tiennent à les en remercier ; ils restent comme il se doit seuls responsables du contenu de ce travail.

## 1. Introduction

Dans une économie du savoir et de la connaissance, la R&D est une composante stratégique fondamentale, à même de soutenir une croissance élevée dans le futur (Jaffe, 1989 ; Adams, 1990 ; Romer, 1992 ; Stephan, 1996). Or si les dépenses de R&D des entreprises françaises n'ont cessé de progresser depuis les années 1980, la différence tant en niveau qu'en pourcentage du PIB avec des pays souvent cités comme de « bons élèves » reste importante — notamment en comparaison de l'Allemagne. Différentes explications correspondant à la spécialisation industrielle (Le Ru, 2012) ou au degré de développement du marché du capital-risque (Encaoua, 2017) ont pu être avancées pour rendre compte de cet écart et pointer les faiblesses de la France. Il est également intéressant de noter que les stratégies d'aide publique sont assez différentes. Globalement ces aides sont plus importantes en France qu'en Allemagne où elles ne relèvent que d'aides directes (*via* un système de subvention). En France, ces aides sont principalement indirectes : les incitations fiscales *via* le Crédit d'Impôt Recherche (CIR) apparaissent comme un outil central du développement de la recherche dans le secteur privé. Cet outil a été modifié à de nombreuses reprises depuis sa création en 1983, et semble avoir aujourd'hui trouvé sa place dans le paysage français<sup>2</sup>.

Jusqu'ici, l'essentiel des travaux consacrés au CIR se sont attachés à évaluer l'efficacité du dispositif *en termes de politique publique*, comprise comme le retour sur investissement pour l'État d'un euro investi sous forme de dépense fiscale. Un ensemble d'études d'impact tend ainsi à montrer que depuis 2008 et sa réforme, le CIR aurait permis d'augmenter les dépenses de R&D dans un ordre de grandeur correspondant grosso modo au montant des aides fiscales<sup>3</sup>. De ce point de vue, certains auteurs regrettent que ce dispositif n'ait pas eu d'effet de levier sur le niveau des dépenses de R&D (Encaoua, 2017). À cela s'ajoute le fait qu'il n'y aurait pas d'effet positif du dispositif sur la performance des dépenses de R&D engagées par les entreprises, telle que l'on peut par exemple la mesurer par un nombre significativement plus important de brevets déposés (Bozio *et al.*, 2014 et 2017).

---

2. Ces divers changements sont notamment détaillés dans MENSER (2014) et Salies (2017).

3. On se référera aux travaux suivants : la synthèse de Salies (2017) qui traite également des effets du dispositif avant 2008, les trois études commandées par la Commission nationale d'évaluation des politiques d'innovation (CNEPI) et publiées par France Stratégie en 2019 (Bozio *et al.*, 2017 ; Bernela *et al.*, 2018 et Lopez et Mairesse, 2018), ainsi que l'étude commandée par le ministère de l'Enseignement supérieur, de la recherche et de l'innovation (Mulkay et Mairesse, 2018).

Cette question de l'efficacité du CIR, mesurée par une élasticité moyenne de la R&D à la dépense fiscale, n'épuise cependant pas les interrogations portant sur ce dispositif. Depuis la réforme de 2008, on observe ainsi que le nombre d'entreprises bénéficiant du CIR a pratiquement triplé. Cette explosion laisse penser que les réformes successives du CIR ont profondément affecté l'écosystème de la recherche privée en France : la possibilité de bénéficier d'un crédit d'impôt a pu conduire des entreprises à s'engager effectivement dans la R&D (alors qu'elles ne le faisaient pas auparavant) ou à reconsidérer certaines de leurs dépenses sous l'angle de la R&D. Ce processus de progression à la marge extensive conduit nécessairement à redéfinir ce que l'on entend par « entreprises de recherche » ou « activités de recherche ». Pourtant, il est possible de poser comme hypothèse que l'hétérogénéité des firmes au regard du CIR (le type d'entreprises y ayant recours, de quelle manière, pour quel montant, etc.) est allée croissante. Mais à notre connaissance, aucune étude ne s'est penchée sur cette question. Nous proposons un premier pas en ce sens en nous intéressant à la rentabilité du CIR *du point de vue des entreprises elles-mêmes* (et non pas du point de vue du régulateur ou de l'État). L'idée générale est qu'une compréhension fine du CIR nécessite certes une analyse de son efficacité « publique » mais aussi une analyse de la variété des stratégies d'entreprises au regard de ce dispositif. Nous nous appuyons pour ce faire sur trois sources distinctes de données pour l'année 2013 (l'Enquête sur la R&D, les fichiers GECIR et les liasses fiscales FARE) ainsi que sur une étude qualitative auprès des entreprises de recherche et de leur conseil en R&D (cf. annexe 3). Ces divers éléments mettent en lumière un premier ensemble de *faits stylisés* permettant de tester le degré d'hétérogénéité de l'utilisation du CIR par les entreprises.

Le premier de ces faits — de prime abord paradoxal compte tenu de la très forte croissance des bénéficiaires du CIR sur la période récente — est celui d'un décalage conséquent (de l'ordre de 30 %) entre la R&D effectivement réalisée par les entreprises et la R&D déclarée auprès de l'administration (pour bénéficier du CIR), la première étant plus importante que la seconde. Une partie significative du décalage tient au fait que certaines entreprises qui pourraient avoir droit au CIR (car réalisant de la R&D) préfèrent s'abstenir (non-recours) — c'est notre deuxième fait stylisé. Dans cette étude, nous nous intéressons précisément aux causes de ce non-recours jusqu'ici resté un point aveugle de la littérature. Une autre cause du décalage identifiée tient au fait que certaines

entreprises minorent les montants déclarés. Ce phénomène apparaît clairement lorsque l'on s'intéresse à la rentabilité du CIR des entreprises qui ont recours au dispositif. Cette rentabilité est ici entendue comme le retour du CIR du point de vue de l'entreprise, c'est-à-dire le montant en euros que rapporte alternativement (i) un euro de dépense effective en R&D ou (ii) l'emploi d'un chercheur. Ces deux mesures sont celles qui intéressent le plus directement les entreprises lorsqu'elles réfléchissent à leur stratégie de R&D. Il ressort de cette analyse qu'il existe une forte dispersion de la rentabilité du CIR — c'est notre troisième fait stylisé. Au total, l'étude du non-recours aussi bien que de la rentabilité confirme la forte hétérogénéité des entreprises dans leur rapport au CIR — en cohérence avec le diagnostic d'une complexification croissante de l'écosystème français de la R&D privée.

Nous commençons par rappeler brièvement le processus historique d'évolution du CIR (section 2). Puis nous présentons les éléments statistiques qui nous permettent d'estimer qu'une partie non négligeable des dépenses de R&D ne sont pas déclarées au titre du CIR (section 3). Nous proposons ensuite une estimation du non-recours au CIR et discutons des raisons possibles de ce non-recours (section 4). Nous montrons que le taux de couverture des dépenses courantes de R&D par la créance du CIR est très hétérogène et nous proposons des éléments d'interprétation de cette hétérogénéité (section 5). Cette première manière d'appréhender le rendement du dispositif pour les entreprises est complétée par un l'indicateur du montant moyen de la créance par chercheur (section 6). En conclusion (section 7), nous proposons un bilan du dispositif et mettons en avant des éléments qu'il faudrait prendre en compte pour l'améliorer.

## 2. Le CIR en pratique

Comme le rappelle Salies (2017), les théories économiques donnent plusieurs justifications à la mise en place d'aide à la R&D dans un marché concurrentiel. En effet, les connaissances scientifiques produites par l'activité de recherche ont un caractère non-exclusif pour lesquelles le secret et les brevets ne procurent qu'une protection partielle. Dans ce cadre les entreprises ont plutôt intérêt à s'approprier les connaissances scientifiques rendues disponibles par leurs concurrents en les imitant. Par ailleurs, le retour sur investissement des dépenses de R&D en termes de connaissances est en général très incertain, ce qui exclut ou rend plus difficile l'accès aux financements

bancaires des entreprises décidant de se lancer dans ce type d'activité. Au sein d'une économie, ces deux effets peuvent se combiner pour conduire les entreprises à sous-investir dans les activités de recherche.

Le CIR, institué en 1983, consiste en une incitation à la R&D pour les entreprises privées, sous forme de crédit d'impôt. Jusqu'en 2004, le CIR est de nature incrémental : le crédit d'impôt consenti aux entreprises dépend de l'accroissement, d'une année sur l'autre, des dépenses de R&D. Par ailleurs, le crédit d'impôt est plafonné. En 2004 est introduit un CIR en volume (reposant sur le volume annuel des dépenses de R&D), qui va coexister jusqu'en 2008 avec sa version incrémentale. Cette dernière est définitivement abandonnée en 2008, de même que le plafonnement. Cette réforme profonde du dispositif a pour conséquence une explosion de son coût qui passe à plus de 4 milliards d'euros. Depuis lors, le coût annuel pour l'État est compris entre 5 et 6 milliards d'euros — soit environ un tiers du budget du ministère de l'Enseignement Supérieur, de la Recherche et de l'Innovation (MESRI).

À l'heure actuelle, toutes les sociétés opérant dans le secteur marchand peuvent bénéficier du CIR dès lors qu'elles justifient d'une activité de R&D. Le crédit d'impôt se monte à 30 % des dépenses de R&D déclarées lorsque celles-ci sont inférieures à 100 millions d'euros<sup>4</sup>. Au-delà de ce seuil, le crédit est limité à 5 % des dépenses. Les dépenses couvertes par le dispositif sont celles relevant d'une activité de recherche fondamentale, de recherche appliquée ou de développement expérimental (présentant des éléments de nouveauté et un caractère risqué). Ceci inclut les dotations aux amortissements (sur des immobilisations R&D), les dépenses de personnel (rémunérations, incluant les charges sociales et l'intéressement, des chercheurs et des techniciens de recherche), les dépenses de fonctionnement, les dépenses de R&D externalisées à un sous-traitant ainsi que les dépenses relatives à la protection de la propriété intellectuelle. Le dispositif est également accompagné de l'introduction d'une aide spécifique pour inciter les entreprises à embaucher les titulaires d'un doctorat sortant du système éducatif<sup>5</sup>.

Enfin, depuis 2013, les très petites, petites et moyennes entreprises (avec moins de 250 salariés et un chiffre d'affaire inférieur à 50 millions

---

4. Selon nos calculs en 2013 seules 16 sociétés ont fait des déclarations supérieures à ce plafond.

5. Pour les jeunes chercheurs titulaires d'un doctorat, les entreprises sont autorisées à multiplier par 2 les dépenses déclarées pendant les 24 premiers mois suivant le premier recrutement – dès lors que le docteur est en CDI et que l'entreprise n'a pas procédé à une diminution de ses effectifs de recherche sur l'année.

d'euros ou un bilan de moins de 43 millions d'euros) peuvent bénéficier du CIR pour leurs dépenses d'innovation hors R&D (prototypes ou pilotes d'un nouveau bien). Dans ce cas, le CIR s'élève à 20 % des dépenses d'innovations, plafonnées à 400 000 euros sur l'année. Dans la suite de cet article, nous nous concentrons sur le « CIR recherche » en 2013<sup>6</sup> et excluons de notre analyse la créance pour dépense d'innovation (« CIR innovation ») et la créance pour dépenses de collection (« CIR collection ») qui ne relèvent pas à proprement parler d'aide à la recherche dans le secteur privé.

### 3. Un tiers environ des dépenses de R&D ne sont pas déclarées au titre du CIR

La manière la plus simple de s'intéresser à la stratégie des entreprises en matière de CIR est de comparer les dépenses de recherche réalisées et les dépenses de recherche déclarées.

L'Enquête Recherche et Développement (ERD) du MESRI constitue la source la plus fiable pour mesurer les dépenses de R&D réalisées par les entreprises françaises. Cette enquête est réalisée auprès d'un échantillon représentatif d'entreprises effectuant de la R&D. Dans l'ERD, « l'entreprise » se définit comme une ou plusieurs sociétés (c'est-à-dire une liste de SIREN identifiés) dont l'une d'entre elles est « répondante » (« SIREN répondant »). Pour l'entreprise ainsi définie, nous utilisons ici le terme « entreprise de recherche » ou plus simplement « entreprise ». Ce regroupement de SIREN est propre à l'enquête et ne correspond pas nécessairement au « groupe » dont les comptes sont disponibles dans les bases de données FICUS et FARE de l'Insee<sup>7</sup>. L'enquête est constituée d'un questionnaire qui détaille un certain nombre de postes de dépenses courantes, c'est-à-dire les dépenses effectuées au cours de l'année. Au sein de ces postes, il est notamment possible de distinguer les Dépenses Internes de R&D (DI), c'est-à-dire les dépenses réalisées effectivement au sein de l'entreprise, des Dépenses Externes de R&D (DE) réalisées par des entreprises privées ou des partenaires publics qui sont des sous-traitants de l'entreprise répondant au questionnaire. Les entreprises sous-traitantes ne sont pas exclues du champ de l'enquête et peuvent donc tout à fait renseigner leurs dépenses de R&D pour le compte d'une autre entre-

---

6. Que par commodité nous appelons « CIR » dans la suite de l'article.

7. Pour une discussion plus poussée des enjeux de définition des contours de l'entreprise cf. Balcone et Schweitzer (2018).

prise comme des dépenses en propre (DI) qui correspondent dès lors à des dépenses externes (DE) de leur donneur d'ordre. Pour obtenir une estimation des montants de R&D des entreprises en France, il convient donc d'exclure la DE et de sommer l'ensemble de la DI des entreprises enquêtées. Pour l'année 2013, on estime alors le montant de cette dépense à 30,7 milliards d'euros.

Les fichiers GECIR (déclarations fiscales 2069 relatives au CIR) produits par le ministère des Finances (DGFIP) permettent de mesurer le montant des dépenses de R&D déclarées par les entreprises à l'administration fiscale dans l'objectif de bénéficier du CIR. Ces dépenses correspondent à celles qu'elles font en propre mais également à celles qui sont réalisées pour leur compte par une entreprise sous-traitante<sup>8</sup>. Le questionnaire rempli par les entreprises permet de différencier au sein des dépenses des sous-traitants celles réalisées à l'étranger, celles commandées à un partenaire public (laboratoire universitaire, etc.) ou celles externalisées à d'autres entreprises privées (dépendantes ou non). Du point de vue fiscal, une double déclaration des dépenses de R&D au CIR, l'une par l'entreprise donneuse d'ordre et l'autre par l'entreprise sous-traitante n'est évidemment pas autorisée. Cette absence de double compte indique que pour obtenir une estimation des dépenses de R&D déclarées par les entreprises privées en France, il suffit d'additionner la R&D mentionnée par les entreprises déclarantes (19,1 milliards d'euros) et celle de leurs sous-traitants relevant du secteur privé français (2,6 milliards). Ce calcul montre que le montant des dépenses de R&D déclarées (au titre du CIR) par des entreprises privées sur le territoire français s'élève à 21,6 milliards d'euros en 2013<sup>9</sup>. Bien évidemment, rien ne garantit *a priori* que les entreprises déclarent l'ensemble de leurs activités de R&D éligible au CIR<sup>10</sup>, mais ces données fiscales ont l'avantage d'être exhaustives : toutes les dépenses déclarées sont enregistrées.

Cette différence de 9,1 milliards d'euros (31,7 – 21,6) entre les dépenses réalisées (ERD) et déclarées (GECIR), correspondant à 29,6 % des dépenses mesurées par l'ERD, n'est pas négligeable. Pour autant il n'est pas possible d'en déduire que 9,1 milliards de dépenses de R&D réalisées ne seraient pas déclarées au titre du CIR. En effet, une première

---

8. D'un point de vue légal, ces entreprises de sous-traitance doivent être agréées par le MESRI.

9. Le chiffre que nous reprenons ici est un chiffre consolidé issu de GECIR, qui peut cependant différer des estimations utilisant la même source mais avec une date d'extraction antérieure des mêmes fichiers administratifs (MESRI [2016]).

10. Cf. notamment *supra*.

partie de cette différence s'explique par les différentes règles et conventions de calcul des postes qui composent la dépense de R&D (ventilée en trois grandes catégories : dépenses de personnel, dépenses en capital, et dépenses de fonctionnement) selon que l'on retient l'appréhension économique (ERD) ou l'appréhension fiscale (GECIR) :

- *Dépenses en personnel* — d'un point de vue fiscal, seules les dépenses de personnel correspondant à des chercheurs ou des techniciens peuvent être déclarées. L'ERD retient quant à elle une définition plus large du personnel qui inclut le personnel de soutien à la R&D (ouvriers et administratifs). Par ailleurs, même si l'appréhension fiscale et l'appréhension économique considèrent les dépenses de personnel « chargées » (c'est-à-dire incluant les cotisations sociales obligatoires), le périmètre des cotisations n'est pas exactement le même. Dans l'ERD, ce périmètre correspond bien évidemment à l'ensemble des cotisations, mais dans l'appréhension fiscale c'est la doctrine fiscale qui prévaut : en 2013 il subsistait une certaine incertitude sur le périmètre des cotisations à prendre en compte, ce qui a donné lieu à plusieurs contentieux<sup>11</sup>. Depuis 2015, la doctrine fiscale a réduit l'insécurité juridique en publiant et actualisant régulièrement la liste des cotisations à retenir : normalement les taxes sur les salaires (apprentissage, effort de construction, etc.) ne sont pas à inclure dans l'assiette de la créance déclarée au CIR ;
- *Dépenses en capital* — dans l'appréhension fiscale, les dépenses en capital que l'on peut déclarer correspondent aux dépenses d'amortissement que l'entreprise peut inscrire à l'exercice de l'année ainsi qu'aux dépenses diverses liées à la « gestion des brevets ». En revanche, dans l'ERD, seules sont comptabilisées les dépenses de capital effectivement réalisées (des investissements, donc). Les amortissements et les dépenses de brevets ne sont pas inclus ;
- *Dépenses de fonctionnement* — dans leur appréhension fiscale, les dépenses de fonctionnement sont « forfaitaires » (leur montant légal correspond à 75 % des dotations aux amortissements des immobilisations affectées à la recherche et à 50 % des dépenses de personnel relatives aux chercheurs et techniciens de recherche et à l'ensemble des dépenses de personnel relatives

---

11. C'est du moins ce qui ressort des entretiens réalisés auprès des Conseils aux entreprises pour la partie qualitative de cette étude (cf. annexe 1).

aux jeunes docteurs<sup>12</sup>), alors que dans l'appréhension économique, ces dépenses correspondent à des dépenses réellement engagées (loyer, fournitures et frais généraux, etc.).

Le tableau 1 permet de comparer les masses en jeu pour chacun de ces postes selon les deux mesures considérées (ERD dans la colonne 1 et GECIR dans la colonne 2).

**Tableau 1. Définition et mesure des dépenses de R&D selon la source**

Milliards d'euros

	Col. 1 ERD	Col.2 GECIR	Col.3 GECIR (avec DE internalisée)*
<b>(A) Dépenses de personnel</b>	<b>18,3</b>	<b>10,7</b>	<b>12,1</b>
(A1) Chercheurs et techniciens	oui	oui	oui
(A2) Personnel de soutien	oui	non	non
<b>(B) Dépenses en capital</b>	<b>3,1</b>	<b>2,1</b>	<b>2,3</b>
(B1) Investissements	3,1	non	non
(B2) Amortissements	non	1,3	1,4
(B3) Brevets	non	0,8	0,9
<b>(C) Dépenses de fonctionnement</b>	<b>9,3</b>	<b>6,3</b>	<b>7,2</b>
(C1) Engagées	9,3	non	non
(C2) Forfaitaires	non	6,3	7,2
<b>Total DI = A + B + C</b>	<b>30,7</b>	<b>19,1</b>	<b>21,6</b>
<b>(D) DE (sous-traitance dans le privée)</b>	<b>non</b>	<b>2,6</b>	<b>non</b>
<b>Total DI + DE = (A) + (B) + (C) +(D)</b>	<b>30,7</b>	<b>21,6</b>	<b>21,6</b>

Note : DI pour Dépense interne de R&D ; DE pour dépense externe de R&D ; (\*) les dépenses de DE (ligne D) de la colonne 2 sont redistribuées dans les items A, B, C en fonction de la structure de la DI de la colonne 2.

Source : ERD 2013 (MESRI), GECIR (MESRI, DGFIP) - calculs des auteurs.

Les différences de conventions indiquées ci-dessus limitent significativement les comparaisons que l'on peut effectuer entre les deux sources. Néanmoins, il y a un type de dépense qu'il est possible de comparer plus finement : les dépenses de personnel. Bien évidemment on s'attend à ce que les dépenses de personnel soient moins élevées dans les sources fiscales car le personnel de soutien à la recherche est exclu de l'assiette.

Pour 2013, ces dépenses s'élèvent à 10,7 milliards dans l'appréhension fiscale (GECIR) et à 18,3 milliards selon l'ERD, soit une différence

12. Les dépenses de personnel correspondent aux 24 premiers mois suivant le recrutement d'un jeune docteur comptent forfaitairement pour 200%.

de 7,6 milliards d'euros. Cette estimation constitue une valeur maximum de la différence de frais de personnels mesurés respectivement dans l'ERD et dans GECIR. En effet, la colonne 2 suppose implicitement qu'aucune des dépenses des sous-traitants de l'entreprise déclarant du CIR n'effectuait de dépenses de personnel — étant entendu que les fichiers GECIR ne fournissent pas d'information sur la ventilation précise des dépenses de R&D pour les sous-traitants.

Pour estimer une fourchette de valeurs plus complète de cette différence de dépenses de personnel selon les sources, on peut poser deux hypothèses alternatives. La première est que l'intégralité des dépenses des sous-traitants concerne des frais de personnel : les dépenses de personnel atteignent alors 13,3 milliards (10,7 + 2,6) pour un différentiel de 5,1 milliards d'euros. L'autre hypothèse qui conduit à une valeur « raisonnable » est que la structure de dépense (et notamment la part consacrée aux dépenses de personnel) est la même pour les dépenses des sous-traitants que pour les dépenses internes aux sociétés qui déclarent de la R&D au titre du CIR prise dans leur ensemble. C'est cette règle de calcul qui est appliquée dans la colonne 3, où les 2,6 milliards d'euros de DE sont redistribués en DI en fonction de la structure de la colonne 2. On estime alors à 12,1 milliards les dépenses de personnel GECIR. La différence par rapport au 18,3 milliards d'euros issus de l'ERD est de 6,2 milliards, représentant un tiers (33,9 %) des dépenses effectivement réalisées.

L'ampleur de cette différence est beaucoup trop importante pour ne relever que de l'absence de prise en compte du personnel de soutien à la recherche dans les sources fiscales. Ceci suggère alors que, pour des raisons qu'il reste à comprendre, certaines entreprises ne déclarent pas tout ou partie de leurs dépenses de R&D à l'administration en vue de bénéficier d'un crédit d'impôt.

#### 4. Le non-recours au CIR

Une première raison de ce décalage entre dépenses effectuées et dépenses déclarées vient du fait qu'un certain nombre d'*entreprises de recherche* (c'est-à-dire d'entreprises dont l'activité de recherche n'est pas uniquement « ponctuelle »)<sup>13</sup> n'ont pas recours au CIR. Sur la base

---

13. Ce que nous appelons dans cet article *entreprise de recherche* ou plus simplement *entreprise* correspond à l'unité d'observation de l'ERD.

de l'ERD, on estime à environ 17 700 le nombre d'entreprises qui font de la R&D en 2013. Le tableau 2 montre que 19 % des entreprises effectuant de la R&D en France ne déclaraient aucune de leurs dépenses au titre du CIR en 2013. Ce taux de non-recours est décroissant avec la taille de l'entreprise : il s'élève à 25 % pour les très petites entreprises (10 salariés ou moins) et à 10 % seulement pour les grandes entreprises (plus de 5 000 salariés).

Une partie de ce non-recours pourrait s'expliquer par la présence, dans l'ERD, d'entreprises de recherche sous-traitantes et ne déclarant donc pas en propre les dépenses effectuées (laissant cela à l'entreprise donneuse d'ordre). Pour pouvoir agir en sous-traitant, les entreprises doivent être agréées par le ministère (MESRI) — qui fournit sur son site une liste exhaustive des sociétés habilitées (identification via le SIREN). La dernière colonne du tableau 2 utilise cette liste, pour fournir le taux de non-recours des entreprises ne disposant pas de l'agrément du ministère pour faire de la recherche pour compte d'autrui. On observe que le taux de non-recours, s'il baisse légèrement, reste à un niveau significatif de 16 %. Encore une fois, ce taux est d'autant plus fort que les entreprises sont petites.

Tableau 2. Le non-recours au CIR

En %

Types d'entreprises de recherche	Nombre d'entreprises de recherche	Part d'entreprises qui ne déclarent pas de dépenses de R&D au CIR	Part d'entreprises (n'étant pas sous-traitant CIR agréé*) qui ne déclarent pas de R&D au CIR
<b>Ensemble</b>	17 686	19	16
<b>Grandes entreprises (plus de 5 000 salariés)</b>	71	10	10
<b>Entreprises de taille intermédiaire (251 à 5000 salariés)</b>	1 690	12	12
<b>Petites et moyennes entreprises (11 à 250 salariés)</b>	9 739	17	16
<b>Très petites entreprises (10 salariés ou moins)</b>	6 186	25	18

Notes : Certaines cases sont regroupées afin de respecter les règles du secret statistique. (\*) Entreprise dont aucune des sociétés qui la composent n'est agréée pour les dépenses de sous-traitance du CIR.

Source : ERD 2013 (MESRI), GECIR (MESRI, DGFIP), FARE (DGFIP) - calculs des auteurs.

Quatre grandes raisons peuvent expliquer le non-recours au CIR, pour des entreprises non sous-traitantes :

(i) La première raison pourrait être le caractère non-éligible des activités de R&D menées. Pour être éligible au CIR en 2013, une dépense doit correspondre à une activité qui relève de la recherche fondamentale, de la recherche appliquée ou du développement expérimental avec un élément de nouveauté<sup>14</sup> (ce qui correspond dans les grandes lignes aux standards internationaux du manuel de Frascati — OECD, 2002). Ces critères permettent de vérifier que l'activité déclarée correspond bien à une activité de recherche développée dans une démarche scientifique afin d'accroître la somme des connaissances ainsi que l'utilisation de celles-ci pour de nouvelles applications. Il est alors envisageable qu'une entreprise répondant au questionnaire de l'ERD utilise une définition différente de l'activité de recherche de celle retenue par l'administration fiscale pour le CIR ; conscience de cette différence, l'entreprise renoncerait alors à réclamer le CIR ;

(ii) Une deuxième raison expliquant le non-recours pourrait être l'absence « récurrente » de profit pour l'entreprise. En effet, l'intérêt pour l'entreprise d'une déclaration de dépenses au titre du CIR est qu'elle pourra déduire ces dépenses de l'impôt sur les sociétés (IS) : le crédit est imputé à l'IS dû par la société pour l'année pendant laquelle les dépenses de recherche ont eu lieu. En cas d'impossibilité d'imputation sur un bénéfice nul ou inférieur au montant de la créance, le crédit excédentaire non imputé constitue une créance sur l'État qu'il est possible d'utiliser pour les trois années suivantes. L'absence d'intérêt à la déclaration implique donc que l'entreprise soit sûre de ne pas dégager de bénéfice imposable durant les trois prochaines années ;

(iii) Une troisième raison du non-recours au CIR pourrait être l'obtention, par ailleurs, de subventions publiques. En effet, le montant de ces subventions est déduit de l'assiette des dépenses que l'entreprise peut déclarer au titre du CIR. Il est alors possible que l'ensemble des dépenses de R&D effectuées par l'entreprise soient intégralement ou partiellement couvertes par ces subventions. Dans ce cadre, l'absence d'intérêt au CIR pourra être absolu (l'ensemble des dépenses est déjà couvert) ou relatif (l'entreprise pourrait bénéficier du CIR mais

---

14. Pour mémoire, les nouvelles conditions d'éligibilité depuis 2018 sont un peu plus précises. Les recherches doivent : 1) comporter des éléments de nouveauté, 2) de créativité et 3) d'incertitude, 4) être systématiques et 5) être transférables et ou reproductibles.

pour des montants finalement relativement faibles au regard du coût de recours au dispositif — conduisant celle-ci à renoncer) ;

(iv) Une quatrième raison tient précisément au coût administratif du recours, qui peut être jugé trop important au regard des avantages que procurerait le CIR à l'entreprise. En effet, l'inscription de dépenses au titre du CIR doit s'accompagner d'un document justifiant que les dépenses relèvent bien de dépenses éligibles au CIR (*cf.* point (i) *supra*). Pour l'entreprise, cela nécessite d'assurer la traçabilité de ses dépenses au sein des différents projets de recherche qu'elle mène. Cela nécessite également d'identifier précisément celles qui sont destinées à lever le « verrou technologique » de chaque projet. Cette tâche peut s'avérer complexe si l'entreprise ne dispose pas déjà d'un processus d'identification « dédié » en interne. La complexité apparaît par exemple si les bâtiments qu'elle possède servent seulement en partie à la R&D, ou si les chercheurs impliqués dans les projets effectuent des tâches de management qu'il convient dès lors d'exclure de l'assiette des dépenses à déclarer au titre du CIR. Si cette traçabilité n'est pas faite en amont, ceci peut donner lieu à un contrôle de conformité des dépenses déclarées au titre du CIR par l'administration fiscale, voire déclencher un contrôle fiscal qui peut occasionner des coûts administratifs supplémentaires pour l'entreprise. À l'appréhension des coûts peut alors s'ajouter une certaine méfiance vis-à-vis de l'administration fiscale : par peur de contrôles fiscaux, les entreprises renonceraient ainsi au CIR. Globalement il s'est avéré très difficile d'obtenir des entretiens auprès des entreprises sur le thème du recours aux dispositifs fiscaux d'aide à la R&D (même dans le cadre d'une garantie d'anonymat complet de la personne interrogée et de son entreprise). Dans certains cas, le refus d'accorder un entretien était explicitement lié à l'idée que cela était susceptible de déclencher un contrôle fiscal. Une très large majorité d'entreprises ayant accepté l'entretien a déclaré avoir subi un contrôle fiscal après une déclaration CIR ; cependant pour une très grande part de ces entreprises, le contrôle fiscal ne s'est pas traduit *in fine* par un redressement.

Nous discutons maintenant la validité de chacune des explications précédentes.

La première raison du non-recours, à savoir la non-éligibilité des dépenses, n'est susceptible de jouer que très marginalement dans la mesure où la construction de la population d'entreprises enquêtées par l'ERD s'appuie en partie sur le recours par les entreprises à un guichet administratif en lien avec la recherche. Néanmoins notre enquête quali-

tative (Annexe 1) semble indiquer que pour certains entrepreneurs, les critères d'éligibilité n'apparaissent pas toujours compréhensibles et que le degré de clarté/compréhension de ces critères d'éligibilité est très hétérogène selon les secteurs d'activité. Les entreprises de conseils interrogées ont également souligné que mis à part dans certains secteurs d'activité, il était difficile pour une entreprise de suivre ses déclarations de CIR sans un conseil externe : les entreprises pensent souvent pouvoir déclarer des projets qui en fait ne sont pas éligibles au CIR.

Les tableaux 3 et 4 nous permettent de discuter la pertinence de la deuxième raison du non-recours, à savoir l'absence de bénéfice. Ces tableaux montrent qu'il ne s'agit pas d'une cause majeure de non-recours au CIR. Si l'on considère les entreprises de recherche prises dans leur ensemble, 70 % réalisent du profit sur l'année 2013 (de 75 % pour les grandes entreprises à 62 % pour les très petites). Cette part est de 68 % pour les entreprises n'ayant pas recours au CIR et n'étant pas sous-traitant, un chiffre somme toute très proche. Cette part est par ailleurs supérieure à celle des autres entreprises de l'économie (c'est-à-dire y compris les entreprises qui ne sont pas des entreprises de recherche)<sup>15</sup>. Bref, l'absence de profit n'est pas plus récurrente au sein des entreprises en situation de non-recours, relativement aux autres entreprises. On notera également que 30 % des entreprises qui ne font pas de bénéfices en 2013 déclarent pourtant

**Tableau 3. Part des entreprises de recherche déclarant un bénéfice positif en 2013**

En %

Types d'entreprises de recherche	Ensemble des entreprises de recherche	Entreprises ne déclarant pas de R&D au CIR et n'étant pas un sous-traitant CIR agréé*	Entreprises déclarant de la R&D au CIR
<b>Ensemble</b>	70	68	70
<b>Grandes entreprises (plus de 5 000 salariés)</b>	75		77
<b>Entreprises de taille intermédiaire (251 à 5000 salariés)</b>	74	62	76
<b>Petites et moyennes entreprises (11 à 250 salariés)</b>	74	73	75
<b>Très petites entreprises (10 salariés ou moins)</b>	62	64	61

Notes : Certaines cases sont regroupées afin de respecter les règles du secret statistique. (\*) Entreprise dont aucune des sociétés qui la composent n'est agréée pour les dépenses de sous-traitance du CIR.

Source : ERD 2013 (MESRI), GECIR (MESRI, DGFiP), FARE (DGFiP) - calculs des auteurs.

15. À titre de référence, les calculs effectués sur les fichiers FARE (DGFiP) indiquent que pour l'ensemble des sociétés (personnes morales) en 2013, seules 63 % déclaraient un bénéfice positif.

des dépenses de R&D au titre du CIR. On peut penser que pour ces dernières, le bénéfice nul ou négatif n'avait pas été anticipé et relève donc de la réalisation d'un risque, ou que la déclaration de dépenses au titre du CIR est motivée par des prévisions de bénéfices positifs impossibles dans les années à venir : ces dépenses pourront être utilisées pour réduire l'impôt sur les sociétés à un horizon de quatre années.

**Tableau 4. Part des entreprises de recherche redevables de l'impôt sur les sociétés en 2013**

En %

Types d'entreprises de recherche	Ensemble des entreprises de recherche	Entreprises ne déclarant pas de R&D au CIR et n'étant pas un sous-traitant CIR agréé*	Entreprises déclarant de la R&D au CIR
<b>Ensemble</b>	30	42	27
<b>Grandes entreprises (plus de 5 000 salariés)</b>	46		47
<b>Entreprises de taille intermédiaire (251 à 5000 salariés)</b>	52	56	51
<b>Petites et moyennes entreprises (11 à 250 salariés)</b>	35	49	32
<b>Très petites entreprises (10 salariés ou moins)</b>	16	31	9

Notes : Certaines cases sont regroupées afin de respecter les règles du secret statistique. \* Entreprise dont aucune des sociétés qui la composent n'est agréée pour les dépenses de sous-traitance du CIR.

Source : ERD 2013 (MESRI), GECIR (MESRI, DGFIP), FARE (DGFIP) - calculs des auteurs.

Dans le même ordre d'idée, le tableau 4 montre que la part des entreprises de recherche qui paient un impôt sur les sociétés (IS) est de 30 %. Sans surprise, du fait de leur accès potentiel à un crédit d'impôt, cette part est inférieure d'environ 7 points de pourcentage à la part de l'ensemble des entreprises françaises<sup>16</sup> : les entreprises de recherche ont plus souvent un bénéfice positif que les autres mais paient moins souvent de l'IS, ce qui est cohérent avec les objectifs du dispositif CIR. Le tableau 4 indique également que les entreprises en situation de non-recours sont *plus* souvent redevables de l'impôt sur les sociétés que les autres entreprises de recherche (42 %, contre 30 % pour l'ensemble des entreprises de recherche et 27 % pour les entreprises ayant recours au CIR). Ce dernier point indique bien que l'exemption d'IS (obtenue par des leviers autres que le CIR) n'est pas une explication centrale du non-recours au CIR. Ceci est encore plus marqué pour les TPE : 31 %

16. À titre de référence, les calculs effectués sur les fichiers FARE (DGFIP) indiquent que pour l'ensemble des sociétés (personnes morales) en 2013, seules 37 % ont un IS positif.

des TPE en situation de non-recours sont redevables de l'impôt sur les sociétés, contre 9 % seulement des TPE bénéficiaires du CIR. Cette observation montre que la déclaration de dépenses de R&D au CIR est un outil qui concourt à maintenir à un niveau très bas la part d'entreprises redevables d'impôt sur les sociétés. *A contrario*, l'exemption d'IS n'apparaît pas comme un motif d'explication significatif au non-recours.

Les résultats précédents tendent à montrer que les entreprises de recherche en situation de non-recours ne sont globalement pas des entreprises plus fragiles que les entreprises ayant recours au CIR : elles sont aussi enclines à déclarer des bénéfices et plus fréquemment redevables de l'impôt sur les sociétés. Cette relative solidité des entreprises non déclarantes est confirmée par un âge moyen supérieur à celui des déclarantes (21 ans en moyenne, contre 19)<sup>17</sup>. Cet écart est plus marqué pour les TPE (12 ans en moyenne pour les non-déclarantes, contre 8 pour les déclarantes) et suggère qu'une des fonctions du CIR est précisément de soutenir les très petites entreprises de recherche plutôt jeunes et fragiles financièrement.

Le non-recours pourrait être dû au fait que certaines entreprises, quoique redevables de l'impôt sur les sociétés, bénéficient d'autres subventions publiques qui doivent être déduites de l'assiette des dépenses potentiellement déclarables au titre du CIR (raison (iii), ci-dessus). Si toutes les dépenses sont déjà couvertes, alors il est normal de ne pas chercher à bénéficier du CIR. Pour avancer sur ce point, il est possible de construire un indicateur qui rapporte la part des subventions publiques à la recherche aux dépenses de R&D. Bien que les dépenses de R&D enregistrées dans l'ERD et les dépenses de R&D qui constituent l'assiette du CIR ne soient pas directement comparables, ce ratio donne une indication de la part des dépenses susceptibles d'être déduites de l'assiette du CIR. Par construction donc, la correspondance n'est pas parfaite et cet indicateur reste grossier. Cependant un taux supérieur à 1 pour une entreprise donnée tend à indiquer que peu de dépenses de R&D peuvent donner droit *in fine* à une créance CIR — expliquant ainsi le non-recours au dispositif.

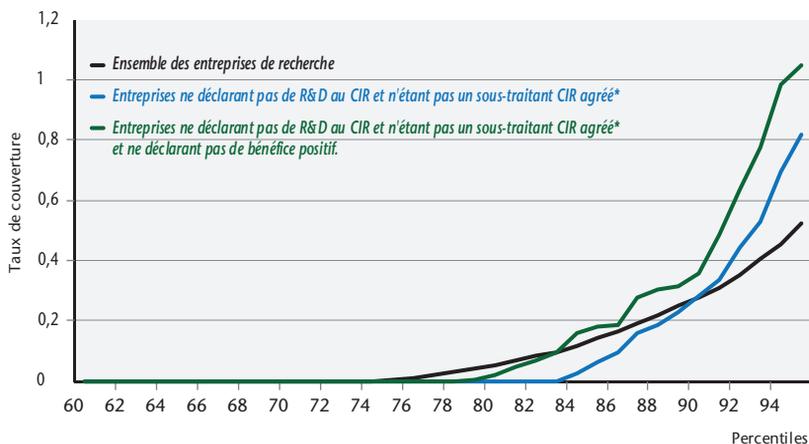
Là encore, le non-recours par les entreprises de recherche au CIR ne semble pas pouvoir être expliqué par ce seul facteur. Le graphique 1 montre les percentiles du taux de couverture des dépenses de R&D par

---

17. En 2013, l'âge moyen de l'ensemble des sociétés (limitées aux personnes morales) était de 10,6 ans.

des financements publics (subventions + contrats publics / DI + DE). Sur ce graphique, on observe que les ratios supérieurs à 1 ne concernent au mieux que moins de 5 % des entreprises qui ne déclarent pas de R&D au CIR (graphique 1, courbe en gris clair). Il indique que les subventions et les financements liés aux commandes publiques (qui peuvent être versés pour un projet s'étalant sur plusieurs années) sont supérieures ou égales aux dépenses de R&D effectivement engagées durant l'année : de fait, seules ces entreprises n'ont aucun intérêt à déclarer car le montant de CIR pour l'année serait nul. Lorsqu'au sein de ces entreprises, on regarde uniquement les entreprises qui ont un bénéfice positif (ce qui revient à écarter du sous-échantillon les entreprises qui pourraient potentiellement ne pas avoir recours au CIR pour une raison concurrente à celle d'un taux élevé de couverture des dépenses de R&D par les financements publics, à savoir ne pas être redevable de l'IS), on note que la distribution des taux de couverture est relativement similaire (graphique 1, courbe en gris moyen).

**Graphique 1. Percentiles du taux de couverture des dépenses de R&D (dépenses propres et dépenses de sous-traitant) par des financements publics**



\* Entreprise dont aucune des sociétés qui la composent n'est agréée pour les dépenses de sous-traitance du CIR.

Sources : calcul des auteurs.

Lecture : 90% des entreprises de recherche ont un rapport financement public/ dépense de R&D inférieur à 0,3.

Source : ERD 2013 (MESRI), GECIR (MESRI, DGFIP), FARE (DGFIP) - calculs des auteurs.

Reste enfin la dernière raison, tenant à la complexité ou au coût du dispositif pour certaines entreprises, voir à la peur du contrôle fiscal. Nous avons vu précédemment qu'il existait un décalage important

entre « peur du contrôle fiscal » et redressement effectif. Évidemment, ce décalage, peut relever d'un effet de sélection : les entreprises les plus fragiles qui ont connu *effectivement* un redressement peuvent ne pas y avoir survécu et ne plus être là pour en témoigner dans le cadre de l'enquête qualitative. Ces éléments peuvent contribuer à expliquer le décalage de 13 % observé entre le CIR « recherche » déclaré en 2013 par l'ensemble des sociétés et le CIR « recherche » déclaré la même année par les entreprises de recherche, c'est-à-dire les entreprises effectuant régulièrement une activité de R&D (au sens de l'ERD). Ces éléments suggèrent quand même une certaine méfiance de la part des entreprises, liée à l'incompréhension des dispositifs fiscaux en général et plus particulièrement la définition de la R&D à laquelle ces dispositifs correspondent. Les entretiens obtenus auprès des cabinets de conseil dans le cadre de l'enquête qualitative (annexe 1) vont dans le même sens. En effet, les personnes interrogées indiquent que les comportements des PME/TPE peuvent considérablement varier face à la difficulté d'appréhension de l'éligibilité des projets de recherche au CIR. Une partie d'entre-elles peut tout simplement décider de ne pas avoir recours au CIR, une autre partie décider de confier le suivi de dépense à un cabinet de conseil, d'autres encore déclarer leurs dépenses malgré une forte incertitude sur la recevabilité des dépenses et le pari qu'elles passeront « entre les mailles du filet ». Par ailleurs, les modalités de rémunération du conseil en CIR peuvent varier, mais certains interlocuteurs ont déclaré avoir reçu des demandes explicites de la part d'entreprises visant à : « assurer/garantir » les dépenses déclarées au titre du CIR dont leur entreprise de conseil assurait le suivi. Les personnes interrogées ont déclaré que leur entreprise de conseil n'avait pas donné suite à ce type de demande ; mais cela illustre bien le risque juridique qui pèse du point de vue de l'entreprise sur l'éligibilité au CIR de son activité de R&D et les enjeux financiers sous-jacents.

Au terme de cette discussion, il ressort que le non-recours au CIR – qui concerne tout de même entre 15 et 20 % des moyennes, petites et très petites entreprises réalisant effectivement de la R&D — ne peut être imputé en premier instance à une absence de profit, une exonération d'impôt sur les sociétés ou une couverture déjà totale des dépenses par d'autres subventions publiques. Plus probablement, pour un nombre non négligeable d'entreprises, la déclaration fiscale permettrait de réduire l'impôt, mais dans une amplitude qui ne rend pas *in fine* l'opération profitable ou trop risquée comptes tenus des

risques perçus de redressement fiscal. Les coûts anticipés afférant à la déclaration (mise en place de procédures internes de traçage des dépenses, coût potentiel du contrôle de conformité par l'administration fiscale, etc.) sont tout simplement supérieurs aux bénéfices fiscaux anticipés. De la même manière, ce manque d'intérêt pourrait conduire certaines entreprises à ne pas déclarer *en totalité* les dépenses effectuées. Le décalage précédemment constaté au niveau macro entre dépenses réalisées et dépenses déclarées aurait alors une double origine : le non-recours *et* la sous-déclaration.

## 5. La rentabilité du CIR : une approche par les dépenses de R&D

La possibilité de sous-déclaration conduit à s'interroger sur la rentabilité du CIR du point de vue de l'entreprise — rejoignant les considérations stratégiques des acteurs lorsqu'ils examinent le bien-fondé d'engager des dépenses de R&D. Le retour (fiscal) attendu est en effet un terme important de ces considérations. En particulier, on peut se demander si le taux de 30 % (qui correspond à ce que les entreprises peuvent récupérer en termes de règle fiscale) correspond bien à une « norme habituelle » de rendement fiscal. Pour documenter cet aspect nous calculons un *Taux apparent de couverture des dépenses de R&D courante par le CIR* (TAC). Le TAC de chaque entreprise de recherche peut se calculer en rapportant le CIR soit à l'ensemble des dépenses de R&D ( $TAC = CIR/(DI+DE)$ ), c'est-à-dire celles réalisées en propre (DI) et celles réalisées par des sous-traitants (DE)<sup>18</sup>. Un taux de 20 %, par exemple, indique que l'entreprise perçoit, sous forme de crédit d'impôt, un cinquième de ses dépenses effectivement réalisées en matière de recherche et développement.

Le graphique 2 nous montre que le taux de 30 % est bien la valeur médiane pour le TAC mais qu'elle ne concerne qu'environ 18 % de l'échantillon<sup>19</sup>. Le taux correspondant à la règle fiscale est bien le plus courant, mais cette valeur modale ne rend pas bien compte de l'étalement de la distribution. En effet, le graphique nous montre également que 46 % des entreprises ont un retour fiscal courant (TAC) inférieur à 30 % et que pour environ 10 % d'entre elles ce taux est inférieur à 10 %. Plusieurs raisons peuvent expliquer que les entreprises déclarant

18. On notera que le calcul d'un TAC sur la base des dépenses de R&D réalisées en propre par l'entreprise ( $TAC = CIR/DI$ ), donne des résultats du même ordre en termes de forme de la distribution.

19. Il s'agit de la population d'entreprises incluse entre le 46<sup>e</sup> percentile et le 64<sup>e</sup> percentile.

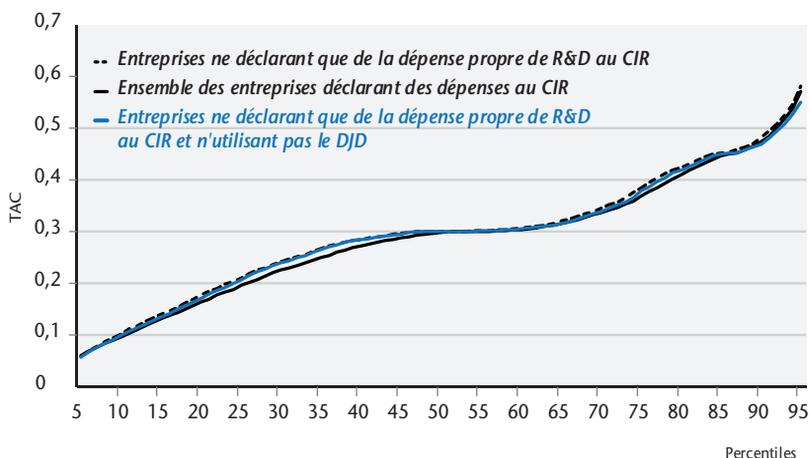
des dépenses de R&D au titre du CIR n'obtiennent pas un rendement fiscal équivalent à 30 % de leurs dépenses courantes de R&D<sup>20</sup> :

- Un premier élément évoqué dans la section 4 renvoie à l'importance des subventions publiques dont bénéficient certaines entreprises et qui doivent dès lors être déduites de l'assiette du CIR. En effet, ceci conduit de fait à réduire le retour fiscal apparent (TAC). Ce mécanisme n'épuise pas l'ensemble des explications. En effet le graphique 1 montre que seules 25 % des entreprises de recherche bénéficient de subventions ou de contrats publics (leur taux de couverture n'est pas nul) c'est-à-dire un nombre d'entreprises nettement moins important que celles qui pour une raison ou pour une autre n'ont pas ou partiellement recours au CIR : en effet, si l'on inclut les entreprises n'ayant pas recours au CIR (pour lesquelles par construction le TAC est de 0 %), environ 56 % des entreprises de recherche ont un TAC inférieur à 30 % ;
- Une seconde série de raisons relève de l'écart entre la dépense courante de R&D (appréhension économique) et l'appréhension fiscale de ces dépenses. Par exemple si l'entreprise de recherche a des frais « réels » de fonctionnement (loyer, charges diverses, etc.) supérieurs au montant forfaitaire légal, le retour fiscal apparent de son CIR sera plus faible<sup>21</sup>. De même, si l'entreprise a effectué des dépenses exceptionnelles d'investissement (achat d'immobilier ou de machines), sa dépense courante de R&D pourra être plus forte que son appréhension fiscale (car seul l'amortissement légal correspondant à la première année de cet investissement pourra être déclaré au titre du CIR) ; le retour fiscal de son CIR pourra dès lors être inférieur à 30 % ;
- Une autre série de raisons correspond à divers motifs de sous-déclaration : coût administratifs, prudence fiscale, etc. (mentionnés *supra* section 4).

20. On notera que pour les quelques très grandes entreprises de recherche qui dépassent le seuil des 100 millions d'euros de dépense de R&D, le « taux moyen » légal est nécessairement inférieur à 30 % : pour les dépenses supérieures à ce seuil, c'est un taux marginal légal de 5 % qui s'applique.

21. On notera cependant que ce cas théoriquement possible n'existe quasiment pas dans la réalité, du fait de la relative générosité du forfait de frais de fonctionnement. Pour la moitié des entreprises ayant recours au CIR, le forfait est au moins supérieur à deux fois les dépenses engagées ; pour les 95 % des entreprises les plus avantagées par ce décalage entre le « forfait » et le « réel », le forfait est au moins 1,9 fois supérieur.

**Graphique 2. Percentiles des taux apparents de couverture (TAC) des dépenses de R&D\* par le CIR pour les entreprises de recherche en 2013**



Champ : ensemble des entreprises de recherche déclarant du CIR (champ ERD).

Note : DJD pour Dispositif Jeune Docteur ; (\*) dépenses de R&D réalisées en propre et dépenses de sous-traitance.

Lecture : 50 % des entreprises déclarant des dépenses au titre du CIR ont un ratio CIR sur dépenses de R&D supérieur ou égal à 0,3, 50 % ont un taux inférieur.

Source : ERD 2013 (MESRI), GECIR (MESRI, DGFIP) - calculs des auteurs.

On notera qu'un retour fiscal apparent inférieur ou égal à 30 % de la dépense de R&D ne couvre pas l'ensemble des cas observés. En effet, le graphique 2 montre que plus d'un tiers des entreprises de recherche ont un retour fiscal apparent *supérieur* à 30 %. Là encore, plusieurs raisons peuvent expliquer ce phénomène :

- Tout d'abord, l'utilisation d'avantages fiscaux particuliers. Par exemple, les dépenses liées à la gestion des brevets peuvent être intégrées dans l'assiette des dépenses que les entreprises déclarent au titre du CIR et donc contribuer à un rendement fiscal apparent supérieur à 30 % dans la mesure où elles ne sont pas prises en compte dans la dépense courante de R&D. Mais pour mémoire, en 2013, ces dépenses représentaient 0,8 milliard d'euros, soit environ 3 % de la dépense déclarée au titre du CIR. De même, le dispositif jeune docteur (DJD) permet théoriquement aux entreprises de dépasser la norme des 30 % (cf. supra). Cependant la place de ce dispositif pour expliquer l'importante disparité des retours fiscaux apparaît marginale : le graphique 2 ne montrent pas de différence notable de profil de distribution pour les entreprises utilisant le DJD et les autres entreprises de recherche ;

- Une autre série d'explications relève de l'optimisation fiscale<sup>22</sup> des entreprises de recherche et de leur dynamique passée d'investissement. Par exemple, une entreprise peut continuer à déclarer au titre du CIR l'amortissement de dépenses d'investissement réalisées plusieurs années auparavant (et qui ne sont donc pas incluses dans ses dépenses courantes de R&D), ce qui peut contribuer à ramener son rendement fiscal apparent au-delà de 30 %. Une entreprise peut également avoir réduit ses dépenses de fonctionnement courantes à un niveau inférieur au taux forfaitaire du CIR<sup>23</sup> : par exemple en investissant dans un bâtiment dédié à la recherche, l'entreprise peut réduire durablement ses frais de fonctionnement courant (notamment le loyer), mais maintenir constante la dépense de fonctionnement « forfaitaire » déclarées au titre du CIR ; par ailleurs, une telle opération peut l'amener à déclarer pendant plusieurs années consécutives au titre du CIR l'amortissement correspondant à l'achat de ce bâtiment. Cet exemple n'est pas choisi au hasard et correspond à des exemples d'optimisations fiscales proposées à leurs clients par certaines entreprises de conseil en CIR interviewées dans le cadre de notre enquête qualitative, notamment car elles réduisent le risque juridique en permettant une meilleure traçabilité des dépenses de R&D et facilitent ainsi d'éventuels contrôles de conformité de l'administration fiscale.

On notera que les entreprises de recherche n'ayant pas recours à la sous-traitance et ne déclarant que des dépenses propres de R&D n'ont pas un profil de distribution du retour fiscal courant fondamentalement différent des autres (graphique 2). Ceci tend à montrer que l'utilisation de la sous-traitance de R&D n'est pas une variable qui différencie fortement les entreprises en termes de retour fiscal.

Le graphique 3 montre que la taille de l'entreprise de recherche joue sur les rendements fiscaux apparents du CIR mais n'explique pas l'ensemble de l'hétérogénéité observée qui reste très importante. La distribution de l'ensemble est portée par les PME qui sont les plus nombreuses : elles représentent à elles seules plus de 50 % des entre-

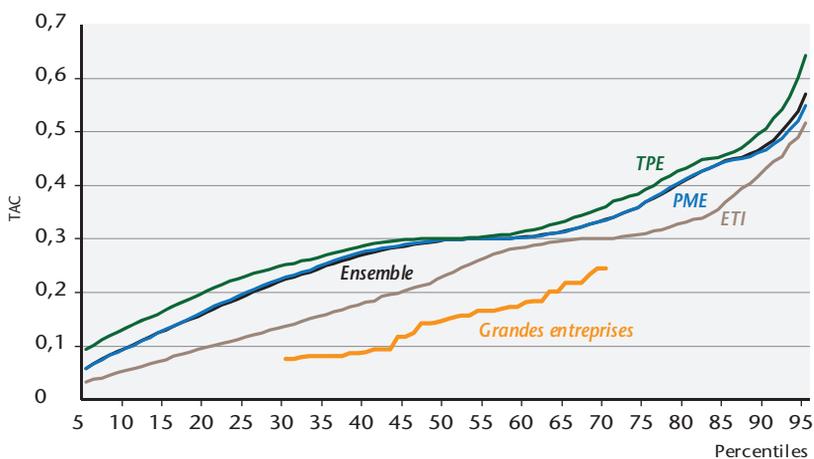
---

22. Le sens de l'optimisation fiscale retenu ici n'a pas de connotation « morale » négative. Il décrit le processus par lequel dans ses choix de gestion, l'entreprise utilise au mieux (« maximise ») les avantages fiscaux auxquels elle a droit compte tenu des contraintes de production de la R&D propres à son activité.

23. Pour mémoire, les dépenses de fonctionnement que l'on peut déclarer au titre du CIR sont des dépenses forfaitaires fonction d'une série de dépenses « réelles » (dépenses de personnel, etc. - cf. supra).

prises de recherche (cf. tableau 2). La valeur des différents percentiles de la distribution est décroissante avec la taille de l'entreprise. Pour les grandes entreprises, qui incluent en leur sein un petit nombre d'entreprises dépassant le plafond au-delà duquel les dépenses de R&D déclarées au titre du CIR ne donnent droit qu'à un taux réduit de créance, ce retour fiscal inférieur à 30 % est en partie explicable par des raisons fiscales : le taux légal applicable aux dépenses dépassant le seuil de 100 millions d'euros est ramené de 30 % à 5 %. Ce taux marginal de 5 % applicable à partir de 100 millions d'euros réduit le TAC moyen (c'est-à-dire le taux de retour fiscal apparent du CIR) de ces entreprises d'autant plus que le montant des dépenses est élevé (c'est-à-dire que la part des dépenses auxquelles s'applique le taux marginal de 5 % est élevée).

**Graphique 3. Percentiles des taux apparents de couverture (TAC) des dépenses de R&D\* par le CIR selon la taille de l'entreprise en 2013**



Champ : ensemble des entreprises de recherche déclarant du CIR (champ ERD).

Note : ETI pour Entreprises de taille intermédiaire, PME pour Petites et moyennes entreprises, TPE pour Très petites entreprises ; (\*) dépenses de R&D réalisées en propre et dépenses de sous-traitance.

Lecture : 50 % des entreprises déclarant des dépenses au titre du CIR ont un ratio CIR sur dépenses de R&D supérieur ou égal à 0,3, 50 % ont un taux inférieur.

Source : ERD 2013 (MESRI), GECIR (MESRI, DGFiP) - calculs des auteurs.

La section précédente a permis de mettre à jour une forte hétérogénéité des entreprises en matière de rentabilité du CIR, mesurée à partir des dépenses de R&D engagées. Cette mesure n'est pas la seule possible. Les entretiens réalisés auprès des cabinets de conseils en CIR dans le cadre de notre enquête qualitative (cf. annexe 1) indiquent que

la présence d'ingénieurs ou de docteurs dans le personnel de l'entreprise est un des aspects préalables qu'il convient de documenter pour réfléchir à l'opportunité stratégique d'un recours au dispositif CIR pour une entreprise. Dès lors, le montant de créance dont bénéficie l'entreprise pour l'emploi d'un chercheur constitue un des éléments qui peut être mis en avant par les cabinets de conseil en CIR auprès de la direction financière de leurs clients pour leur montrer l'intérêt du dispositif. Les éléments chiffrés qui ressortent des entretiens réalisés indiquent que les montants de créance généralement communiqués aux entreprises sont de l'ordre de 20 000 euros pour un ingénieur à temps plein ; cependant, cet ordre de grandeur fait uniquement référence au retour sur les coûts salariaux directs du chercheur. Or, dans la logique du dispositif CIR qui vise à favoriser le développement de la dépense de R&D dans les entreprises, il est également intéressant d'identifier le montant que rapporte un chercheur à l'entreprise qui décide de s'engager dans une activité de R&D en retenant une notion plus large qui inclut le retour fiscal sur l'ensemble des frais « moyens » afférant à l'emploi de ce chercheur et son activité de recherche : le coût salarial du chercheur mais également l'achat de machines et les divers frais de fonctionnement.

Pour avancer dans cette voie, nous avons construit un indicateur qui rapporte le montant de la créance CIR (source GECIR) au nombre de chercheurs en équivalent temps plein (ETP, source ERD) pour l'année 2013. Le tableau 5 montre que la médiane du retour fiscal moyen par chercheur se fixe à 42 448 euros, mais varie très fortement. Pour un quart des entreprises, ce retour fiscal moyen est inférieur à 25 593 euros, mais pour un autre quart d'entre elles, ce retour fiscal est supérieur à 76 266 euros. Le retour fiscal par chercheur est plus faible dans les TPE (la médiane se fixe à 40 217 euros), mais encore plus faible dans les grandes entreprises (la médiane se fixe à 34 616 euros).

Cette appréhension du retour fiscal reste très large, car elle inclut le retour fiscal lié aux éventuelles dépenses engagées par l'entreprise pour payer d'autres entreprises de recherche sous-traitantes dont on peut penser qu'elles ont elles-mêmes employé des chercheurs. De ce point de vue, le retour fiscal moyen par chercheur pour les entreprises ne déclarant que de la recherche propre permet d'estimer l'ampleur de l'effet de la sous-traitance sur l'indicateur que nous retenons. Pour l'ensemble des entreprises de recherche, la médiane diminue de 7 % pour atteindre 39 511 euros.

**Tableau 5. Distribution du montant moyen de créance CIR par chercheur\* des entreprises de recherche en 2013 en euros**

Types d'entreprises de recherche	Ensemble des entreprises de recherche			Entreprises ne déclarant que de la dépense propre (DI) au CIR		
	Percentile 25	Médiane	Percentile 75	Percentile 25	Médiane	Percentile 75
<b>Ensemble</b>	25 593	42 448	76 266	24 347	39 511	70 932
<b>Grandes entreprises (plus de 5 000 salariés)</b>	19 631	34 616	62 453	nd	nd	nd
<b>Entreprises de taille intermédiaire (251 à 5000 salariés)</b>	24 581	43 675	77 927	22 464	41 758	76 531
<b>Petites et moyennes entreprises (11 à 250 salariés)</b>	26 619	43 477	77 337	24 592	40 306	73 094
<b>Très petites entreprises (10 salariés ou moins)</b>	25 045	40 217	72 445	24 228	38 370	67 500

Note : (\*) équivalent temps plein ; (nd) non divulgué afin de respecter les règles du secret statistique.

Source : ERD 2013 (MESRI), GECIR (MESRI, DGFIP) – calculs des auteurs.

## 6. Conclusion

Notre travail montre que la relation des entreprises de recherche au CIR se présente sous un jour complexe. La montée en puissance du dispositif, au gré de ses différentes réformes, a contribué à redessiner les contours de la recherche privée en France, aujourd'hui marquée par une singulière variété. En 2013, on observe ainsi que 16 % des entreprises non-sous-traitantes n'ont pas recours au CIR et environ 37 % ont un retour fiscal courant (TAC) inférieur à 30 %. Au total, à titre d'ordre de grandeur, nous pouvons estimer que plus de la moitié des entreprises de recherche (53 %) sont dans une situation de sous-utilisation économique du dispositif CIR. Dans le même temps, on observe qu'un tiers environ des entreprises déclarantes présentent une rentabilité supérieure à la règle fiscale de 30 %.

L'absence de bénéfice n'apparaît pas comme une explication centrale du non-recours au CIR. Au contraire, les entreprises de recherche qui ne recourent pas au CIR sont globalement moins fragiles que celles y ayant recours à la fois en termes de probabilité de dégager un profit positif et de durée d'existence de l'entreprise. De même, les subventions publiques à la recherche privée qui réduisent l'assiette des dépenses que les entreprises peuvent déclarer au titre du CIR n'apparaît pas non plus comme un élément central de la sous-utilisation économique du dispositif. Or le retour fiscal que les entreprises de

recherche peuvent attendre du CIR n'est pas négligeable : le montant de la créance par tête de chercheur a une médiane qui se situe à environ 42 000 euros, et de plus pour 25 % des entreprises de recherche le montant de la créance par chercheur est supérieur à 72 000 euros. Dans ce contexte, on est conduit à s'interroger sur le coût administratif du dispositif, perçu (à tort ou à raison) comme relativement élevé par un certain nombre d'acteurs (processus interne de traçabilité des dépenses, risque de contentieux fiscal, etc.).

Tous ces éléments (combinés au fait que nous nous concentrons ici uniquement sur le « CIR recherche »)<sup>24</sup> tendent à montrer que malgré l'existence d'une règle fiscale homogène, le recours au CIR par les entreprises est très hétérogène. En effet, les quelques très grandes entreprises de recherche dont la dépense de R&D dépasse le seuil des 100 millions d'euros reçoivent environ 12 % de la créance allant aux entreprises de recherche. Ces entreprises sont bien évidemment très différentes des TPE de recherche ayant recours au CIR, notamment de celles ayant recours au CIR principalement pour des dépenses de personnel, mais nos résultats montrent que ces différences vont bien au-delà de l'aspect taille d'entreprise. De ce point de vue, il nous semble important pour compléter les nombreuses études d'impact déjà disponibles, de mener de nouveaux travaux de recherche permettant d'identifier les différents usages (et non usages) du CIR ainsi que leurs liens avec les stratégies des entreprises. Ces nouveaux éléments devraient permettre d'éclairer le législateur sur les réformes à engager, notamment celles concernant l'architecture du CIR, pour en améliorer l'efficacité.

---

24. En excluant le « CIR innovation » et le « CIR collection » qui sont deux autres dimensions plus marginales du dispositif.

## Références

- Adams J. D., 1990, « Fundamental stocks of knowledge and productivity growth », *Journal of Political Economy*, n° 98, pp. 673-702.
- Balcone T. et Schweitzer C., 2018, « Comment passer du concept d'unité légale à la définition économique de l'entreprise dans les statistiques sur la R&D », 13<sup>e</sup> Journées Méthodologiques et Statistiques de l'Insee (JMS), 12-14 juin 2018, Paris.
- Bernela B., Bonnal L., Bonnard C., Calmand J. et Giret J. F., 2018, *Une évaluation des effets du Dispositif Jeunes Docteurs sur l'accès aux emplois de R&D*, rapport pour France Stratégie.
- Bozio A., Irac D. et Py L., 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*, n° 532.
- Bozio A., Cottet S. et Py L., 2017, « Évaluation d'impact de la réforme 2008 du crédit impôt recherche », *Rapport IPP*, n° 18.
- Commission Nationale d'Évaluation des Politiques d'Innovation (CNEPI), 2016, *Quinze ans de politiques d'innovation en France*, France Stratégie, janvier, 111 p.
- Encaoua D., 2017, « Repenser les politiques d'innovations en France ? », *Revue Française d'Économie*, vol. 32, n° 3, pp. 90-135.
- Jaffe A. B., 1989, « Real effects of academic research », *American Economic Review*, n° 79, pp. 957-970.
- 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 la CNEPI.
- MESRI, 2014, *Développement et impact du Crédit Impôt Recherche 1983-2011*, Ministère de l'Éducation Nationale de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche, 84 p.
- MESRI, 2016, *Le crédit d'impôt recherche en 2013*, Ministère de l'Éducation Nationale de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche, 30 p.
- Mulkay B. et Mairesse J., 2018, *Nouveaux résultats sur l'impact du Crédit Impôt Recherche*, Etude pour le MESRI.
- OECD, 2002, « Proposed standard practice for surveys for research and experimental development », in *Frascati Manual 2002*, OECD, Paris.
- Romer P. M., 1992, « Two strategies for economic development: using ideas and producing ideas », *The World Bank Economic Review*, n° 6, pp. 63-91.
- Salies E., 2017, « Impact du crédit impôt recherche. Une revue bibliographique des études sur données françaises », *Revue de l'OFCE*, n° 154, pp. 95-130.
- Stephan P. E., 1996, « The economics of science », *Journal of Economic Literature*, vol. 34, n° 3, pp. 1199-1235.

## ANNEXE 1. Une enquête qualitative auprès des entreprises de recherche et de leur conseil

Pour compléter notre analyse quantitative, nous nous appuyons sur une enquête qualitative composée d'une série d'entretiens semi-dirigés réalisés par des étudiants du cours d'*Ingénierie fiscale* du Programme du LLM Law & Tax Management de l'EDHEC Business School, auprès de managers en poste dans des entreprises ayant une activité de recherche, mais également de personnes travaillant dans un cabinet d'avocat ou de conseil qui assistent les entreprises faisant de la recherche dans leurs démarches fiscales (notamment sur les demandes de CIR). Les entretiens ont été menés en respectant l'anonymat complet (nom des personnes interrogées et nom de leur entreprise).

Par construction la tenue de ces entretiens s'appuie sur un effet réseau des étudiants et de leur école qui ne garantit pas que l'échantillon interrogé soit statistiquement représentatif des *entreprises de recherche* ; ce n'est d'ailleurs pas son objectif. L'objectif était de recueillir des éléments qualitatifs originaux sur la perception du CIR par les entreprises permettant d'expliquer le non-recours.

Au final, ce sont 32 interviews d'entreprises faisant de la recherche, de tailles variées et de secteurs divers, et 19 interviews d'entreprises proposant leur assistance administrative et technique en matière de CIR qui ont été conduites.

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

**Evens Salies<sup>1</sup>**

*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-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)<sup>2</sup>, 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<sup>3</sup>. 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)<sup>4</sup>, 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'inefficacité 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 Mulkey et Mairesse (2018), qui actualise et complète Mulkey 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  $40\% \times \Delta D + 10\% \times D$ , où  $\Delta D$  et  $D$  représentent l'accroissement et le niveau des dépenses de R&D déclarées à l'administration fiscale par l'entreprise<sup>5</sup>. 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. Mulkey 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  $\gamma\%$  et des aides directes non-remboursables représentant  $\eta\%$  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  $\tau$ ,  $\delta$  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,  $\rho$ , 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 Mulkey 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 Mulkey 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  $\pi$ . 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  $n/\epsilon_s$ , avec  $n$  le taux de variation du nombre de chercheurs, et  $\epsilon_s$ , l'élasticité de l'offre de travail au salaire anticipé<sup>6</sup>.

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<sup>7</sup>. 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  $w_p + 0,5\epsilon_d(i - \gamma) + 0,5n/\epsilon_s \equiv \pi$ , avec  $w_p$  le taux de variation de la productivité des chercheurs et  $\epsilon_s$  l'élasticité de l'offre de travail, on obtient un coût d'usage du stock de connaissances plus riche :  $p(1 - \eta)(1 - \gamma/1 - t)(\delta + \rho - w_p - 0,5\epsilon_d(i - \gamma) - 0,5n/\epsilon_s)$ .

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  $\epsilon_s$  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<sup>8</sup>. 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.<sup>9</sup> 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 ( $\gamma$  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  $-32,6 \times -1,29 = 42$  % 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.<sup>10</sup>

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  $\epsilon_d$ ), 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 ( $\epsilon_d$ ) 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.

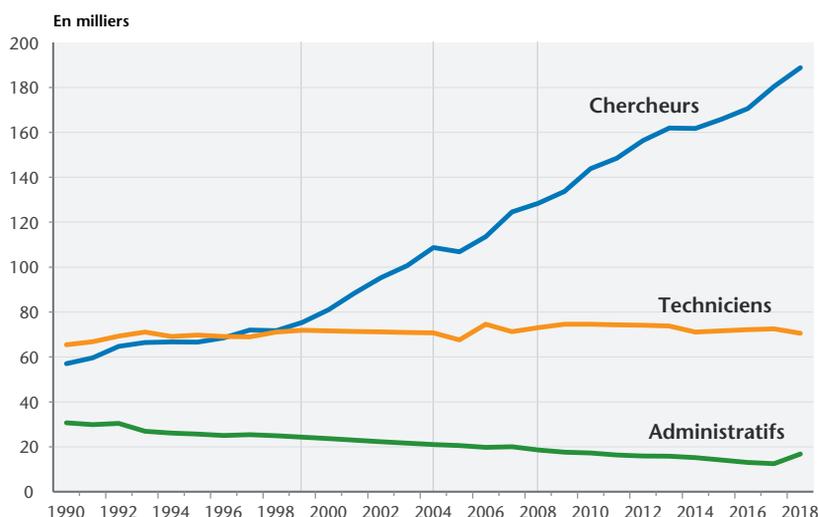
Une approche similaire est utilisée dans le cas où les tensions sur les salaires des chercheurs sont modélisées à l'aide du ratio  $n/\epsilon_s$  où  $n$  est le taux de croissance des effectifs des chercheurs, et  $\epsilon_s$  est l'élasticité de l'offre de travail aux salaires anticipés. Les auteurs 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\_persoc) 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<sup>11</sup>). 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<sup>12</sup>.

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)<sup>13</sup>. 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 :

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

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  $\hat{w}_{IN,t}$  est estimé à partir d'un règle de proportionnalité :  $(w_{RD,2008-2010} / w_{IN,2008-2010}) w_{IN,t} \equiv \hat{w}_{IN,t}$ ,  $t = 2003, \dots, 2010$ . La variable  $w_{IN,t}$  est le salaire moyen des ingénieurs + techniciens en  $t$ . Les variables  $w_{RD,2008-2010}$  et  $w_{IN,2008-2010}$  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'efficacité 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,  $w_{IN,t}^* = w_{IN,t} - \text{Aides}$ . 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  $\Delta CA_{t-1}$  (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  $\gamma_{it}$  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  $\gamma$  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'efficacité 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 3<sup>e</sup> 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)<sup>14</sup>, trois ans après la soutenance (Guillouzouic et Malgouyres, 2020). Mais le nombre annuel d'allocations de CIFRE n'est passé que de 1 200 environ en 2007 à 1 500 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<sup>15</sup>. 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<sup>16</sup>.

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)<sup>17</sup>. 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'efficacité du CIR sur l'emploi dans la R&D : la hausse des effectifs est-elle à la hauteur de l'aide publique ?

L'efficacité d'une politique publique peut se mesurer en comparant son coût aux résultats obtenus (Baslé *et al.*, 2018). Une mesure courante de l'efficacité 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'efficacité.

Nous n'avons trouvé qu'une évaluation d'impact du CIR permettant d'apprécier l'efficacité 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)<sup>18</sup>. 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 Mulkey 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<sup>19</sup>. 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<sup>20</sup> :

$$E\left(\frac{R(1)-R(0)}{C(1)} \mid D = 1\right) \equiv M_p.$$

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  $\lambda$ . Substituons  $R(1)/(1 + \lambda)$  à  $R(0)$ ,  $R(0)$  n'étant pas observable pour  $D = 1$ . On obtient :

$$M_p = \frac{\lambda}{1+\lambda} E\left(\frac{R(1)}{C(1)} \mid D = 1\right).$$

Puis supposons que  $E(R(1)/C(1) \mid D = 1)$  soit environ égal à l'inverse de  $E(C(1)/R(1) \mid D = 1)$ , 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'efficacité 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  $E[(R_t - R_{t-1})/C_t]$ , en supposant que toutes les entreprises ont recours au CIR. Notons-le  $M_t$ . Mulkay et Mairesse (2013) prédisent  $M_{T_0+1}, M_{T_0+2}, \dots$ , 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<sup>21</sup>. 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'efficacité 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 surcroît 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<sup>22</sup>. 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  $L_{HQ,2008-2010}$  et l'emploi à la R&D,  $L_{RD,2008-2010}$ . Sous l'hypothèse de stabilité du rapport ( $L_{RD,2008-2010} / L_{HQ,2008-2010}$ ), l'emploi à la R&D estimé est donné par  $(L_{RD,2008-2010} / L_{HQ,2008-2010})L_{HQ,t}$ .

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 bénéfiques (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 Sicsic, 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 paraît 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 inefficace 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'efficacité 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'efficacité en matière d'emploi n'est probablement pas neutre sur l'efficacité 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  $1,3 \pm 0,6$  à  $1,5 \pm 0,8$  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 efficace.

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'efficacité 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 JEl<sup>23</sup>, 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 JEl, 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 JEl 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, 8<sup>e</sup> édition, octobre, 6 p.
- Bach L., Bozio A., Guillouzoic 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*, 2<sup>e</sup> éd., Cengage Learning, 656 p.

## COLLABORER OU SOUS-TRAITER POUR INNOVER L'INCIDENCE DES FINANCEMENTS PUBLICS

**Kymblye Christophe, Valentin Dillies et Vincent Dortet-Bernadet**

*Direction Générale des Entreprises, Ministère de l'Économie, des Finances et de la Relance*

---

Depuis sa création en 1983, le Crédit d'impôt recherche soutient les activités de R&D sous-traitées auprès d'organismes de recherche agréés. De nombreux autres dispositifs ont progressivement été mis en place pour compléter cette mesure en ciblant différentes formes de recherche collaborative ou contractuelle. Cet article se propose d'éclairer ces choix de politique publique en 1) rappelant les facteurs qui incitent les entreprises à coopérer pour innover et choisir un type de partenariat plutôt qu'un autre ; 2) en comparant l'évolution du recours à la R&D partenariale à celle des financements publics qui lui sont consacrés. Au cours des quinze dernières années la R&D partenariale a connu une évolution contrastée. Ainsi, le poids des dépenses de R&D externalisées en dehors des groupes est resté stable sauf pour les PME qui les ont fortement augmentées. De même, la proportion d'entreprises qui coopèrent pour innover a peu progressé mais la variété de leurs partenaires a nettement augmenté. Ces constats sont relativement conformes à un système d'aide qui favorise les dépenses de R&D des plus petites entreprises et qui s'adresse principalement à un public d'entreprises fortement spécialisées.

*Mots clés* : R&D outsourcing; collaboration; innovation; CIS; public policies

---

Que ce soit entre entreprises privées et acteurs publics, entre acteurs uniquement privés ou uniquement publics, un constat partagé de la littérature économique est que les organisations tendent à ne plus être seules pour innover : elles cherchent de plus en plus à accéder à des ressources, des savoirs et des compétences qu'elles n'ont pas en interne. Cela passe par un recours accru aux licences, aux fusions-acquisitions, à des politiques d'embauches stratégiques, ou plus à propos ici, à des partenariats ou coopérations (Powell, 1996). Entre 2016 et 2018, 27 % des entreprises françaises qui avaient

des activités d'innovation ont établi au moins un partenariat pour innover<sup>1</sup>. En matière de recherche et développement (R&D), ces coopérations peuvent prendre la forme de collaborations ou de contrats de sous-traitance.

La collaboration (ou recherche collaborative) est menée en consortium (formel ou non), elle rassemble deux ou plusieurs partenaires, issus de différentes zones géographiques (ou non), opérant dans le même domaine scientifique (ou non). La pierre angulaire de la recherche collaborative est la mutualisation. Les objectifs du projet de recherche sont fixés par l'ensemble des partenaires qui contribuent au projet à hauteur de leurs possibilités. La forme la plus poussée de collaboration est la *joint-venture* : une structure indépendante est légalement créée, abondée par les ressources de chaque partenaire et la propriété des produits et technologies générés lors du processus de R&D est totalement dévolue à cette nouvelle entité.

La recherche contractuelle (ou recherche externalisée) correspond aux travaux de R&D sous-traités par des entreprises à d'autres entreprises ou à des organismes publics de recherche. Selon les mêmes modalités que la recherche collaborative, les partenaires peuvent être issus de la même zone géographique (ou non), opérer dans le même domaine scientifique (ou non). Néanmoins, à la différence des collaborations, la recherche contractuelle est principalement bilatérale. Elle se distingue aussi par une forte verticalité entre l'entreprise donneuse d'ordre et son prestataire. La collaboration repose sur une dynamique bien plus collégiale.

Comme nous le verrons par la suite, chaque forme de R&D partenariale (collaborative ou externalisée) peut induire de nombreux avantages pour les entreprises mais elle demande de maîtriser au préalable des compétences spécifiques (section 1). Ces spécificités peuvent expliquer des évolutions différentes pour le recours à la recherche externalisée et aux collaborations de R&D (section 2). Les dispositifs publics de soutien à ces deux formes de recherche (section 3) peuvent aussi contribuer à ces évolutions notamment par le choix des populations ciblées (section 4). Pour conclure, nous comparons les résultats de l'évaluation de dispositifs de soutien à la R&D partenariale sur les entreprises bénéficiaires (section 5).

---

1. Calculs auteurs, Enquête CIS 2018.

## 1. Pourquoi les entreprises cherchant à innover s'engagent-elles dans des partenariats de R&D ?

Dans le cas de recherches externalisées, en amont du projet, l'entreprise cherche à réduire la « distance cognitive » entre elle et son fournisseur. Pour ce faire, elle lui fournit un état de l'art scientifique servant de socle commun et de cadre à la mission. Cependant, cette transmission a aussi pour effet d'augmenter le stock de connaissances du prestataire sans pour autant faire peser sur lui les coûts qui ont été nécessaires pour produire cet état de l'art. Il bénéficie donc d'un socle de connaissances actualisées sans réels coûts, lui conférant ainsi un gain d'efficience qui impacte *in fine* ses prix. Cet avantage, qui correspond à des économies d'échelle et à une expertise accrue, augmente à mesure que son portefeuille de clients s'étoffe et qu'il se spécialise. Il peut donc fournir une expertise de qualité à des coûts plus faibles que ceux qu'expérimenteraient les entreprises en interne (Bonte et Wiethaus, 2007).

Dès lors, en recourant à l'externalisation, les entreprises peuvent bénéficier d'une plus grande flexibilité pour se recentrer sur leur cœur de métier en allouant relativement plus de ressources en interne à préserver ou augmenter leurs pouvoirs de marché (Weigelt, 2013). Cette spécialisation qui induit une complémentarité entre ressources internes et ressources externes semble très bénéfique puisqu'elle soutient une hausse de productivité interne pour les entreprises (Cassiman et Veugelers, 2006), notamment en matière d'innovation (Grimpe et Kaiser, 2010 ; Bertrand et Mol, 2013) ; et ce même si la théorie du principal-agent indique que les entreprises n'externalisent que des briques technologiques marginales et gardent en interne le développement des briques plus fondamentales et stratégiques car très (trop) proches de leur cœur de métier (Milgrom et Roberts, 1992 ; Lai *et al.*, 2009 ; Weigelt, 2013).

Dans le cadre d'une collaboration, il peut aussi y avoir des gains en spécialisation mais ils sont plus marginaux. L'intérêt d'une collaboration porte avant tout sur la mutualisation. Suivant la terminologie de Podolny (2001), les collaborations peuvent être considérées comme des « tubes » au travers desquels les participants partagent les risques, les moyens et les coûts du projet de recherche. Faire pot commun assure qu'il y ait, lors des réunions de travail, une transmission en compétences, technologies et bons comportements entre participants (Kogut et Zander, 1992 ; Storper et Venables, 2004) ; mais surtout une

allocation et réallocation optimale des compétences et ressources (Gulati, 1995). Les entreprises peuvent donc avoir accès à des ressources qu'elles ne détenaient pas en interne.

Ainsi, comme souligné par Cowan et Jonard (2007), l'hétérogénéité (organisationnelle, institutionnelle, sectorielle, ...) entre acteurs est un déterminant très important du succès des collaborations. Cette hétérogénéité est favorable à l'innovation puisqu'elle enrichit les projets en y insufflant des routines et des connaissances nouvelles empêchant ainsi le projet de s'insérer sur des sentiers technologiquement sous-efficaces (Cassiman et Veugelers, 2006). Par exemple, Arora et Gambardella (1990) comparent les collaborations des grandes entreprises biotechnologiques avec des universités et des entreprises nouvellement créées dans le secteur : ils trouvent que les coopérations privé-public se justifient par le besoin des entreprises d'accéder aux connaissances en recherche fondamentale des universités, alors que celles avec les entreprises nouvellement créées leur pourvoient des compétences techniques de pointe qu'elles ne maîtrisent pas. Les auteurs trouvent donc une corrélation positive entre la recherche de complémentarité et des rendements d'innovation accrus.

Néanmoins, la pérennité d'un projet collaboratif peut se voir menacée si les partenaires sont « institutionnellement » trop distants. Ainsi pour les collaborations public-privé, Ponds *et al.* (2007) montrent que les entreprises et les chercheurs ont des finalités disjointes : les premières cherchent à innover pour accaparer un marché et faire du profit tandis que les seconds sont intéressés par accroître l'état de l'art dans leur domaine et diffuser ces nouvelles connaissances au travers de publications. Ces objectifs peuvent donc être antagonistes puisque la divulgation détruit la rente. Dès lors, de la distance institutionnelle peuvent naître des dissensions menaçant la qualité des échanges entre partenaires, la confiance, et *in fine* les performances (Foray et Lissoni, 2010).

Il convient toutefois de nuancer ce risque car il y a des moyens formels et informels d'empêcher l'émergence de telles dynamiques. Premièrement, plus les domaines de recherche sont spécialisés et plus les communautés scientifiques et entrepreneuriales sont resserrées et l'écosystème ténu. Comme ce sont de « petits-mondes » où tous se connaissent, d'une collaboration infructueuse ou conflictuelle peut naître une mauvaise réputation qui peut se propager rapidement à l'ensemble du réseau. Ce garde-fou informel peut concourir à l'émergence de relations de confiance durables entre partenaires (Gulati,

1995). D'autre part, il est aussi possible d'encadrer une collaboration comme dans le cas de la recherche contractuelle par des accords prévoyant des clauses suffisantes pour endiguer ou résoudre les antagonismes et limiter les risques d'hasard moral (Noteboom, 1999 et 2002).

L'intensité et la nature de ces partenariats sont relativement dépendantes des capacités d'absorption des entreprises. Si les partenaires ont des capacités d'absorption trop différentes, il peut s'avérer complexe pour eux d'échanger (Cohen et Levinthal, 1989 et 1990) ; d'autant plus si de surcroît ils ont des dissimilarités cognitives. En effet, il est nécessaire pour les entreprises qui sous-traitent ou collaborent de posséder en interne un minimum de savoir pour évaluer la viabilité de leurs projets, identifier les potentielles sources externes de savoirs (Rosenberg, 1990), les acquérir puis les exploiter à bon escient (Cassiman et Veugelers, 2006). Cette similarité assure un échange immédiatement intelligible entre participants. Elle s'avère particulièrement importante dans le cadre de projets avec un degré de technicité scientifique élevé et dont la codification ou la standardisation ne sont que partielles voire absentes aux prémices du processus de recherche. Les échanges sont à ce stade principalement tacites. Alors, certains facteurs comme la distance géographique entre partenaires (Krugman, 1991 ; Katz et Martin, 1997) et les barrières linguistiques (Malecki, 2010 ; Hoekman *et al.*, 2010) peuvent être des freins à l'efficacité des échanges et à l'assimilation des informations.

Pendant, la distance peut aussi être source de nouveauté (Rosenberg, 1994). Cette dynamique s'avère particulièrement facilitée par le processus de digitalisation en cours et les progrès faits en matière de transports (Boschma, 2005).

Les combinaisons de ressources interne-externe domestique-étrangère que permettent notamment les partenariats transnationaux ont un impact crucial sur la qualité des innovations produites (Freeman, 1991) et peuvent *in extenso* conférer aux entreprises un avantage compétitif non négligeable (Rigby et Zook, 2002). Néanmoins, ces partenariats sous-tendent un niveau important d'investissement et d'expertise préalables pour absorber les connaissances issues de partenaires étrangers. Par exemple, Garcia-Vega et Huergo (2019) indiquent que les firmes ayant recours à une expertise internationale ont des capacités d'absorption supérieures à celles des entreprises qui ne font appel qu'à de la sous-traitance domestique.

La principale distinction avec la recherche contractuelle est que la collaboration n'implique aucune verticalité entre les participants tandis que dans le cas de la sous-traitance l'entreprise acheteuse domine et impose l'orientation du projet. La sous-traitance implique que les coûts et risques ne reposent que sur l'entreprise donneuse d'ordre : à sa charge d'assurer un suivi efficace des projets de recherche contractualisés<sup>2</sup>.

À mesure que les projets sous-traités se multiplient et se diversifient, le portefeuille de prestataires d'une même entreprise suit la même tendance, ce qui exacerbe instantanément les coûts managériaux pour les donneuses d'ordre qui souhaitent une transmission optimale des connaissances. À un certain niveau, ces surcoûts peuvent être tels qu'ils imposent aux entreprises, pour des questions de rendements, de réalouer leurs ressources en abandonnant certains projets de recherche menés en interne au profit de ceux menés à l'extérieur.

Néanmoins, une expérience préalable accrue en recherche partenariale peut s'avérer être un facteur déterminant pour réduire les effets néfastes induits par une « sur-externalisation ». En effet, plus les entreprises coopèrent et diversifient leurs partenariats et plus elles deviennent aptes à maîtriser et à adapter des informations diverses. Elles gagnent donc en flexibilité, ce qui améliore leurs capacités d'absorption, leurs recours futurs à l'externalisation et leurs performances en termes d'innovation (Grimpe et Kaiser, 2010). On peut s'attendre à ce que ce même principe s'applique aussi aux collaborations dans la mesure où des collaborations multiples peuvent engendrer les mêmes effets négatifs que l'externalisation.

## 2. Évolution des coopérations et des dépenses de R&D externalisées en France

De nombreux articles signalent une augmentation globale des collaborations entre entreprises pour faire de la R&D depuis les années 1970 (Hagedoorn, 2002 ; Narula et Martínez-Noya, 2015), avec un aspect cyclique marqué depuis les années 1990 (Bojanowski *et al.*, 2011). L'évolution du nombre exact de partenariats de R&D est toute-

---

2. Ce suivi peut s'avérer particulièrement délicat : premièrement parce que les entreprises innovantes évoluent généralement en ressources limitées et parce qu'il y a des informations qui sont produites lors du processus de recherche qui restent tacites et difficilement transmissibles via un livrable même codifié sous la forme d'un rapport technique. Si le suivi est mal calibré alors la transmission entre prestataires et client est incomplète et réduit les retours sur investissement pour le client.

fois assez mal connue car ils peuvent prendre des formes très diverses et le résultat des dénombrements dépend fortement de la source d'information utilisée (Fritsch *et al.*, 2020)<sup>3</sup>.

## 2.1. Des coopérations qui se concentrent sur des entreprises qui diversifient leurs partenaires

En Europe les enquêtes biennuelles CIS permettent de savoir avec quels types de partenaires une entreprise de plus de 10 salariés coopère pour innover mais elles ne permettent pas de compter le nombre de coopérations ni de distinguer les coopérations pour faire de la R&D de celles consacrées aux autres activités d'innovation<sup>4</sup>. Pour avoir une idée plus précise des partenariats de R&D on peut restreindre l'analyse aux entreprises qui ont effectivement des dépenses de R&D<sup>5</sup> et qui appartiennent aux secteurs<sup>6</sup> de l'industrie, de l'information et communication et de certains services spécialisés (les divisions 71 à 73 de la Nomenclature d'activités française (Naf)). Sur ce champ, en moyenne 40 % des entreprises françaises (au sens unité légale) coopèrent pour innover. La part d'entreprises coopérant croît selon la taille des entreprises (de 39 % pour les PME à 60 % pour les grands groupes) et ce quel que soit le type de partenaire (graphique 1). De façon logique, les coopérations se font d'abord à l'intérieur du groupe pour les plus grandes entreprises mais les coopérations verticales (avec un fournisseur ou un client) viennent tout de suite après et sont même plus fréquentes pour les PME. Les coopérations avec le secteur public (avec un organisme de recherche ou une université) sont nettement moins fréquentes mais sont tout de même signalées par plus de la moitié des entreprises qui coopèrent. Ces partenariats concernent plutôt des entreprises qui ont une plus grande variété de partenaires et qui déposent davantage de brevets que les autres entreprises innovantes (Atmane et Testas, 2017). Finalement, les coopérations horizontales avec des concurrents, ou plus généralement des entreprises du même secteur, sont les moins fréquentes.

---

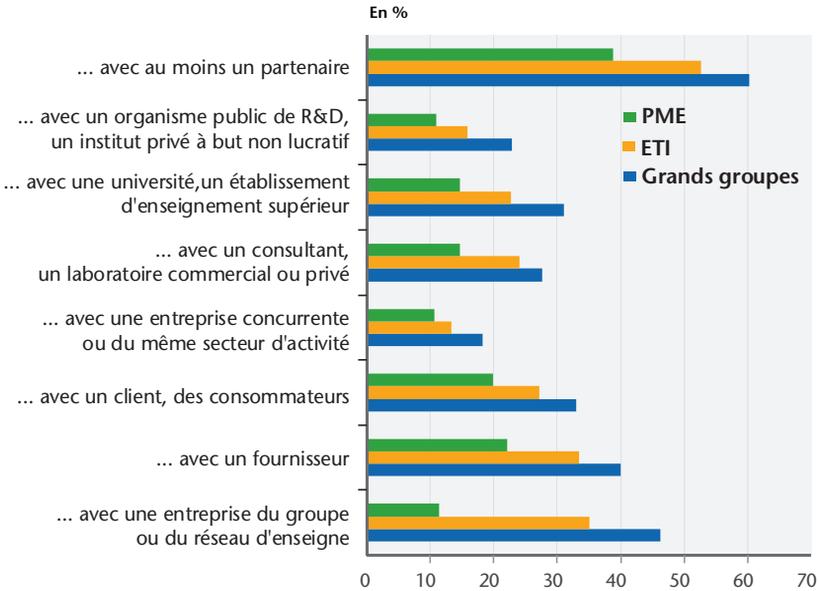
3. La diversité des partenariats de R&D se retrouve dans les sources de données utilisées pour les identifier : bases de données sur les alliances stratégiques entre firmes et sur les coentreprises, bases de données sur les brevets déposés par plusieurs organismes, bases de données sur les projets collaboratifs subventionnés par un État ou bases de données sur les co-publications.

4. L'enquête de 2018 permet toutefois d'identifier les entreprises qui ont au moins une coopération de R&D : parmi les entreprises qui font de la R&D, 40 % coopèrent pour innover dont 48 % ne coopèrent que pour faire de la R&D, 42 % pour faire de la R&D et d'autres activités d'innovation et 10 % pour ne faire que des activités hors R&D.

5. La restriction aux entreprises qui font de la R&D est justifiée car 96 % des entreprises qui collaborent pour faire de la R&D ont elles-mêmes des activités de R&D (enquête CIS 2018).

6. Le champ de l'enquête CIS a évolué au cours du temps, le champ ici retenu permet de comparer les résultats des enquêtes CIS de 2004 à 2018 (CIS 2006 excepté car cette enquête se concentre sur la seule industrie).

**Graphique 1. Part des entreprises ayant des activités de R&D qui coopèrent pour innover**



*Lecture* : 60 % des entreprises (au sens unités légales) qui ont des dépenses de R&D et qui sont contrôlées par une grande entreprise coopèrent avec au moins une entreprise ou un organisme de recherche pour innover, cette proportion s'élève à 53 % pour les ETI et à 39 % pour les PME.

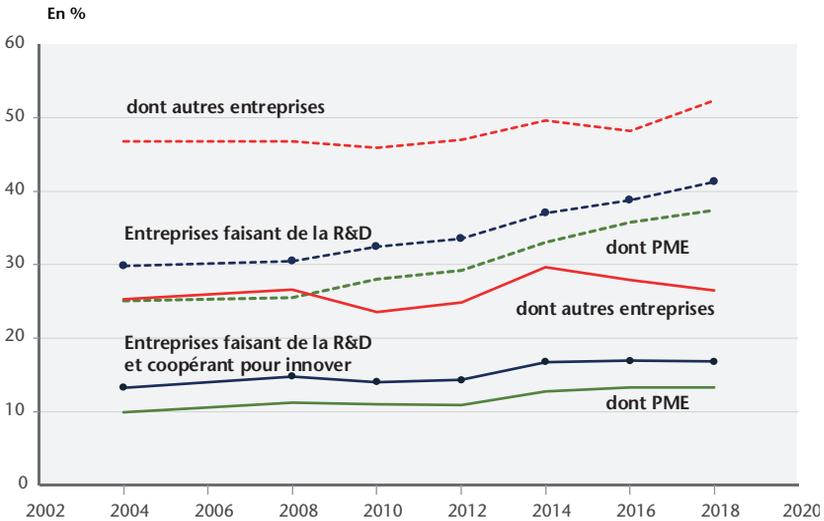
*Champ* : Entreprises de plus de 10 salariés qui ont des dépenses de R&D et appartiennent aux secteurs de l'industrie, de l'information et communication et des divisions 71 à 73 de la Naf.

*Sources* : Enquêtes CIS 2004 à 2018 (hors CIS 2006), calcul des auteurs.

La proportion des entreprises des secteurs de l'industrie, des services informatiques et des services de R&D qui font de la R&D et qui coopèrent pour innover a légèrement augmenté depuis le début des années 2000 (graphique 2), elle est passée de 13 % des entreprises en 2004 à 17 % en 2018. Cette évolution est due au comportement des PME, la proportion pour les autres entreprises étant identique en 2004 et en 2018. L'augmentation est nettement moins importante que celle de la part des entreprises qui font de la R&D : cette dernière est passée de 30 % en 2008 à 41 % en 2018. Au total, sur le champ des entreprises qui ont des dépenses de R&D, la proportion de celles qui coopèrent diminue car le champ comprend une plus grande proportion d'entreprises ayant moins souvent fait de la R&D, qui ont des dépenses de moindre ampleur<sup>7</sup> et qui ont donc potentiellement moins la capacité de coopérer.

7. Par exemple, la part des entreprises réalisant moins de 20 000 euros de R&D a cru de 5 points depuis 2012.

**Graphique 2. Évolution de la part des entreprises faisant de la R&D et qui coopèrent pour innover**



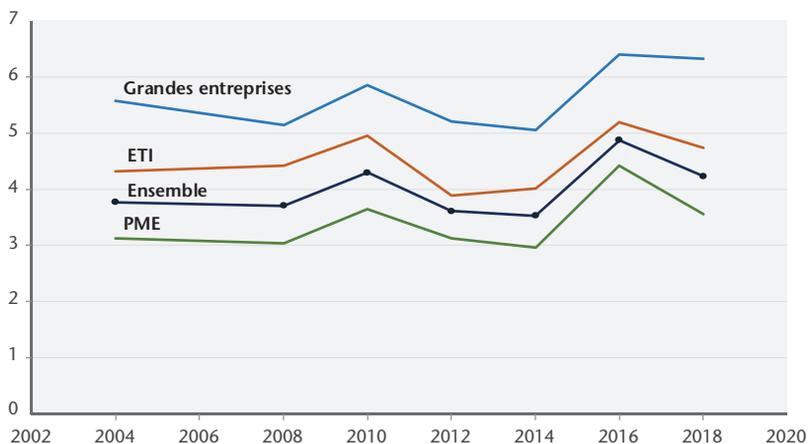
*Lecture* : En 2008, 30 % des entreprises ont des activités de R&D et 15 % ont des activités de R&D et coopèrent pour innover.

*Champ* : Entreprises de plus de 10 salariés qui ont des dépenses de R&D et appartiennent aux secteurs de l'industrie, de l'information et communication et des divisions 71 à 73 de la Naf.

*Sources* : Enquêtes CIS 2004 à 2018 (hors CIS 2006), calcul des auteurs.

L'enquête CIS ne permet pas de compter le nombre de partenaires d'une entreprise mais, avec les informations présentées au graphique 1, elle permet d'estimer combien de types de partenaires différents a une entreprise. Il est aussi possible de distinguer les partenaires suivant leur localisation en France, dans le reste de l'Europe ou dans le reste du monde. Au total les entreprises qui coopèrent ont augmenté la variété de leur partenariat (graphique 3). Les entreprises qui coopèrent pour innover ne se limitent pas à un seul type de partenaires et même pour les PME leur nombre moyen est relativement élevé (au-dessus de 3). En 2018, le nombre moyen de types est en baisse par rapport à 2016 mais il reste nettement au-dessus du niveau de la période 2004-2014, quelle que soit la catégorie d'entreprise.

**Graphique 3. Évolution de la moyenne du nombre de types de partenaires des entreprises qui coopèrent pour innover (des types différents sont distingués en fonction de la localisation des partenaires)**



*Lecture* : En 2008, les PME qui coopèrent pour innover ont en moyenne 3,1 types de partenaires différents. Pour compter les différents types de partenaires, on reprend les sept catégories présentées au graphique 1 en distinguant à chaque fois les partenaires en France, ceux dans le reste de l'Europe et ceux dans le reste du monde.

*Champ* : Entreprises de plus de 10 salariés qui ont des dépenses de R&D et appartiennent aux secteurs de l'industrie, de l'information et communication et des divisions 71 à 73 de la Naf.

*Sources* : Enquêtes CIS 2004 à 2018 (hors CIS 2006), calcul des auteurs.

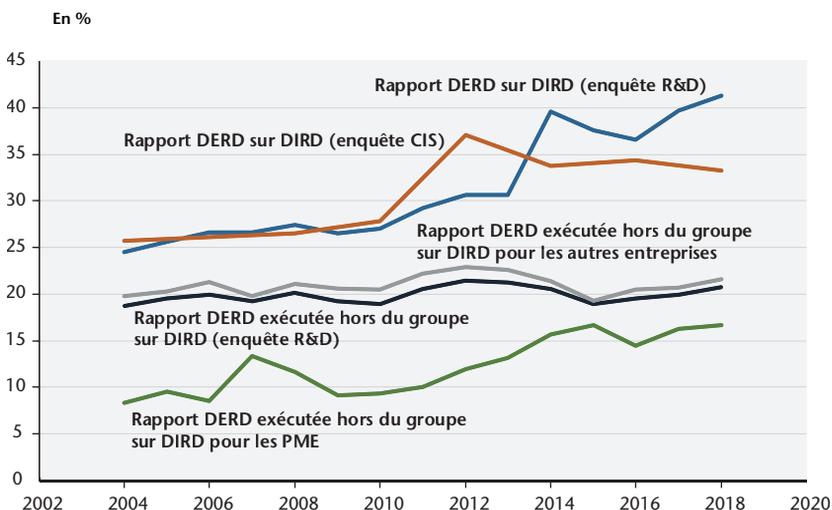
## 2.2. Le dynamisme des dépenses de R&D externalisées en dehors des groupes est porté par les PME

Une collaboration de R&D correspond principalement à des Dépenses de R&D exécutées en interne par les entreprises partenaires (DIRD) mais la collaboration peut aussi s'accompagner d'une relation de sous-traitance au moins partielle si une entreprise finance en partie les activités de R&D de ses partenaires. La collaboration se manifestera alors aussi par une augmentation des Dépenses externalisées de R&D (DERD). La part des entreprises qui externalisent tout ou partie de leurs dépenses de R&D augmente nettement depuis 2008, elle est passée de 10 % en 2010 à 18 % en 2018. La grande majorité de ces entreprises réalisent elles-mêmes une partie de leurs activités de R&D : seulement 5 % des entreprises qui ont des dépenses de R&D sur la période 2004-2018 se reposent entièrement sur de la DERD sans faire de DIRD.

De façon globale, le poids des activités de R&D externalisées mesuré avec le rapport DERD/DIRD a nettement augmenté depuis 2010 (graphique 4) mais cette augmentation est en partie artificielle car elle s'explique par une réorganisation du financement des activités de R&D

à l'intérieur des groupes. L'enquête sur les moyens consacrés à la R&D dans les entreprises du ministère de la Recherche (enquête R&D) permet de savoir si les dépenses de R&D sont externalisées par les entreprises à l'intérieur de leur groupe ou vers des organismes indépendants (entreprises ou organismes de recherche). Ces deux types de dépenses sont de nature assez différente et ne génèrent pas le même type d'externalités. Si on se restreint aux seules dépenses confiées à des organismes indépendants, le rapport DERD/DIRD est en nette hausse pour les PME mais, depuis 2004, il reste très stable pour les autres entreprises.

Graphique 4. Évolution du rapport DERD/ DIRD selon la catégorie d'entreprise



LECTURE : En 2008, le rapport entre la DERD des PME exécutée hors du groupe et la DIRD des PME est égal à 12 %.  
 Champ : pour l'enquête CIS voir le champ de la figure 4, pour l'enquête R&D, ensemble des entreprises qui déclarent des dépenses de R&D.

Sources : CIS 2004 à 2018 (hors CIS 2006), enquête R&D 2004-2018, calcul des auteurs.

Si les PME externalisent une part croissante de leur activité de R&D, l'essentiel de la DERD exécutée hors des groupes est financée par les grandes entreprises (en moyenne 73 % sur la période 2009-2017, graphique 5a). Entre 2009 et 2018, cette DERD a progressé de 39 % portée à la fois par les dépenses vers l'étranger (contribution de +17 points, graphique 5b), vers les autres entreprises implantées en France (+16 points) et vers les organismes de recherche implantés en France (+5 points).

La DERD hors groupe est plus concentrée dans les branches de l'industrie manufacturière que la DIRD (85 % contre 75 %, graphique 5c). En particulier la branche de la construction aéronau-

tique et spatiale concentre 20 % de cette dépense et elle contribue pour 8 points à son augmentation de 39 % entre 2009 et 2018, l'industrie pharmaceutique occupe la deuxième place pour le poids (18 %) et a la plus forte contribution à l'évolution 2009-2018 (+13 points). Si la branche automobile arrive en troisième position pour le poids (16 %), la DERD hors groupe de cette branche a baissé entre 2009 et 2018 (-21 %) contrairement à celle de la branche des activités spécialisées, scientifiques et techniques qui a été multipliée par plus de quatre sur la période (en 2018, cette branche représente 9 % de la DERD exécutée en dehors des groupes).

En 2016, les sous-traitants<sup>8</sup> qui exécutent en France la DERD hors groupe ne représentent que 2,4 % des entreprises qui font de la R&D. Les sous-traitants sont donc relativement peu nombreux mais il s'agit d'entreprises fortement spécialisées (leur effectif est constitué à 35 % de cadres dont plus de la moitié sont des ingénieurs) qui réalisent à elles seules 26 % de l'ensemble de la DIRD et 54 % de la DERD (les sous-traitants sous-traitent aussi une partie de leur R&D). La répartition par catégorie d'entreprise est assez proche de celle des autres entreprises qui font de la R&D : il s'agit très majoritairement de PME (à 72 %) mais on compte aussi des ETI (18 %) et des grandes entreprises (11 %). Les sous-traitants appartiennent majoritairement au secteur des activités spécialisées, scientifiques et techniques (56 %) alors que ce secteur ne regroupe que le quart des entreprises qui font de la R&D.

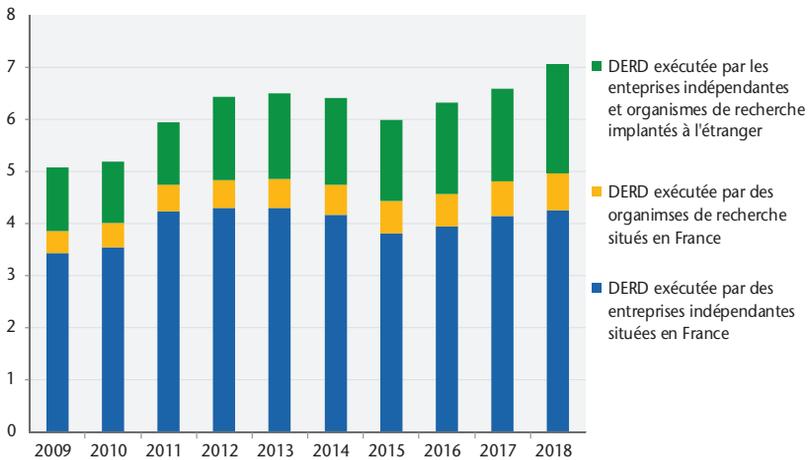
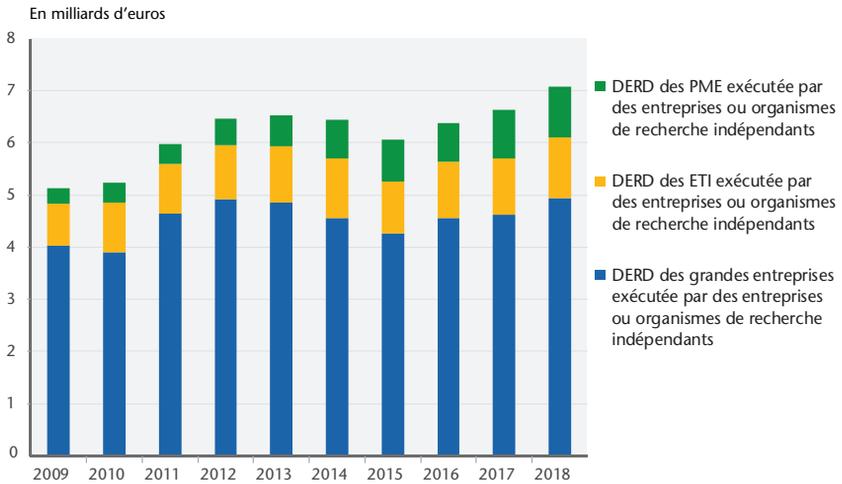
Cette description des sous-traitants de R&D est globalement confirmée par l'analyse des formulaires de demande du Crédit d'impôt recherche (CIR) où les entreprises peuvent déclarer réaliser des activités de R&D pour une autre entreprise<sup>9</sup>. Parmi les sous-traitants demandant à bénéficier du CIR on note toutefois une proportion de PME (82 %) et une proportion d'entreprises du secteur des activités spécialisées, scientifiques et techniques (70 %) encore plus importantes.

---

8. Ces sous-traitants sont repérés grâce à leur réponse à l'enquête R&D où ils indiquent recevoir des fonds au titre d'un contrat avec une entreprise qui n'appartient pas à leur groupe pour financer une partie de leurs activités de R&D. Les entreprises exécutant de la R&D pour une autre entreprise de leur groupe se distinguent assez nettement des sous-traitants. En moyenne il s'agit d'entreprises plus grandes qui appartiennent plus souvent à la catégorie des ETI et des grandes entreprises. Elles appartiennent aussi davantage au secteur de l'industrie manufacturière.

9. Cette seconde source d'information est imparfaite car elle ne permet de connaître que les sous-traitants qui utilisent le CIR, toutefois elle permet de compléter les données de l'enquête R&D où la question sur le « financement » des activités de R&D ne permet peut-être pas de couvrir tous les aspects de la sous-traitance.

### Graphiques 5a et 5b. Évolution de la DERD des entreprises réalisée par des organismes indépendants, détaillée selon leur type et la catégorie de l'entreprise donneuse d'ordre

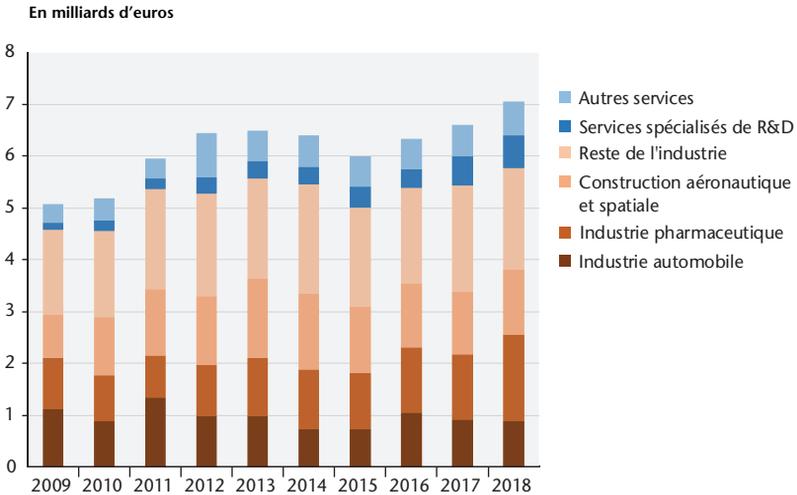


**Lecture :** En 2018, la DERD des entreprises exécutée en dehors du groupe s'élève à 7,1 milliards d'euros dont 4,3 milliards auprès d'entreprises implantées en France.

**Champ :** Ensemble des entreprises qui déclarent des dépenses de R&D.

**Sources :** Enquête sur les moyens consacrés à la R&D dans les entreprises du MESRI (2009-2018), calculs des auteurs.

**Graphique 5c. Évolution de la DERD des entreprises réalisée par des organismes indépendants, détaillée selon la branche**



*Lecture* : En 2018, la DERD des entreprises exécutée en dehors du groupe s'élève à 7,1 milliards d'euros dont 1,7 milliard pour la branche de recherche de l'industrie pharmaceutique..

*Champ* : Ensemble des entreprises qui déclarent des dépenses de R&D.

*Sources* : Enquête sur les moyens consacrés à la R&D dans les entreprises du MESRI (2009-2018), calculs des auteurs.

### 3. Le financement de la R&D externalisée et collaborative : des dispositifs d'aide aux objectifs variés

Le relatif dynamisme des dépenses externalisées de R&D pourrait s'expliquer par l'augmentation du soutien financier procuré par le CIR qui s'est notablement renforcé depuis la réforme de 2008. Mais historiquement, le soutien public à la R&D partenariale en France se faisait plutôt sous forme d'aides directes avec des programmes gouvernementaux (Plan Calcul, programmes nucléaire, aéronautique ou spatial) qui ont permis de développer des organismes de recherche et de nouvelles filières industrielles. Si le fonctionnement par grand objectif a été en grande partie abandonné, l'État a tout de même développé au cours des vingt dernières années des dispositifs d'aide directe qui sélectionnent et subventionnent des projets collaboratifs entre entreprises pouvant aussi inclure des partenaires de la recherche publique. Les coopérations avec la recherche publique correspondant généralement à des projets plus ambitieux, plus en amont et plus risqués, les pouvoirs publics ont donc aussi cherché à les favoriser en développant des dispositifs d'aides spécifiques tels que les conventions Cifre et les instituts de recherche partenariales financés par le Programme d'investissement d'avenir (PIA).

### 3.1. Le financement de la recherche externalisée par le CIR

Depuis la mise en place du dispositif en 1983, le CIR permet de financer des dépenses de recherche confiées à des organismes agréés par le ministère de la Recherche au même titre que les dépenses liées aux activités internes de R&D. Le montant des dépenses externalisées effectivement prises en compte dans le calcul du crédit d'impôt est toutefois limité par différents plafonds dont le niveau varie selon que les dépenses sont destinées à des organismes publics ou privés, français ou étranger, avec ou sans lien de dépendance avec l'entreprise donneuse d'ordre. À partir de 2004 un taux spécifique a été appliqué aux dépenses externalisées auprès d'organismes publics de recherche dont la liste s'est progressivement élargie aux Centres techniques industriels (CTI) exerçant des missions d'intérêt général, aux fondations reconnues d'utilité publique du secteur de la recherche, aux établissements public de coopération scientifique et aux établissements habilités à délivrer des masters. Ce taux spécifique vient d'être abrogé par la Loi de Finances initiale de 2021.

En 2006, les dépenses de sous-traitance comptaient pour 6,3 % des dépenses déclarées au CIR dont 2,1 % pour des dépenses avec des entreprises avec lien de dépendance et 2,4 % pour des dépenses exécutées par la recherche publique. En 2008, le CIR a connu une importante réforme en faisant intégralement reposer le calcul du crédit d'impôt sur le niveau des dépenses de R&D (sans prise en compte de leur évolution comme précédemment) et en appliquant principalement un taux de 30 % (contre 10 % auparavant) : le montant de crédit d'impôt (créance) a ainsi été multiplié par plus de 3 entre 2007 et 2010. L'augmentation des créances liées aux dépenses de sous-traitance a même été plus rapide car, en moyenne depuis 2010, le CIR sous-traitance correspond à environ 14 % des dépenses déclarées au CIR. Après une montée en charge du dispositif rapide de 2008 à 2010, le montant de l'aide croît régulièrement à un rythme annuel de 3,5 % et il correspond à un montant moyen annuel d'aide de 740 millions d'euros (tableau 1). L'augmentation du poids des dépenses de sous-traitance dans l'assiette du CIR est sans doute due à l'augmentation du plafond appliqué à la recherche sous-traitée (il est passé de 2 à 10 millions d'euros en 2006 pour les dépenses auprès de sous-traitants sans lien de dépendance et de 10 à 12 millions d'euros en 2008 pour les dépenses auprès d'organismes de recherche).

La décomposition de l'assiette du CIR sous-traitance par type de dépenses<sup>10</sup> indique que 61 % de cette aide sert au financement de dépenses de R&D externalisées vers des entreprises indépendantes, 11 % pour des dépenses vers des entreprises qui ont un lien financier et 28 % pour des dépenses exécutées par des organismes de recherche publics. Les entreprises et organismes de recherche étrangers réalisent 19 % des dépenses déclarées au CIR sous-traitance. Des estimations complémentaires indiquent que la moitié des dépenses de sous-traitance sont déclarées par des entreprises industrielles (l'électronique et les matériels de transport en tête) et 30 % par les secteurs des services spécialisés.

**Tableau 1. Montant moyen des créances du CIR sous-traitance sur la période 2010-2014 et répartition selon le type de dépense**

	Ensemble	Grandes entreprises	ETI	PME de plus de 10 salariés	Micro-entreprises
<b>Total annuel des créances liées aux dépenses de sous-traitance (M€)</b>	740	340	250	120	30
<b>Répartition des dépenses de sous-traitance déclarées au CIR suivant leur destination</b>					
<b>Organismes privés sans lien de dépendance</b>	61 %	62 %	62 %	59 %	44 %
<b>Organismes privés avec un lien de dépendance</b>	11 %	10 %	14 %	11 %	7 %
<b>Organismes publics</b>	28 %	27 %	25 %	30 %	48 %
<b>Les activités de sous-traitance à l'étranger</b>					
<b>En part de l'ensemble des dépenses de sous-traitance</b>	19 %	16 %	21 %	22 %	10 %

*Lecture* : en moyenne sur la période 2010-2014, pour les grandes entreprises, le total annuel des créances du CIR liées aux dépenses de sous-traitance s'élèvent à 340 millions d'euros. Ces créances correspondent à des dépenses réalisées à 62 % par des entreprises sans lien de dépendance, à 10 % par des entreprises avec lien de dépendance et à 27 % par des organismes de recherche publics. 16 % des dépenses sont exécutées à l'étranger.

*Note* : les dépenses vers les organismes publics (sans lien de dépendance) sont comptées pour le double de leur montant.

*Sources* : Bases de gestion du CIR (GECIR) de la DGFIP et du MESRI pour les années 2010 à 2014.

10. Pour une entreprise dont l'assiette dépasse les plafonds autorisés c'est le plafond qui est reporté dans nos données. La décomposition par type de dépense est alors arbitraire : il a été choisi de répartir l'assiette plafonnée en respectant la proportion des dépenses initiales qui sont elles-mêmes plafonnées (à 2 M€ pour les dépenses vers un organisme dépendant, à 10 M€ pour les dépenses vers un organisme privé indépendant et à 12 M€ pour un organisme public de recherche indépendant). En particulier cette décomposition ne permet pas d'estimer l'impact financier de chaque sous-dispositif. Par exemple, l'exclusion des dépenses externalisées vers des organismes privés avec lien de dépendance entraînerait une baisse de l'assiette du CIR sous-traitance inférieure à 11 % car elle serait en partie compensée par une augmentation des autres dépenses pouvant être prises en compte.

Quand on décompose par catégorie d'entreprise, la répartition du CIR sous-traitance est globalement comparable à celle de l'ensemble du CIR : les grands groupes bénéficient d'environ 46 % des créances (comme pour l'ensemble du CIR), les ETI bénéficient de 34 % (soit un peu plus que l'ensemble du CIR où la part des ETI est de 28 %) et l'ensemble des PME de 20 % (soit moins que la part dans l'ensemble du CIR, 27 %). La répartition par type de dépenses de sous-traitance varie aussi suivant la catégorie d'entreprises. Si les dépenses de sous-traitance auprès des entreprises indépendantes sont largement majoritaires pour les entreprises de plus de 10 salariés, elles sont moins importantes que les dépenses auprès des organismes publics de recherche pour les microentreprises (44 % contre 48 %).

### 3.2. Les aides aux projets collaboratifs de R&D

Depuis le milieu des années 2000, plusieurs dispositifs d'aide directe ont été mis en place pour financer des projets collaboratifs de R&D. Ils se différencient principalement par l'aspect plus ou moins appliqué de la R&D financée, le choix de restreindre ou non les aides à une thématique donnée (développer une technologie précise pour un secteur d'activité donné ou laisser les candidats aux appels à projets proposer une thématique), la taille des projets subventionnés et le niveau d'implication de la recherche publique.

On peut distinguer deux générations de dispositifs. La première mise en place à partir de 2005 comprend les appels à projets du Fonds unique interministériel (FUI) et les projets collaboratifs de l'ANR. Les projets du FUI sont liés à la politique des pôles de compétitivité, ils ont permis de financer des projets impliquant un grand nombre de partenaires (sept en moyenne) dont une forte proportion d'organismes de recherche (2,7 par projet). Mis en place en 2005, le dispositif s'est achevé en 2018 et a permis de sélectionner 1 800 projets pour un montant d'aide d'environ 3 milliards d'euros. Les projets de l'ANR sont plus petits par leur nombre de partenaires (en moyenne 5) et le montant moyen des aides alloués (700 000 euros contre 1,7 million d'euros pour le FUI). En revanche, ils impliquent un nombre légèrement supérieur d'organismes de recherche (3,3 par projet) qui obtiennent 60 % des aides contre 40 % pour le FUI.

Depuis 2009, principalement avec la mise en place du PIA, des objectifs assez différents ont été poursuivis pour une seconde génération de dispositifs. Il s'agit de financer des projets en général plus

coûteux, qui proportionnellement aux aides allouées, impliquent moins de partenaires et sont davantage tournés vers l'industrialisation.

Lancé en 2010, le dispositif des Projets structurants pour la compétitivité (PSPC) a permis de soutenir des projets relativement semblables à ceux du FUI pour le type de R&D réalisé, le nombre de partenaires et la présence des organismes de recherche. Les objectifs poursuivis sont cependant plus ambitieux, en particulier les PSPC cherchent à structurer durablement les relations entre partenaires. Cette ambition se retrouve dans le montant des dépenses de R&D prévues pour chaque projet (22 millions d'euros en moyenne soit cinq fois le montant d'un projet du FUI), leur coût important ayant permis de financer 73 projets pour un montant d'aide cumulé de 650 millions d'euros en 2019.

Les appels à projets du FUI et PSPC ont été lancés par Bpifrance pour le compte de l'État. Cet opérateur gère aussi le dispositif des Projets industriels d'avenir (PIAVE) qui vise à soutenir des travaux de développement et d'industrialisation de produits, procédés ou services innovants. Les PIAVE n'impliquent en moyenne que deux partenaires, quasi exclusivement des entreprises, pour un montant moyen de dépense relativement important (8 millions d'euros). Sur la période 2014-2017, 250 millions d'euros d'aide ont ainsi été engagés pour financer 100 projets sélectionnés au cours de deux appels à projets « génériques », c'est-à-dire ouverts à toutes les thématiques, et neuf appels à projets limités à un seul sujet tel que « les nouveaux usages et procédés du textile », « l'usine du futur » ou « la valorisation des informations du domaine spatial ».

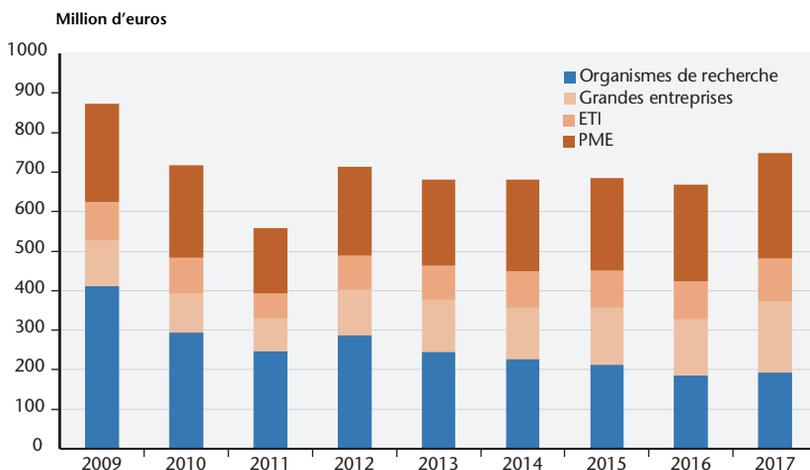
Cette approche thématique a aussi été utilisée pour la sélection des projets de l'Agence de l'Environnement et de la Maîtrise de l'Énergie (ADEME) qui, fin 2018, avait lancé 63 appels à manifestation et appels à projets, chacun portant sur un objectif environnemental bien précis tel que le recyclage des déchets, la chimie du végétal ou la recherche de site pilote pour la reconquête de la biodiversité. En moyenne, 5 projets ont été sélectionnés par appel, chaque projet impliquant en moyenne 4 partenaires dont un organisme de recherche pour des dépenses d'environ 4 millions d'euros. Entre 2009 et 2018, ce dispositif a permis de financer 332 projets pour un montant d'aide engagé de 1,3 milliard d'euros.

Enfin, le Régime d'appui à l'innovation duale (Rapid) est un dispositif mis en place par la Direction Générale de l'Armement en 2009 et géré par la DGE. Ce dispositif cible des travaux de R&D, à fort potentiel

technologique et présentant des applications à la fois sur les marchés militaires et civils. Les projets sont portés par une entreprise de moins de 2 000 salariés et ils peuvent impliquer plusieurs autres partenaires de tout statut (entreprise de toute taille et organisme de recherche). Entre 2008 et 2018, Rapid a financé 547 projets pour des dépenses moyennes d'environ 2 millions d'euros et un total de 400 millions d'euros d'aides distribuées.

Au total, sur la période 2009-2017, les dispositifs nationaux de soutien à la R&D collaborative ont permis d'allouer en moyenne 700 millions d'euros d'aide par an dont 450 (64 %) à des entreprises et 250 à des organismes de recherche. Après les organismes de recherche, les PME sont les plus importants bénéficiaires des aides avec un tiers du total, suivi par les grandes entreprises (18 %) et enfin les ETI (13 %). Cette répartition a évolué dans le temps avec une moindre part accordée aux organismes de recherche passée de 46 % en 2009 à 26 % en 2017 et une légère évolution de la répartition des aides allouées aux entreprises avec une légère augmentation du poids des grandes entreprises et une légère baisse de celui des PME (graphique 6).

**Graphique 6. Évolution des subventions des principaux dispositifs soutenant des projets collaboratifs sur la période 2009-2017**



Lecture : En 2009, le montant des aides allouées dans le cadre des projets collaboratifs s'élève à 410 M€ pour les organismes de recherche, à 120 M€ pour les grandes entreprises, à 100 M€ pour les ETI et à 250 M€ pour les PME. Champ, projets collaboratifs de l'ANR sélectionnés avant 2018, appels à projets 3 à 22 du FUI, appels à projets 1 à 7 PSPC, PIAVE sélectionnés avant 2018, projets de l'ADEME sélectionnés avant 2018 et projets Rapid de la DGA sélectionnés avant 2018.

Sources : Bpifrance pour les informations sur les projets du FUI, PSPC et PIAVE ; ADEME pour les projets de l'ADEME, ANR pour les projets de l'ANR et DGE pour les projets Rapid.

### 3.3. Dispositifs spécifiques au soutien à la R&D collaborative public-privé

La baisse du poids des organismes de recherche dans les projets collaboratifs a été compensée par le lancement en 2010 par l'ANR de deux dispositifs financés par le PIA : les Instituts de Recherche Technologique (IRT) et les Instituts pour la Transition Énergétique (ITE). Les IRT sont des organismes dotés d'une personnalité juridique propre qui ambitionnent de positionner au meilleur niveau les filières économiques liées à leurs thématiques. Pour atteindre cet objectif, les IRT pilotent des programmes de recherche couplés à des plateformes technologiques et ils nouent des partenariats public-privé pour réaliser des projets de RDI cofinancés par des entreprises. Les ITE sont des IRT spécialisés dans le domaine des énergies décarbonées. La mise en place des IRT et des ITE repose sur l'idée qu'un système de co-investissement et de mutualisation des ressources et des risques liés aux projets, est le meilleur moyen de promouvoir et consolider des partenariats de recherche entre le monde académique et les entreprises. 8 IRT et 14 ITE ont été sélectionnés depuis début 2012, pour un financement initial du PIA de 1,3 milliard d'euros qui est aux trois quarts engagé fin 2019.

L'État finance les IRT et les ITE et non les partenaires des projets eux-mêmes. Ce mode de financement est sensé limiter le risque de projets de recherche opportunistes motivés par la perspective d'obtention d'une subvention. En effet les partenaires industriels ne cofinancent un projet que s'ils voient un réel potentiel économique pour les résultats attendus. De plus, dans la mesure où c'est l'institut qui détient les droits de propriété intellectuelle liés à la recherche, en cas de désintérêt d'un des partenaires, le projet peut être poursuivi puisque l'institut est en mesure de mettre en œuvre un autre canal de valorisation des résultats. Depuis 2012, 723 entreprises ont cofinancé un projet dont la moitié sont des PME. Le montant total des cofinancements s'élève à 930 millions d'euros et il a été versé à 79 % par des grandes entreprises.

Créé en 1980, le dispositif Cifre ambitionne de développer et consolider les liens entre le monde de la recherche publique, notamment dans le domaine scientifique et technique, et celui des entreprises. Le dispositif Cifre prévoit par conventionnement entre un laboratoire et une structure privée la codirection d'une thèse pendant trois ans. Nourri à la fois par le monde universitaire et professionnel, la thématique de recherche se doit d'être originale et elle répond à la fois à une problématique d'intérêt pour l'entreprise qui dispose d'un accès privi-

légé aux travaux et aux résultats mais aussi pour le laboratoire qui génère de nouvelles connaissances. Par ailleurs, cette double casquette permet au doctorant de bénéficier d'une véritable expérience professionnelle pouvant se solder par une embauche au bout des trois ans (27 % des doctorants Cifre seraient toujours employés par l'entreprise d'accueil un an après la thèse).

Si la qualité scientifique et la pertinence économique du projet sont avérées, le conventionnement est validé et donne droit à une subvention annuelle de 14 000 euros versée pendant 3 ans qui peut se cumuler avec le CIR et ainsi couvrir près des trois quarts du coût de l'embauche du doctorant pour l'entreprise. Si le doctorant est par la suite embauché en CDI par l'entreprise, qu'il s'agit de son premier CDI et que l'effectif de l'employeur n'a pas diminué, le dispositif « jeunes docteurs » prévoit que le salaire chargé du jeune docteur soit compté pour le double dans le calcul du CIR, et que la prise en charge du coût d'environnement passe à 100 %. Environ 1 500 nouvelles conventions sont passées chaque année par 500 entreprises, la moitié des conventions sont signées par des grandes entreprises et un tiers par des PME. La loi de programmation de la recherche de novembre 2020 prévoit une augmentation de 50 % du nombre de conventions Cifre d'ici à 2027.

## 4. Des dispositifs ciblant des activités avec des externalités importantes en finançant des entreprises très spécialisées

### 4.1. Des aides qui privilégient les petites entreprises et les relations public privé

Les dispositifs décrits à la partie précédente privilégient en général les dépenses de R&D des PME car celles-ci ont une part des aides plus importante que leur poids dans la DIRD et la DERD (tableau 2). On remarque toutefois des différences entre dispositifs. Pour les aides indirectes, le poids des PME est plus important pour le CIR sous-traitance publique que pour le CIR sous-traitance pris de façon globale. Cet ordre paraît logique car il correspond à celui du poids des PME dans la DERD vers la recherche publique qui est plus important que leur poids dans la DERD totale<sup>11</sup>.

---

11. Cette « logique » n'est toutefois pas respectée quand on considère le CIR hors sous-traitance qui accorde un poids encore plus important aux PME alors qu'elles réalisent une part plus faible de la DIRD que de la DERD confiées à des organismes de recherche.

Les aides directes sont nettement plus orientées vers les PME que les aides indirectes. C'est particulièrement vrai pour les projets collaboratifs où plus de la moitié des aides aux entreprises sont perçues par des PME.

Les dispositifs d'aide à la R&D partenariale ciblent aussi plus particulièrement les relations public-privé. Par exemple, alors que la DERD exécutée par le secteur public représente 5 % de l'ensemble de la DERD, les organismes de recherche reçoivent 36 % des aides allouées aux projets collaboratifs et le CIR soustraitance publique représente 28 % du total du CIR soustraitance. La mise en place de plafond permet de favoriser le financement des collaborations public-privé et aussi des collaborations entre entreprises indépendantes qui génèrent une créance cinq fois plus importante que la sous-traitance interne aux groupes alors que la DERD interne aux groupes représente 39 % de la DERD totale.

**Tableau 2. Comparaison de la répartition par catégorie d'entreprises de certaines dépenses de R&D et des aides à la R&D partenariale**

	Montant annuel moyen (en M€)	Répartition du montant			
		Grandes entreprises	ETI	PME de plus de 10 salariés	Micro-entreprises
<b>DIRD</b>	31 003	60 %	25 %	13 %	2 %
<b>Créance CIR hors sous-traitance</b>	5 046	45 %	23 %	25 %	7 %
<b>Subventions à la R&amp;D (hors aides du ministère de la Défense)</b>	1 203	42 %	19 %	29 %	10 %
<b>Subvention Cifre</b>	44	49 %	19 %	22 %	10 %
<b>Aides des projets collaboratifs</b>	447	28 %	20 %	40 %	12 %
<b>DERD</b>	10 844	77 %	16 %	6 %	1 %
<b>Créance CIR sous-traitance</b>	740	46 %	34 %	16 %	4 %
<b>DERD hors groupe et secteur public</b>	5 528	67 %	14 %	7 %	2 %
<b>Créance CIR sous-traitance sans lien</b>	450	47 %	34 %	16 %	3 %
<b>DERD dans le groupe</b>	4 275	82 %	15 %	3 %	0 %
<b>Créance CIR sous-traitance avec lien</b>	84	41 %	41 %	15 %	3 %
<b>DERD auprès du secteur public</b>	590	58 %	23 %	13 %	5 %
<b>En part de l'ensemble des dépenses de sous-traitance</b>	205	45 %	30 %	18 %	8 %

*Lecture* : de 2009 à 2017, la DERD s'élevait en moyenne à 10 884 M€ par an et elle était réalisée à 16 % par des ETI.  
*Note* : les dépenses vers les organismes publics (sans lien de dépendance) sont comptées pour le double de leur montant.  
*Sources* : enquête R&D (2009-2018) pour la DIRD et la DERD, bases CIR (2010-2014) de la DGFiP et du Mesri, base du Mesri (2008-2018) pour les Cifre, Ademe, ANR, Bpifrance et DGE pour les projets collaboratifs (2009-2016).

Comme les aides aux projets collaboratifs (en comptant les aides reçues par les organismes de recherche) et la créance du CIR sous-traitance sont d'un montant très proche (environ 700 M€), R&D collaborative et contractuelle semblent bénéficier du même niveau de soutien public. Le bilan n'est toutefois pas si simple car le CIR sous-traitance publique peut permettre de financer les projets des IRT et des ITE qui sont généralement des collaborations et, par ailleurs, une partie de la R&D contractuelle est financée par le CIR qui est perçu directement par les sous-traitants. Pour l'intensité de l'aide, la R&D collaborative bénéficie généralement de taux d'aide plus élevés car les entreprises peuvent cumuler les aides directes (projets collaboratifs, Cifre ...) avec le CIR.

#### **4.2. Des entreprises bénéficiaires très spécialisées en R&D, qu'elles soient partenaires ou sous-traitantes de travaux de recherche**

L'expérience et les connaissances accumulées par les entreprises partenaires favorisant l'intérêt et l'efficacité des coopérations de R&D, les dispositifs d'aide à la R&D partenariale sont principalement utilisés par des entreprises plus intensives en R&D. Cette spécialisation est bien illustrée par le niveau des créances de CIR par emploi obtenues par les entreprises l'année qui précède leur utilisation d'un dispositif d'aide : en moyenne, quelle que soit la taille de l'entreprise, ce montant est plus élevé pour les entreprises qui vont devenir partenaires d'un projet collaboratif puis pour les utilisatrices du CIR sous-traitance et enfin pour l'ensemble des utilisatrices du CIR (tableau 3). Au total si les aides aux projets collaboratifs sont plus largement accordées aux PME, elles sont plutôt utilisées par des entreprises qui ont déjà beaucoup de dépenses de R&D. Les entreprises, une fois qu'elles ont utilisé un dispositif, ont tendance à le réutiliser ensuite (par exemple 80 % des grandes entreprises impliquées dans un projet collaboratif ont déjà participé à un autre projet).

Les sous-traitants de R&D sont des entreprises spécialisées en R&D dont seulement une partie de l'activité consiste à exécuter des opérations de sous-traitance pour des tiers. Ces entreprises réalisent également des projets de recherche en propre et elles peuvent même externaliser une partie de ces opérations.

Ainsi, les sous-traitants ont un recours important au CIR : bien qu'ils ne représentent que 2,4 % des entreprises réalisant des travaux de R&D, leur créance CIR correspond à 15 % de la créance totale et ils déclarent 17 % des dépenses de recherche hors dépenses de sous-traitance.

En outre, certains sous-traitants utilisent également le CIR sous-traitance pour financer leurs projets de R&D en propre. Ainsi, ils déclarent 28 % des dépenses de sous-traitance publique et 17 % des dépenses de sous-traitance privée.

**Tableau 3. Caractéristiques moyennes des entreprises l'année précédant l'utilisation d'un dispositif d'aide à la R&D**

		Grandes entreprises	ETI	PME de plus de 10 salariés	Micro entreprises
<b>Population des entreprises faisant du CIR</b>	Nombre d'emplois (ETP)	1 025	238	33	3
	Créance de CIR par emploi (k€/ETP)	1,4	1,7	3,5	11,3
	CIR sous-traitance	42 %	37 %	17 %	11 %
	CIR sous-traitance publique	24 %	20 %	8 %	6 %
	Projet collaboratif	23 %	13 %	10 %	6 %
<b>Population des entreprises utilisant du CIR sous-traitance</b>	Nombre d'emplois (ETP)	1 572	318	44	3
	Créance de CIR par emploi (k€/ETP)	1,7	2,2	4,3	18,7
	CIR sous-traitance	76 %	74 %	64 %	55 %
	CIR sous-traitance publique	45 %	41 %	32 %	29 %
	Projet collaboratif	37 %	20 %	16 %	9 %
<b>Population des entreprises partenaires d'un nouveau projet collaboratif</b>	Nombre d'emplois (ETP)	6 270	479	44	4
	Créance de CIR par emploi (k€/ETP)	1,8	2,7	5,9	14,5
	CIR sous-traitance	79 %	48 %	32 %	24 %
	CIR sous-traitance publique	60 %	33 %	21 %	17 %
	Projet collaboratif	80 %	65 %	55 %	32 %

*Lecture* : en moyenne les ETI percevaient 2 700 euros de CIR par emploi l'année précédant le début de leur participation à un nouveau projet collaboratif. 42 % des grandes entreprises qui utilisent le CIR en N, utilisaient le CIR sous-traitance en N-1 et 76 % des grandes entreprises qui utilisent le CIR sous-traitance en N l'utilisaient aussi en N-1.

*Source* : enquête R&D (2009-2017), bases CIR (2010-2014) de la DGFiP et du MESRI, Ademe, ANR, Bpifrance et DGE pour les projets collaboratifs (2009-2016).

## 5. Le soutien à la R&D partenariale, quels effets sur les entreprises utilisatrices ?

Les travaux d'évaluation des effets des politiques de soutien à la R&D partenariale s'intéressent majoritairement aux dispositifs d'aide européens liés au Programme-cadre pour la recherche et le développement technologique (PCRD) ou à l'initiative européenne intergouvernementale EUREKA. Au niveau français, trois évaluations ont récemment été menées pour répondre à une demande de la Commission européenne souhaitant mesurer l'efficacité des aides attribuées dans le cadre des IRT et les ITE (Technopolis, 2020), celle des subventions du dispositif Cifre (Guillouzouic et Malgouyres, 2020) et enfin l'efficacité des aides aux projets collaboratifs (Bellégo *et al.*, 2020).

### 5.1. Les évaluations des programmes collaboratifs au niveau européen

Dans leur article de 2002, Benfratello et Sembenelli étudient les effets des projets collaboratifs financés au titre du PCRD et d'EUREKA sur la productivité et le coût marginal (profit) des entreprises lauréates. Avec pour principal objet d'étude les deux structures polaires du PCRD et d'EUREKA (respectivement « top-down » et « bottom-up »), les auteurs trouvent que la structure moins dirigiste d'EUREKA améliore la productivité du travail et la marge bénéficiaire (la différence entre le prix de vente et le coût marginal) pour les entreprises, chose que ne faisait pas le PCRD.

Dekker et Kleinknecht (2008) ont questionné le lien entre participation aux projets collaboratifs et performances des entreprises ; mais ils n'obtiennent pas d'effet significatif sur le chiffre d'affaires (ni sur la part du chiffre d'affaires issue des ventes de produits innovants), la valeur ajoutée ou le niveau moyen des salaires des emplois hautement qualifiés même cinq années après le début du projet. Néanmoins, une augmentation significative de l'effort de R&D pour les petites entreprises participantes au PCRD (principalement FP4 et FP5) est mise en évidence. Marin et Siotis (2008) complètent ces résultats en montrant que les projets collaboratifs (notamment ceux issus d'EUREKA) corrigent des défaillances du marché tout en générant des connaissances technologiques précieuses. Dans la même lignée, Barajas *et al.* (2010) notent qu'outre l'amélioration des capacités technologiques et un effet indirect sur la productivité du travail des entreprises espagnoles, les aides collaboratives (issues de FP4, FP5 et FP6) ont augmenté de 12 % la probabilité pour les entreprises d'innover en produit dans les 5 ans suivant la fin du projet.

Par ailleurs, Aguiar et Gagnepain (2012) ont étudié les projets collaboratifs financés au titre de FP5 et estiment que l'aide a augmenté de 40 % la productivité du travail et de 4 à 5 points le profit des entreprises. En affinant l'analyse pour intégrer les potentiels effets de taille, ils trouvent que la participation à un petit consortium a eu un effet négatif sur la marge des participants (-5 points), alors que les grands projets ont un effet positif sur la productivité du travail (+60 %).

## 5.2. L'efficacité des dispositifs français de soutien au collaboratif

L'évaluation des IRT-ITE s'intéresse aux premiers effets de ce dispositif sur les PME et ETI qui cofinancent les projets réalisés au sein des instituts. Elle montre que ces cofinancements entraînent une augmentation de l'actif net des entreprises qui correspond aux immobilisations mises à disposition des instituts. De façon moins évidente, les cofinancements s'accompagnent aussi d'une augmentation significative des activités de R&D réalisées au sein des entreprises, ce qui montre que la participation au dispositif IRT- ITE ne constitue pas une simple externalisation des activités de R&D.

L'évaluation des projets collaboratifs (porte sur les dispositifs FUI, PSPC, PIAVE, RAPID et ADEME) montre elle aussi que la participation des PME et ETI aux projets a un effet positif sur la DIRD mais elle est sans effet sur la DERD. Pour financer ces dépenses de R&D supplémentaires, les entreprises bénéficient du CIR en plus des aides directes reçues dans le cadre des projets, mais ce recours intensif aux aides se fait sans effet d'aubaine spécifique, les dépenses privées de R&D (total des dépenses de R&D moins total des aides) des entreprises partenaires augmentant même de façon significative. L'effet sur la DIRD correspond à la fois à un gain en emplois consacrés à la R&D, à des investissements supplémentaires, mais aussi à une augmentation du salaire moyen du personnel en charge de la R&D. L'effet sur l'emploi est aussi constaté pour les entreprises qui ont recours au dispositif Cifre, l'effet est significatif pour les ingénieurs de R&D employés par les entreprises mais il existe aussi pour l'ensemble des emplois R&D, montrant que l'accueil d'un doctorant Cifre fait généralement partie d'un mouvement plus large d'expansion des équipes de R&D.

Pour l'innovation, un effet positif significatif est aussi obtenu sur le nombre total de brevets déposés par les partenaires des projets collaboratifs en France et aussi pour les co-brevets déposés avec des organismes de recherche alors qu'aucun effet n'est obtenu pour les entreprises qui

cofinancent les projets des IRT-ITE. Les deux évaluations aboutissent par contre à des résultats similaires sur les retombées économiques des participations des PME et ETI : elles montrent une absence d'effet pour le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée et les exportations.

**Tableau 4. Effets des dispositifs d'aide aux projets collaboratifs mis en évidence dans la littérature selon les variables**

	Projets collaboratifs nationaux	Cifre	IRT-ITE	PCRD européens
Auteurs	Bellégo et al. (2020)	Guillouzouic et Malgo-uyres (2020)	Technopolis (2020)	Benfratello et Sembenelli (2002), Dekker et Kleinknecht (2008), Aguiar et Gagnepain (2012), Barajas et al. (2010, 2012), Cincera et Fombasso-Toyem (2018)
DIRD	+		+	+
DERD	0		+	+
Autres aides R&D	+			
Dépenses privées de R&D	+			
Emploi R&D	+	+	+	
Salaires	+			
Emploi	+	+	+	
CA	0		0	0
Export	0		0	
VA	0	+	0	
Profit				0/-/+
EBE			0	
Investissement	+	0		
Endettement	0			
Brevets	+		0	
Productivité du travail				+
Innovation produit				+

*Lecture* : les cases vertes indiquent qu'un effet significativement positif a été mis en évidence. Pour les cases bleues, la variable a été considérée, mais aucun effet n'a été mis en évidence. Pour les cases blanches, la variable n'a pas été considérée. La case grise indique des résultats contradictoires sur la variable. Une telle représentation est simplificatrice, ne prenant pas en compte l'ordre de grandeur des effets et synthétisant éventuellement des estimations utilisant différentes méthodologies ou horizons temporels.

Les évaluations des dispositifs français ne traitent que de la participation des PME et des ETI car les méthodes d'appariement utilisées ne permettent pas de définir un contrefactuel pertinent pour les plus grandes entreprises. Par ailleurs, les évaluations des dispositifs nationaux n'intègrent pas la possibilité de cumuls ou de substitutions avec des dispositifs européens. Un travail évaluatif de la participation française aux projets collaboratifs européens serait également un apport conséquent à la compréhension de l'incidence du PCRD sur les bénéficiaires. Enfin les travaux précédemment cités ne traitent pas des effets des dispositifs en faveur de la recherche partenariale sur l'activité des organismes de recherche.

## Références

- Aguiar L. et Gagnepain P., 2012, « *European cooperative R&D and firm performance* », *Working paper*, n° 12-07.
- Arora A. et Gambardella A., 1990, « Complementarity and external linkages: the strategies of the large firms in biotechnology », *Journal of Industrial Economics*, vol. 38, n° 4, pp. 361-379.
- Atmane S. et Testas A., 2017, *Les coopérations public-privé pour l'innovation en France*, MENESR-SIES.
- Barajas A., Huergo E. et Moreno L., 2010, « International R&D cooperation within the EU framework programme: Empirical evidence for Spanish firms », *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 19, n° 1-2, pp. 87-111.
- Barajas A., Huergo E. et Moreno L., 2012, « The impact of international research joint ventures on SMEs performance », *MPRA Paper*, n° 36306.
- Bellégo C., Benatia D., Christophe K. et Dortet-Bernadet V., 2020, Rapport final - Évaluation des aides aux projets de R&D. Rapport du plan d'évaluation du régime cadre 40391 d'aides d'État à la RDI.
- Benfratello L. et Sembenelli A., 2002, « Research joint ventures and firm level performance », *Research Policy*, vol. 31, n° 4, pp. 493-507.
- Bertrand O. et Mol M. J., 2013, « The antecedents and innovation effects of domestic and offshore R&D outsourcing: The contingent impact of cognitive distance and absorptive capacity, Strategic Management », *Journal, Wiley Blackwell*, vol. 34, n° 6, pp. 751-760.
- Bojanowski M., Corten R., et Westbrook B., 2012, « The structure and dynamics of the global network of inter-firm R&D partnerships 1989-2002 », *The Journal of Technology Transfer*, n° 37, pp. 967-987.
- Bönte W. et Wiethaus L., 2007, « Knowledge disclosure and transmission in buyer-supplier relationships », *Review of Industrial Organization*, vol. 31, n° 4, pp. 275-288.

- Boschma R.-A., 2005, « Proximity and innovation: A critical assessment », *Regional Studies*, vol. 39, n° 1, pp. 61-74.
- Cassiman B. et Veugelers R., 2006, « In search of complementarity in innovation strategy: internal R&D and external knowledge acquisition », *Management Science*, vol. 52, n° 1, pp. 68-82.
- Cincera M. et Fombasso-Toyem G.-E., 2018, « The impact of EUREKA projects on the economic performance of R&D SMEs », *Working Papers*, n° 2018-027, ULB - Université Libre de Bruxelles.
- Cohen W. et Levinthal D.-A., 1989, « Innovation and learning: the two faces of R&D », *The Economic Journal*, vol. 99, n° 397, pp. 569-596.
- Cohen W.-M. et Levinthal D.-A., 1990, « Absorptive capacity: A new perspective on learning an innovation », *Administrative Science Quarterly*, n° 35, pp. 128-152.
- Cowan R. et Jonard N., 2007, « Structural holes, innovation and the distribution of ideas », *Journal of Economic Interaction and Coordination*, n° 2, pp. 93-110.
- Dekker R. et Kleinknecht A., 2008, « The EU framework programs: Are they worth doing? », *MPRA Paper*, n° 8503.
- Fritsch M., Titze M. et Piontek M., 2020, « Identifying cooperation for innovation. A comparison of data sources », *Industry and Innovation*, vol. 27, n° 6, pp. 630-659.
- Foray D., et Lissoni F., 2010, « University research and public-private interaction », In *Handbook of the Economics of Innovation*, vol. 1, chapitre 6.
- Freeman C., 1991, « Networks of Innovators: a synthesis of research issues », *Research Policy*, pp. 499-514.
- García-Vega M. et Huergo E., 2019, « The role of international and domestic R&D outsourcing for firm innovation », *Journal of Economic Behavior & Organization*, Elsevier, vol. 157 (C), pp. 775-792.
- Grimpe C. et Kaiser U., 2010, « Balancing internal and external knowledge acquisition: the gains and pains from R&D outsourcing », *Journal of Management Studies*, vol. 47, n° 8, pp. 1483-1509.
- Guillouzouic A. et Malgouyres C., 2020, Évaluation des effets du dispositif Cifre sur les entreprises et les doctorants participants, Rapport IPP n° 27.
- Gulati R., 1995, « Social structure and alliance formation patterns: A longitudinal analysis », *Administrative Science Quarterly*, vol. 40, n° 4, pp. 619-652.
- Hagedoorn J. et Kranenburg H., 2003, « Growth patterns in R&D partnerships: An exploratory statistical study », *International Journal of Industrial Organization*, n° 21, pp. 517-531.
- Hall B. H., Link A. N. et Scott J. T., 2003, « Universities as Research Partners », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n° 2, pp. 485-491.
- Hoekman J., Frenken K. et Tijssen R., 2010, « Research collaboration at a distance: Changing spatial patterns of scientific collaboration within Europe », *Research Policy*, n° 39, pp. 662-673.

- Katz J. et Martin B., 1997, « What is research collaboration? », *Research policy*, n° 26, pp. 1-18.
- Krugman P., 1991, « Increasing returns and economic geography », *Journal of Political Economy*, n° 99, pp. 483-499.
- Lai E., Riezman R. et Wang P., 2009, « Outsourcing of innovation », *Economic Theory*, vol. 38, n° 3, pp. 485-515.
- Malecki E., 2010, « Global Knowledge and Creativity: New Challenges for Firms and Regions », *Regional Studies*, vol. 44, n° 8, pp. 1033-1052.
- Marin P. et Siotis G., 2008, « Public policies towards research joint venture: Institutional design and participants' characteristics », *Research Policy*, vol. 37, n° 6-7, pp. 1057-1065.
- Milgrom P. et Roberts J., 1992, *Economics, Organization and Management*, Englewood Cliffs, N. J., Prentice-Hall, chapitre 6.
- Narula R. et Martinez-Noya A., 2015, « International R&D alliances by firms: Origins and development », In: Archibugi D., Filippetti A. (Eds.), *The Handbook of Global Science, Technology, and Innovation*, Wiley-Blackwell.
- Nooteboom B., 1999, « Innovation and inter-firm linkages: New implications for policy », *Research Policy*, vol. 28, n° 8, pp. 793-805.
- Nooteboom B., 2002, *Trust. Number 2262 in Books*, Edward Elgar Publishing.
- Podolny J., 2001, « Networks as the pipes and prisms of the market », *American Journal of Sociology*, n° 107, pp. 33-60.
- Ponds R., Van Oort F. et Frenken K., 2007, « The geographical and institutional proximity of scientific collaboration networks », *Papers in Regional Science*, vol. 86, n° 3, pp. 423-443.
- Powell W. W., 1996, « Interorganizational collaboration and the locus of innovation: Networks of learning in biotechnology », *Administrative Science Quarterly*, vol. 41, n° 1.
- Rigby D. et Zook C., 2002, « Open-Market Innovation », *Harvard Business Review*, octobre, pp. 80-89.
- Rosenberg N., 1990, « Why do firms do basic research (with their own money)? », *Research Policy*, n° 19, pp. 165-174.
- Salies E., 2017, « Impact du Crédit d'impôt recherche: une revue bibliographique des études sur données françaises », *Revue de l'OFCE*, n° 154.
- Storper M. et Venables A., 2004, « Buzz: Face-to-face contact and the urban economy », *Journal of Economic Geography*, n° 4, pp. 351-370.
- Technopolis, 2020, *Rapport final - Évaluation des Instituts de recherche technologique (IRT) et des Instituts pour la transition énergétique (ITE). Rapport du plan d'évaluation du régime cadre 40391 d'aides d'État à la RDI.*
- Zander U. et Kogut B., 1995, « Knowledge and the speed of the transfer and imitation of organizational capabilities: an empirical test », *Organization Science*, vol. 6, n° 1, pp. 76-92.
- Weigelt C., 2013, « Leveraging supplier capabilities: The role of locus of capability deployment », *Strategic Management Journal*, vol. 34, n° 1, pp. 1-21.

# AIDES À LA R&D

## PRATIQUES INTERNATIONALES ET REVUE DE LA LITTÉRATURE SUR LEURS EFFETS<sup>1</sup>

**Simon Bunel**

*Banque de France et PSE*

**Michaël Sicsic**

*Insee et Université Paris II-CRED (TEPP)*

---

Dans cet article, nous dressons un panorama mondial des aides à la R&D et synthétisons les évaluations récentes de l'effet des aides à la R&D. Nous montrons que les aides sont multiples et hétérogènes selon les pays, mais qu'une tendance récente est l'augmentation du poids relatif des incitations fiscales par rapport aux aides directes en Europe. Une revue internationale de littérature sur l'évaluation économétrique des aides publiques à la R&D montre que si la grande majorité des études conclue que les aides à la R&D stimulent l'investissement en R&D, l'ampleur de cet effet diverge. Le large éventail d'estimations reflète aussi bien des différences méthodologiques que des différences entre types d'aides à la R&D étudiés, leur design, leur pays d'application, la taille ou l'âge des entreprises. Cependant, la corrélation macroéconomique est imparfaite entre part des aides publiques à la R&D et poids de la R&D dans le PIB, certains pays comme la France se distinguant nettement avec un fort soutien public mais un sous-investissement en R&D privée. Cela traduit le fait que la R&D et l'innovation ne sont pas seulement liées aux aides publiques mais à de nombreux autres facteurs. Certaines préconisations sur le design des aides sont apportées en conclusion.

*Mots clés* : Recherche et développement (R&D) ; Aides publiques à la R&D ; évaluation de politique publique ; innovation.

---

---

1. Les auteurs remercient un rapporteur anonyme ainsi que Evens Saliès et Vincent Touzé pour leurs commentaires sur des versions antérieures de l'article.

## 1. Introduction

Si la part des dépenses intérieures en R&D des entreprises (DIRDE) dans le PIB a globalement progressé au sein des pays développés au cours des vingt dernières années, passant de 1,4 % en 2005 à 1,7 % en 2017 pour les pays de l'OCDE, de grandes disparités subsistent entre pays. En effet, cette part n'est que de 1,4 % en France, inférieure à celle de l'Allemagne (2,1 %), des États-Unis (2,1 %), du Japon (2,5 %) par exemple. Or il a été établi, tant théoriquement (Aghion et Howitt, 1998) qu'empiriquement (Griffith *et al.*, 2003 et 2004), qu'en stimulant l'innovation et le progrès technique, la R&D est une source importante de croissance économique à long terme. Le soutien public aux entreprises pour leurs dépenses en R&D se justifie théoriquement par le fait que les dépenses privées de R&D ont tendance à être inférieures à celles qu'elles devraient être à l'optimum social. Ce sous-investissement est la conséquence directe de l'existence d'externalités liées au savoir au cours du processus de R&D, empêchant les entreprises effectuant la R&D de s'en approprier exclusivement les bénéfices. Dans l'ensemble, cela incite donc les entreprises à imiter partiellement leurs concurrents plutôt que d'investir elles-mêmes en R&D<sup>2</sup>. Le sous-investissement en R&D serait accentué par les coûts fixes associés aux projets de R&D, l'incertitude sur les gains liés au processus de R&D et le risque de rationnement de crédit<sup>3</sup>.

Des dispositifs d'aides à la R&D ont donc été mis en place dans chaque pays pour pallier ce sous-investissement. Si les aides publiques à la R&D sont nombreuses, on en distingue habituellement deux grands types : les aides directes et les incitations fiscales à la R&D. D'un côté, les aides directes couvrent les subventions, prêts et participations de l'État. Elles permettent un ciblage de projets d'investissement spécifiques et participent plutôt d'une vision stratégique, verticale de la politique d'innovation. Bpifrance est l'un des acteurs majeurs de ces aides directes en France. De l'autre côté, on trouve les incitations fiscales à la R&D qui constituent des aides indirectes à l'innovation. Elles reposent sur des critères objectifs d'éligibilité et participent d'une vision davantage horizontale du processus d'innovation, dans lequel l'État ne choisit pas les projets qu'il subventionne mais uniquement la nature des

---

2. Voir par exemple Arrow (1962) pour les arguments théoriques et Bloom *et al.* (2013) pour des évidences empiriques, les derniers montrant que le rendement social de la R&D est au moins le double du rendement privé de la R&D.

3. Du fait de l'asymétrie d'information entre prêteurs et emprunteurs (Hall, 2002).

dépenses ou des revenus de R&D éligibles. En France, les incitations fiscales à la R&D basées sur les dépenses regroupent le Crédit d'impôt recherche (CIR) qui représente près de 6 milliards d'euros de crédit d'impôt en 2017 et le dispositif Jeune entreprise innovante (JEI) qui représente 169 millions d'euros d'exonérations sociales et fiscales et cible les PME de moins de 8 ans qui consacrent au moins 15 % de leur chiffre d'affaires à la R&D. En ce qui concerne les incitations fiscales à la R&D basées sur les recettes, le régime de *patent box*, qui offre aux entreprises des taux d'imposition inférieurs sur les revenus tirés de la propriété intellectuelle, représentait 663 millions d'euros de dépenses fiscales en 2017<sup>4</sup>.

Comment la France se positionne-t-elle par rapport aux autres pays en termes d'aides à la R&D ? Quelles sont les évolutions des différents types d'aides à la R&D dans le temps au niveau international ? Ces aides publiques sont-elles efficaces pour stimuler la R&D ? Quelles sont les bonnes pratiques pour la mise en place de soutiens publics à la R&D ?

Pour répondre à ces questions, nous dressons dans cet article un panorama mondial des aides à la R&D et synthétisons les travaux récents sur les aides à la R&D. Dans un premier temps, nous menons une comparaison internationale des types de soutien public à la R&D depuis le début des années 2000. Nous montrons que les aides sont multiples et hétérogènes entre pays, mais que leur tendance récente est une forte augmentation du poids relatif des incitations fiscales par rapport aux aides directes. Cependant, la relation macroéconomique est imparfaite entre taux moyen des aides publiques à la R&D et poids de la R&D dans le PIB, notamment en France comme nous le soulignons au début de l'introduction. Dans un second temps, nous faisons une revue de littérature portant sur l'évaluation économétrique des aides publiques à la R&D, et en particulier leurs effets sur les dépenses de R&D. Si la grande majorité des études conclut que les aides à la R&D stimulent l'investissement en R&D, l'ampleur de cet effet ne fait pas consensus. Le large éventail de résultats reflète à la fois des différences de méthodologie et des différences de nature des aides à la R&D étudiées — leur design, leur pays, leur ciblage. Nous nous focalisons enfin sur une revue des effets des aides à la R&D hors CIR en France<sup>5</sup>.

4. Notons que les frais de maintenance et de défense des brevets sont éligibles au titre du CIR. Ils représentent 3,1 % des dépenses éligibles en 2017 (MESRI, 2019), soit environ 199 millions d'euros de créance.

5. Nous renvoyons le lecteur à l'article de Salies (2017) pour les évaluations concernant le CIR.

Nous concluons l'article en synthétisant les préconisations sur la conception des aides publiques et mettant en exergue les autres facteurs que les incitations fiscales pouvant influencer sur l'investissement en R&D et l'innovation, et ainsi expliquer la position de la France.

## 2. Les aides à la R&D à l'international : tendances depuis le début des années 2000

Depuis le début des années 2000, on observe une montée en puissance du soutien public à la R&D dans la majorité des pays développés (graphique 1). En effet, sur la période 2000-2017, à l'exception notable de l'Allemagne, on note une croissance nette des aides publiques aux dépenses de R&D des entreprises : elles sont multipliées par 1,6 aux États-Unis, par 3,1 au Japon, par 3,7 en France et par 5,7 au Royaume-Uni. Ces tendances globales à la hausse ne sont toutefois pas linéaires, on note plutôt des sauts importants et non simultanés entre pays, contemporains de réformes des dispositifs de soutien à la R&D : c'est le cas en 2008 en France avec la réforme du Crédit impôt recherche (CIR), ou au Royaume-Uni en 2013 avec la création du *Research and Development Expenditure Credit* (RDEC). Les montants en jeu sont importants puisque, dans le cas de la France, les aides publiques à la R&D atteignent 9,1 milliards d'euros en 2017, soit 0,40 % du PIB. Elles représentent 6,1 milliards de livres au Royaume-Uni, soit 0,30 % du PIB. Aux États-Unis, elles s'élèvent à 39 milliards de dollars, soit 0,21 % du PIB. Finalement, le poids des aides publiques à la R&D en Europe a tant progressé que leur part dans le PIB a dépassé le niveau américain, ce qui n'était pas le cas en 2000. Comment comprendre cette tendance dans la majorité des pays européens ? Quelles sont les évolutions des dispositifs publics qui sous-tendent ces évolutions ?

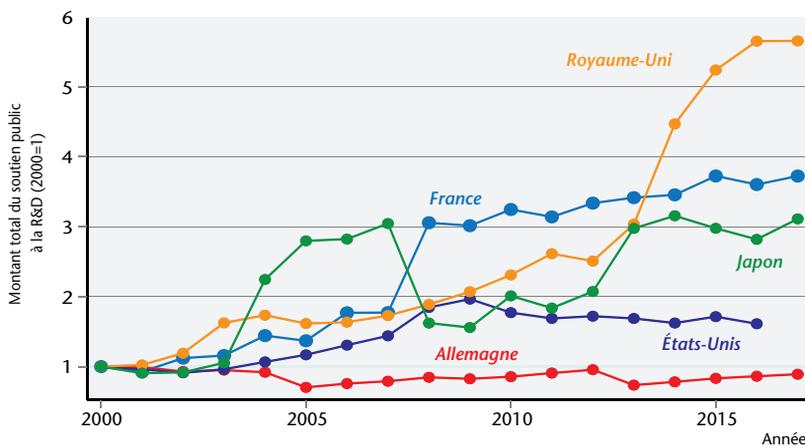
Dans le cas de la France, le poids relatif des aides directes et des incitations fiscales s'est inversé depuis le début des années 2000 : si les incitations fiscales représentaient 22 % du soutien public total à la R&D et l'innovation en 2000, leur part atteignait 71 % en 2017<sup>6</sup>. Cela illustre le passage d'une approche majoritairement verticale du processus de R&D, dans laquelle l'État choisit les projets ou les acteurs qu'il va subventionner en priorité — on peut par exemple penser au plan Calcul<sup>7</sup> — à une approche majoritairement horizontale, dans

---

6. Notons que la définition d'incitation fiscale utilisée ici est celle de l'OCDE, et n'inclut donc pas le régime de *patent box*.

7. Le plan Calcul était un plan gouvernemental lancé dans les années 1960 et ayant pour objectif de développer une industrie informatique nationale en France.

Graphique 1. Évolution du soutien public à la DIRDE dans différents pays



Note : Les données disponibles concernant les dispositifs d'incitation fiscale à la R&D n'incluent que ceux basés sur les dépenses, et excluent donc les régimes de *patent box*.

Source : OCDE.

laquelle les acteurs de la recherche éligibles aux incitations fiscales n'ont pas de projet précis à mener et font usage de cette plus grande liberté pour orienter leurs projets de R&D de façon autonome.

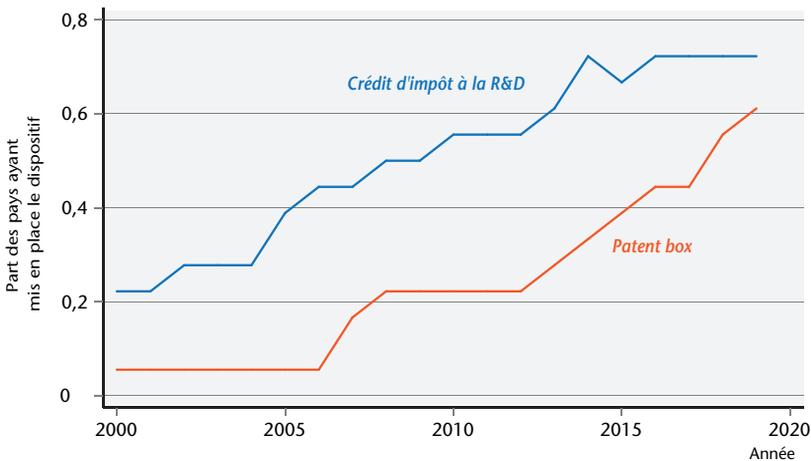
Ce constat de montée de charge des dispositifs d'incitations fiscales à la R&D n'est pas propre à la France. Au contraire, les années 2000 ont été marquées par la mise en place, dans de nombreux pays européens, de nombreux dispositifs de ce type, jusqu'alors inexistants. Le graphique 2 présente l'évolution de l'adoption au sein de 18 pays européens<sup>8</sup> de deux types de dispositifs d'incitation fiscale à la R&D — le crédit d'impôt à la R&D, qui s'appuie sur des dépenses éligibles, et le dispositif de « *patent box* », qui s'appuie sur des revenus éligibles — sur la période 2000-2019. Comme nous l'avons précédemment évoqué, un dispositif de *patent box* — que l'on trouve aussi parfois sous le nom de *intellectual property box* — consiste à offrir aux entreprises des taux d'imposition inférieurs sur les revenus tirés de la propriété intellectuelle — brevets et droits d'auteur sur les logiciels le plus souvent. Selon le type de *patent box* mis en place, ces revenus peuvent couvrir des redevances, des droits de licence, des bénéfices sur la vente de propriété intellectuelle, des ventes de biens et de services incorporant la

8. Le choix de ces pays européens est une conséquence directe de la disponibilité des données de l'OCDE sur la période considérée.

propriété intellectuelle, etc. La France a été un des premiers pays avec l'Irlande à adopter un régime de *patent box* au début des années 1970.

Pour les deux types de dispositifs, on constate une adoption significative au sein des pays considérés depuis le début des années 2000. Pour le crédit d'impôt à la R&D, la part des pays l'adoptant passe de 22 % en 2000, avec seulement quatre pays l'ayant mis en place (Italie, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni) à 72 % en 2019, avec seulement cinq pays ne l'ayant pas fait (Allemagne, Estonie, Finlande, Luxembourg et Suisse)<sup>9</sup>. Dans le cas du dispositif de *patent box*, l'adoption suit une tendance similaire, passant de 6 % de pays l'ayant mis en place à 61 % en 2019. Les incitations fiscales à la R&D se sont donc très nettement installées en Europe depuis deux décennies.

**Graphique 2. Évolution de la part des pays européens ayant mis en place un crédit d'impôt à la R&D ou un dispositif de *patent box***



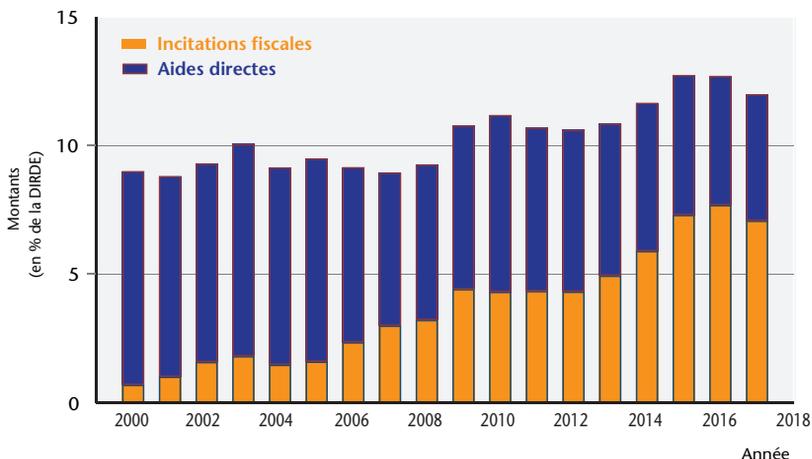
Note : Les pays étudiés sont l'Allemagne, la Belgique, l'Estonie, la Finlande, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, la Norvège, les Pays-Bas, la Pologne, le Portugal, la République Tchèque, le Royaume-Uni, la Slovaquie, la Suède et la Suisse.

Source : OCDE, Gaessler et al. (2019), Tax Foundation.

Au-delà de leur seule adoption dans la plupart des pays européens, notons que, comme dans le cas de France, le poids relatif entre aides directes et incitations fiscales s'est inversé au cours de la période. Alors que les incitations fiscales ne représentaient en moyenne que 8 % du soutien public à la R&D dans les 18 pays considérés en 2000, leur contribution atteignait 59 % en 2017 (graphique 3).

9. Notons que l'Allemagne a mis en place un tel dispositif en 2020.

Graphique 3. Aides directes et incitations fiscales dans 18 pays européens



Note : Les pays étudiés sont l'Allemagne, la Belgique, l'Estonie, la Finlande, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, la Norvège, les Pays-Bas, la Pologne, le Portugal, la République Tchèque, le Royaume-Uni, la Slovaquie, la Suède et la Suisse.

Source : OCDE.

Finalement, partant d'une vision très majoritairement verticale du processus d'innovation au début des années 2000, les pays européens, et plus particulièrement ceux de l'Union européenne<sup>10</sup> ont majoritairement promu une vision horizontale du processus d'innovation, dans lequel les entreprises orientent elles-mêmes leurs choix en matière de R&D en s'appuyant sur les incitations fiscales mises en place. Comme le présente le graphique 3, la hausse globale des dispositifs d'incitations fiscales à la R&D ne s'est substituée que partiellement aux aides directes, puisque le soutien public a globalement augmenté, passant de 9 % de la DIRDE en 2000 à 12 % en 2017.

Enfin, précisons que derrière la dénomination d'incitations fiscales à la R&D, on retrouve une importante diversité de dispositifs. En ce sens, la Commission européenne (2014) en dresse un panorama. Au sein des 33 pays, l'étude recense notamment 6 critères permettant de définir un dispositif d'incitation fiscale à la R&D :

1. *La nature de l'incitation.* Il peut s'agir de crédits d'impôt sur les dépenses de R&D (21 pays), d'abattements fiscaux sur les dépenses de R&D (16 pays), d'amortissement accéléré sur les

10. À l'exception de la Suisse et de la Norvège, les 16 autres pays considérés étaient membres de l'Union européenne sur la période considérée.

- dépenses de R&D (13 pays), ou encore de réductions de taux d'impôt sur les sociétés sur certains revenus de R&D (11 pays) ;
2. *Le type de calcul des dépenses.* L'approche en volume est plus représentée que l'approche incrémentale ;
  3. *La nature des dépenses éligibles.* Il peut s'agir de dépenses d'équipements de R&D, de la masse salariale des employés en R&D, de dépenses liées à la propriété intellectuelle, de redevances liées à la propriété intellectuelle, etc. ;
  4. *L'assiette fiscale à laquelle s'applique l'incitation fiscale.* Si, dans 32 des 33 pays étudiés elle s'applique aux revenus des entreprises, elle peut aussi s'appliquer aux revenus des particuliers (cas des microentreprises en France par exemple) ou aux cotisations sociales patronales (dispositif Jeune Entreprise Innovante en France par exemple) ;
  5. *La destination des dépenses de R&D.* L'éligibilité des dépenses de R&D repose sur le fait que les résultats espérés de celles-ci conduisent à une innovation, une nouveauté pour le marché. Toutefois, quatre types d'exigences de nouveauté sont rencontrés : nouveauté pour le monde, nouveauté pour le pays, nouveauté sur le marché des produits, et, enfin, nouveauté pour l'entreprise. La nouveauté pour l'entreprise est la plus fréquemment rencontrée, dans 13 pays ;
  6. *Le ciblage.* Certains types d'entreprises peuvent être ciblées par des dispositifs ou disposer d'avantages fiscaux plus importants. Cela peut reposer sur un critère de taille (les PME dans le crédit d'impôt du Royaume-Uni), l'âge (le dispositif JEI en France ou le *Start-up Act* en Italie), le statut juridique (entreprises et coopératives, ou indépendants par exemple), la région d'activité (c'est le cas en Grèce ou au Canada) ou enfin le secteur d'activité ou le type de technologie développée (par exemple, la Belgique cible les dépenses sur des technologies vertes).

Les préconisations de la Commission européenne (2014) quant à la mise en place d'un dispositif d'incitation fiscale à la R&D basé sur les dépenses de R&D, la mise en place de dispositifs basés sur les revenus de la R&D, et en particulier le régime de *patent box*, interroge d'un point de vue théorique. Griffith et Miller (2011) soulèvent, dans le cas de l'Europe, le risque d'une concurrence fiscale trop forte entre États (et, *a fortiori*, entre États de l'Union européenne) pour attirer la propriété intellectuelle privée. Elles se demandent notamment si une

coopération entre États pour la mise en place de ce type de régime n'est pas préférable à une concurrence fiscale totale qui conduirait à réduire trop fortement le niveau de l'impôt sur les sociétés. L'action 5 du projet *Base erosion and profit shifting* (BEPS) de l'OCDE définit en ce sens un cadre légal (« approche du lien » ou *nexus approach*) pour encadrer la mise en place de dispositifs de *patent box*, qui impose « un lien proportionnel entre les avantages fiscaux accordés et les activités de recherche et développement sous-jacentes menées par le contribuable » (OCDE, 2017) s'appuyant sur la comparaison entre la part des dépenses de R&D dans les dépenses totales et la part des revenus de la propriété intellectuelle dans les revenus totaux. Cette action a pour objectif de limiter les possibilités d'optimisation fiscale s'appuyant sur les régimes de *patent box* pour les entreprises multinationales. Concrètement, elle a eu pour conséquence de modifier le régime de *patent box* de l'Irlande en 2016 et de la France en 2019, afin qu'ils rentrent en conformité avec le cadre défini par l'OCDE. Il faut aussi noter des volontés d'harmoniser les dispositifs d'aides à la R&D en Europe<sup>11</sup>. Selon Jacquet & Robin (2017), le principal obstacle à cette harmonisation est la grande diversité d'instruments et de conditions d'éligibilité qui prévalent actuellement au sein de l'Union européenne.

Hors de l'Europe, nous avons déjà évoqué que les niveaux de soutien public à la R&D étaient déjà élevés dans les années 2000, avec 0,24 % du PIB aux États-Unis en 2000, 0,22 % du PIB au Canada en 2000, ou bien encore 0,27 % du PIB en Corée du Sud en 2007<sup>12</sup>, soit bien plus que la moyenne des pays de l'OCDE à l'époque, dont les dépenses s'élevaient en moyenne à 0,14 % du PIB, et au-dessus de tous les pays d'Europe, y compris la France. Dans ces trois pays, les niveaux ont été relativement stables sur la période, pour atteindre 0,21 % du PIB aux États-Unis en 2016, 0,19 % du PIB au Canada en 2017, ou bien encore 0,29 % du PIB en Corée du Sud en 2017. Sur toute la période et encore aujourd'hui, les États-Unis ont largement privilégié les aides directes, en s'appuyant notamment sur des agences (Aghion *et al.*, 2020) comme la *Defense Advanced Research Projects Agency* (DARPA), déclinés au secteur de l'énergie (ARPA-E) ou la santé (BARDA). De son côté, le Canada s'appuie avant tout sur les incitations

---

11. Par exemple la proposition d'une « Common Consolidated Corporate Tax Base » de la Commission européenne dès 2016 avec la proposition de mettre en place une déduction qui permettrait aux entreprises basées en Europe de déduire l'ensemble des leurs dépenses de R&D de leurs bases fiscales.

12. Année la plus ancienne disponible.

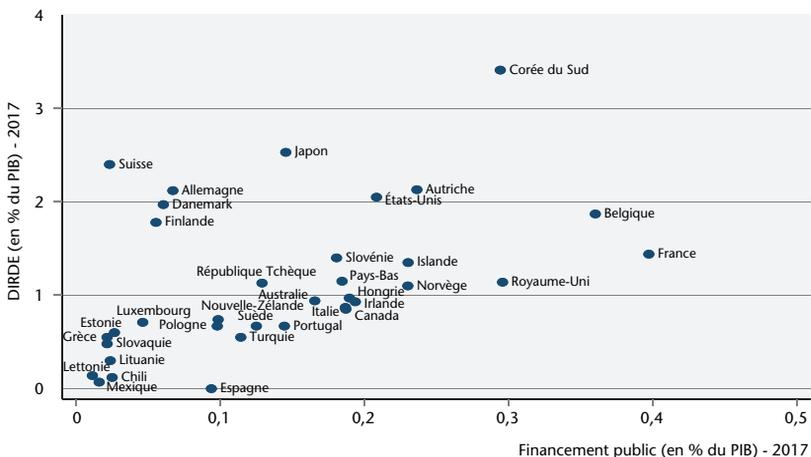
fiscales quand les deux types de soutien public ont des niveaux proches en Corée du Sud. Au Japon, les aides directes restent très faibles sur la période, entre 0,02 et 0,03 % du PIB, quand les incitations fiscales passent de 0,01 % du PIB en 2000 à 0,12 % du PIB en 2017 avec une chute entre 2008 et 2012 (graphique 1). Finalement, le mouvement général de mise en place massive de dispositifs d'incitations fiscales inexistant au début des années 2000 semble propre à l'Europe, cette tendance ne se retrouvant pas aussi clairement en Amérique du Nord, au Japon ou en Corée du Sud.

Concernant les autres pays du monde, l'hétérogénéité est importante. Tous les BRICS (Brésil, Inde, Russie, Chine et Afrique du Sud) disposent de dispositifs d'incitation fiscale à la R&D qui prennent à chaque fois la forme d'abattements fiscaux sur des dépenses de R&D, couplés dans le cas de la Russie à un crédit d'impôt. Les aides directes sont particulièrement présentes en Russie (0,38 % du PIB en 2017), et dans une moindre mesure au Brésil (0,08 % du PIB en 2014) et en Chine (0,06 % du PIB en 2017). Enfin, dans le cas des pays en développement, même si les données sont souvent difficiles à trouver, rares sont les pays ayant mis en place des dispositifs de soutien à la R&D, et, pour ceux l'ayant fait, les montants en jeu rapportés au PIB sont très faibles : 0,03 % au Chili, moins de 0,01 % en Argentine, 0,02 % en Colombie. Enfin, à l'exception de l'Afrique du Sud, aucun pays d'Afrique ne disposait en 2016 de dispositif d'incitation fiscale à la R&D (KPMG, 2016).

Finalement, la part des aides publiques à la R&D au sein de la DIRDE a fortement augmenté au sein des pays développés depuis 2000, principalement portée par la généralisation des dispositifs d'incitations fiscales, passant par exemple de 10,9 % en 2001 à 27,6 % en 2017 pour la France, ce qui constitue l'une des hausses les plus importantes au sein des pays de l'OCDE sur la période. Ce taux est également, en niveau, l'un des plus élevés de l'OCDE. Il est par exemple de 11,8 % aux États-Unis, 8,3 % au Japon ou 3,2 % en Allemagne. Le taux marginal implicite à la R&D illustre notamment dans quelle mesure les incitations fiscales à la R&D pèsent dans ce ratio. L'« indice B » est une mesure du niveau de bénéfice avant impôts qu'une entreprise « représentative » doit générer pour une dépense marginale et unitaire de R&D (Warda, 2001) ; il dépend directement du taux d'imposition sur les sociétés et des taux d'aides à la R&D. Le complémentaire à 1 de cet indice B est un taux marginal de subvention implicite : il est égal à 43 % en 2015 en France, contre 4 % aux États-Unis, 9 % en Italie ou 17 % au Japon par exemple.

Nous terminons ce panorama des aides publiques à la R&D et de leurs évolutions récentes, en les comparant aux dépenses de R&D dans chaque pays. Le graphique 4 illustre la relation au niveau macroéconomique entre montant des aides publiques à la R&D et dépenses de R&D privée (mesurée par la DIRDE), les deux étant rapportés au PIB. Si on constate une relation plutôt positive entre ces deux grandeurs, on note que certains pays se distinguent assez clairement : d'un côté les pays ayant des dépenses de R&D privée particulièrement élevées au regard de leur niveau de soutien public (Allemagne, Suisse, Danemark et Finlande) et, de l'autre, les pays ayant des dépenses de R&D privée particulièrement faibles au regard de leur niveau de soutien public (Belgique, France, Royaume-Uni). Notons par ailleurs que le premier groupe de pays favorise les aides directes quand le second préfère majoritairement les aides indirectes. De plus, la relation positive n'apparaît plus (et la corrélation est même négative) si on restreint l'échantillon à la vingtaine de pays ayant les PIB par habitant les plus élevés. Ainsi, au-delà de la relation macroéconomique, il est crucial d'étudier plus précisément l'effet au niveau microéconomique sur les entreprises concernées par ces aides. Nous allons donc, dans la section suivante, dresser une revue de littérature des évaluations de l'effet de ces dispositifs sur la R&D des entreprises bénéficiaires.

**Graphique 4. Aides à la R&D des entreprises et DIRDE : comparaison internationale en 2017**



Source : OCDE.

### 3. Revue de littérature de l'effet des aides à la R&D

L'évaluation de l'impact des aides à la R&D privée a fait l'objet d'une importante littérature économique, ayant elle-même fait l'objet de plusieurs revues de littérature. David *et al.* (2000) ou Zuñiga-Vicente *et al.* (2014) examinent les travaux traitant de l'efficacité du soutien public à la R&D en général, que ce soutien se matérialise au travers d'aides directes ou indirectes (incitations fiscales). Hall et Van Reenen (2000) et Köhler *et al.* (2012) se concentrent quant à eux plus précisément sur l'effet des incitations fiscales à la R&D. En revanche, toutes ces revues de littérature ont pour point commun de considérer comme unique variable d'intérêt les dépenses de R&D privées des entreprises. Becker (2015) compare les effets du soutien à la R&D privée à d'autres types de politiques publiques, à savoir le financement du système universitaire et le soutien aux projets collaboratifs de R&D. Enfin, si la revue de littérature de la Commission européenne (2014) considère tout particulièrement le cas des incitations fiscales à la R&D, elle prend en compte une large variété de variables d'intérêt : en plus des dépenses de R&D privées, elle s'intéresse également à la productivité, l'innovation ou encore le bien-être<sup>13</sup>. Par ailleurs, le soutien public à la R&D a également fait l'objet de plusieurs méta-analyses (Castellacci et Lie, 2015 ; Ientile et Mairesse, 2009 ; Ladinska *et al.*, 2015).

Dans cette partie, nous nous donnons pour objectif de décrire les deux grands types de méthodes employées pour mener à bien ces évaluations, et de nous concentrer sur l'estimation des effets sur les dépenses de R&D privées. En plus des questions liées aux méthodes d'estimation, nous évoquons également par la suite d'autres raisons pouvant conduire à des estimations différentes. Si la grande majorité des études conclut à une stimulation de l'investissement en R&D des entreprises grâce aux aides publiques à la R&D, l'ampleur de cet effet varie, à la fois en raison de la méthode employée mais aussi selon la nature de l'aide, la taille de l'entreprise, le pays considéré, le secteur d'activité, etc.

Une mesure très fréquemment utilisée pour quantifier cet effet est celle du multiplicateur des aides, ou *Bang for the Buck* (BFTB par la suite), défini comme les dépenses de R&D de l'entreprise qui peuvent être attribuées à l'aide publique, rapportées au montant de l'aide elle-

---

13. À noter que les résultats sur cette variable d'intérêt sont très sensibles aux hypothèses (Mohnen et Lokshin, 2008).

même. Cela mesure l'effet d'un euro d'aides à la R&D supplémentaire sur les dépenses privées en R&D. On parle d'additionnalité des aides lorsque ce multiplicateur est supérieur ou égal à 1, et d'effet d'aubaine lorsqu'il est inférieur à 1. La revue de littérature de Hall et Van Reenen (2000) conclut qu'un euro de crédit d'impôt pour la R&D augmente les dépenses privées de R&D d'environ 1 euro (BFTB = 1). D'autres revues de littérature mettent en avant une grande hétérogénéité dans les BFTB obtenus dans différents pays (Ientile et Mairesse, 2009), avec notamment certains BFTB plus petits que 1 (Lokshin et Mohnen, 2012 ; Mulkay et Mairesse, 2013). De son côté, l'OCDE (2020) conclut à un BFTB moyen de 1,4 dans le cas des incitations fiscales à la R&D. Mais, de nouveau, ce chiffre cache de grandes disparités, notamment selon la taille des entreprises, avec un BFTB de 1,4 pour les PME contre un BFTB de 0,4 pour les grandes entreprises.

### 3.1. Méthode d'évaluation de l'effet des aides à la R&D

Deux principales méthodes permettent d'évaluer l'effet des aides à la R&D<sup>14</sup> : l'approche dite *structurelle* et celle dite *en forme réduite*<sup>15</sup>.

*Approche structurelle.* La méthode structurelle consiste à procéder en deux temps. Dans un premier temps, évaluer la réaction des dépenses de R&D d'une entreprise par rapport à l'évolution du coût d'usage du capital de R&D. Le signe attendu de l'élasticité des dépenses de R&D par rapport au coût d'usage du capital de R&D est négatif, puisque l'on s'attend à ce qu'une augmentation du coût d'usage du capital de R&D conduise à une baisse des dépenses de R&D. Dans un second temps, l'impact de l'incitation fiscale à la R&D sur les dépenses de R&D peut être déduit des résultats de l'estimation et des variations calculées du coût d'utilisation du capital de R&D. Ces variations dépendent des incitations fiscales bien sûr, mais aussi de la dépréciation du capital ou de l'inflation par exemple. Ainsi, l'approche structurelle a pour avantage de permettre une compréhension plus globale des canaux par lesquels les incitations fiscales affectent les dépenses de R&D des entreprises. Toutefois, une difficulté majeure de l'approche structurelle réside dans le fait que le coût d'usage du capital est déterminé simultanément au niveau des dépenses de R&D. Et, le niveau de coût d'usage du capital de R&D peut lui aussi être affecté par

---

14. Nous nous concentrons ici sur les études au niveau microéconomique. Des études évaluent aussi l'effet au niveau macroéconomique (cf. Cahu *et al.* (2010) pour une étude sur la France).

15. Voir Cerulli (2010) pour une revue de littérature critique de ces méthodes.

les dépenses de R&D, typiquement dans le cas de crédits d'impôt à la R&D qui sont fonction du montant des dépenses de R&D. On peut par exemple penser au cas du CIR en France, pour lequel les dépenses de R&D supérieures à 100 millions d'euros sont subventionnées à un taux plus faible (5 %) que les dépenses inférieures à 100 millions d'euros (30 %). Dans ce cas, le coût d'usage du capital de R&D augmente avec les dépenses de R&D, ce qui conduit à une sous-estimation potentielle de l'efficacité de la taxe crédit. Dans ce cas, la causalité inverse pose un problème important dans l'estimation. Pour pallier ce problème, les études instrumentent en général le coût d'usage du capital R&D, mais il est nécessaire pour cela de trouver un bon instrument : en général, les variations de taux ou de plafond suite à des réformes sont utilisées. L'élasticité du coût du capital R&D est estimée entre - 0,1 et - 1,2 à court terme, et entre - 0,1 et - 2,1 à long terme<sup>16</sup>. Pour l'estimation, différentes techniques sont généralement utilisées (effets fixes, premières différences et GMM notamment). Il faut noter que les études utilisant les GMM semblent estimer des effets plus importants que les estimations par effets fixes (Commission européenne, 2014).

Nous donnons ici deux exemples d'études utilisant la méthode structurelle. Bloom *et al.* (2002) utilisent cette méthode pour analyser l'impact des modifications de crédit d'impôt à la R&D sur les dépenses de R&D dans l'industrie manufacturière pour un panel de neuf pays de l'OCDE sur la période 1979-1997, en exploitant des variations dans les dispositifs dans le temps et entre pays comme source d'identification. Ils constatent qu'en moyenne, une diminution de 10 % du coût d'usage du capital de R&D augmente le stock de capital de R&D d'environ 1 % à court terme et 10 % à moyen terme. Lokshin et Mohnen (2012) estiment l'effet d'un dispositif d'allégement de cotisation dépendant du montant de R&D aux Pays-Bas à partir d'un modèle à correction d'erreur et en instrumentant le coût du capital à partir de paramètres — exogènes — d'évolution de la législation. Les auteurs obtiennent qu'une diminution de 10 % du coût d'utilisation du capital de R&D induit par le crédit d'impôt entraîne une augmentation de 4 % du capital de R&D après un an, et de 6 % à long terme (après quinze ans), conduisant à un rendement de 0,5. Mulkay et Mairesse (2013) utilisent également cette méthode, obtenant un BFTB de 0,7 à long terme.

---

16. Le tableau 2.1 de Commission européenne (2014) synthétise les études utilisant cette méthode.

*Approche en « forme réduite » ou « quasi-expérimentale ».* Contrairement à l'approche structurelle, dans l'approche en forme réduite, les dépenses de R&D ne sont pas estimées à partir d'un modèle théorique mais sont régressées directement sur une variable de traitement permettant de distinguer les entreprises bénéficiaires des entreprises non bénéficiaires à la suite de la création ou la réforme d'un dispositif d'aide. S'appuyant sur le modèle causal de Rubin, ces régressions ont la plupart du temps pour objectif d'estimer l'effet moyen du traitement sur les traités (*Average Treatment Effect* ou ATT), c'est-à-dire la différence entre les dépenses de R&D (ou d'une autre variable d'intérêt) effectives au sein des entreprises bénéficiaires de l'aide et ce qu'auraient été ces dépenses de R&D dans la situation hypothétique où elles n'auraient pas reçu ces aides, ou les auraient reçues dans une moindre ampleur (Givord, 2010). La difficulté n'est donc pas de mesurer le premier terme, mais de réussir à reconstruire le second, qui, par définition, est estimé, puisqu'une entreprise ne peut pas être à la fois bénéficiaire et non bénéficiaire d'une aide. Une première façon « naïve » de procéder est d'utiliser les dépenses de R&D des entreprises non bénéficiaires pour estimer ce terme. Toutefois, cette approche souffre très probablement du fait que les entreprises bénéficiaires ne le sont pas par hasard : dans le cas d'aides directes à la R&D, l'État ne sélectionne en général pas aléatoirement les entreprises bénéficiaires ; dans le cas d'incitations fiscales, les entreprises faisant la démarche de demander l'aide le font probablement en tenant compte de leur situation et des revenus qu'elles espèrent tirer de cette aide. Si l'on a de bonnes raisons de penser que les entreprises non bénéficiaires ressemblent suffisamment aux bénéficiaires pour que leur évolution après la mise en place de l'aide simule le comportement qu'auraient eu les bénéficiaires, alors on peut estimer l'ATT dans un cadre quasi-expérimental à l'aide d'une méthode de différences de différences (DiD) ou/et d'une méthode de régression sur discontinuité (*Regression Discontinuity Design* ou RDD), selon le type de dispositif étudié. Hægeland et Møen (2007) utilisent par exemple une discontinuité liée à un plafond d'aide en Norvège pour définir les deux groupes autour de la discontinuité. En comparant ces deux groupes avant et après la réforme implémentant le plafond d'aide, ils obtiennent un effet positif de la réforme sur la R&D. Dechezlepretre *et al.* (2016) utilisent une modification de la définition des PME au Royaume-Uni (hausse du plafond d'actifs détenus) dont l'éligibilité aux crédits d'impôt à la R&D dépend. Ce changement réduit le coût de la R&D d'environ 30 % et ils obtiennent un effet d'une magnitude très importante avec une élasticité de 2,6.

En revanche, si les considérations de sélection et d'auto-sélection mentionnées plus haut semblent trop importantes, il est alors utile de coupler ces approches avec une méthode d'appariement sur observables, permettant de sélectionner, parmi l'ensemble des entreprises bénéficiaires, des entreprises ressemblant suffisamment aux entreprises bénéficiaires avant la mise en place du dispositif, afin de considérer que leur évolution *ex post* mime parfaitement l'évolution qu'auraient eu les entreprises bénéficiaires si elles n'avaient pas reçu l'aide (Bellégo et Dortet-Bernadet, 2014 ; Bozio *et al.*, 2019 ; Bunel et Hadjibeyli, 2019 ; Corchuelo et Martínez-Ros, 2009 ; Duguet, 2012 ; Lhuillery *et al.* ; 2013<sup>17</sup>). Par ailleurs, les techniques d'appariement peuvent aussi être associées aux approches structurelles (Caiumi, 2011). Notons enfin que l'utilisation du cadre de Rubin repose sur l'hypothèse d'absence d'externalités liées au traitement, c'est-à-dire que le fait pour une entreprise de bénéficier d'une aide publique n'a d'effet que pour elle, mais pas pour les autres entreprises. Il est important de garder cette hypothèse en tête, surtout lorsque l'on sait que les dispositifs de soutien à la R&D sont justifiés théoriquement par les externalités positives générées par les entreprises lorsqu'elles effectuent des dépenses de R&D.

### 3.2. Hétérogénéité des effets des aides à la R&D dans les études internationales

Comme nous l'avons déjà mentionné, les études de l'effet des aides à la R&D sur les dépenses de R&D des entreprises conduisent à des estimations relativement hétérogènes avec des BFTB pouvant varier de 0,15 à 3,5 (Commission européenne, 2014), même s'ils sont la plupart du temps situés autour de 1.

*Selon la nature et le design des aides.* L'effet des aides à la R&D peut être sensible à leur *design* et leur mise en œuvre. Une première hétérogénéité potentielle provient de la différence d'effets entre aides directes et indirectes (incitations fiscales). Il ne semble pas exister de consensus clair sur la question puisque, d'un côté, Hægeland et Møen (2007), dans le cas de la Norvège, mettent en avant le fait que les incitations fiscales à la R&D auraient un effet légèrement plus important que les aides directes, tandis que, d'un autre côté, Westmore (2013) obtient un effet plus grand des aides directes que des crédits d'impôt, à partir d'une analyse portant sur 19 pays de l'OCDE. Ces différences peuvent

---

17. Czarnitzki et Hussinger (2004), Czarnitzki *et al.* (2011) utilisent aussi une méthode d'appariement mais pour obtenir des effets sur l'innovation plutôt que sur les dépenses en R&D.

provenir d'une temporalité différente : selon David *et al.* (2000) ou Guellec et Van Pottelsberghe (2003), les effets des crédits d'impôt seraient plus rapides à se manifester que les effets des aides directes, qui se matérialiseraient surtout à long terme. Cela rejoint partiellement les conclusions de l'étude de l'OCDE (2020), qui semble apporter une piste pour réconcilier ces avis *a priori* antagonistes, en mettant en avant le fait que les incitations fiscales à la R&D semblent plus adaptées pour encourager des projets de R&D proches de la mise sur le marché (le D de R&D) tandis que les aides directes semblent plus pertinentes pour encourager des projets de R&D plus éloignés du marché (le R de R&D). Suivant une réflexion proche, Busom *et al.* (2014) montrent que ce ne sont pas les mêmes types d'entreprises qui utilisent les deux types d'aides, qui apparaissent dès lors plus complémentaires que substituables : les entreprises sans expérience de R&D auraient surtout recours aux aides directes car les dispositifs d'incitation fiscale seraient moins efficaces pour elles, tandis que les entreprises ayant déjà investi en R&D utiliseraient davantage les crédits d'impôt. Par ailleurs, selon ces auteurs, les aides directes seraient en moyenne plus adéquates pour les petites, et moyennes entreprises que les crédits d'impôt. Enfin, Mohnen (2017) met en avant le fait que les aides directes à la R&D sont plus diversifiées et peuvent être orientées vers des projets aux retombées sociétales plus larges.

Dans le cas des incitations fiscales, nous avons déjà évoqué le fait que le calcul des dépenses éligibles peut suivre une approche en volume sur la quantité totale de R&D pour une période donnée, ou incrémentale sur les dépenses de R&D supplémentaires au cours du temps. Certaines études mettent en avant une plus grande efficacité de l'approche incrémentale (Lokshin et Mohnen, 2012), du fait de l'incitation à l'augmentation des dépenses de R&D, qui conduirait les entreprises à poursuivre leurs dépenses de R&D même sans aides publiques (Arqué-Castells et Mohnen, 2015). L'OCDE (2011) a même mis en avant le fait que les approches incrémentales auraient un multiplicateur supérieur à 1, quand il serait inférieur à 1 pour les approches en volume, ce qui est confirmé par Mohnen (2017). À l'inverse, Köhler *et al.* (2012) concluent que les dispositifs en volume sont plus efficaces, tandis que Lester et Warda (2014) obtiennent des rentabilités similaires pour les deux types de dispositifs. Toutefois, la Commission européenne (2014) préconise l'utilisation de dispositifs en volume car les dispositifs incrémentaux iraient à l'encontre de la planification optimale des investissements en R&D des entreprises et augmenteraient les

coûts administratifs. En ce sens, notons que le maintien d'une augmentation des dépenses de R&D demande une bonne organisation comptable des entreprises, ce qui semble plus profitable aux grandes entreprises qu'aux PME. Le rapport coût/bénéfice entre efficacité des aides et coût administratif n'est cependant pas chiffré, ce qui laisse cette question ouverte pour de futures recherches.

Au-delà de la nature directe ou indirecte de l'aide, la Commission européenne (2014) insiste sur la conception et la mise en œuvre concrète du dispositif. En plus de préconiser une approche en volume, elle suggère de calculer le montant des aides sur les *inputs* (dépenses de R&D par exemple) plutôt que les *outputs* de la R&D (brevets par exemple), afin de préserver les externalités positives générées par le processus de R&D et de ne pas désavantager des secteurs où les *outputs* de la R&D seraient moins nombreux ou moins souvent brevetés par exemple. Cela rejoint donc les réserves émises précédemment concernant les dispositifs de *patent box*. Enfin, concernant le cadre général, elle préconise que les dépenses concernent des projets de R&D conduisant à une nouveauté pour le monde, ou au moins pour le pays, afin de ne surtout pas inciter à l'imitation entre entreprises.

*Selon le ciblage, et en particulier la taille des entreprises.* Selon Lokshin et Mohnen (2012), qui travaillent sur un mécanisme de crédit d'impôt proportionnel aux volumes des dépenses aux Pays-Bas, les incitations fiscales sont surtout efficaces pour les petites entreprises, seule catégorie d'entreprise pour laquelle les effets d'aubaine peuvent être rejetés (le BFTB est supérieur à 1 tandis qu'il est inférieur à 1 pour les grandes entreprises). Hægeland et Møen (2007) parviennent à une conclusion similaire pour un crédit d'impôt en Norvège. Cependant, comme Lokshin et Mohnen (2012), ils montrent aussi que les aides ont un effet significatif sur l'augmentation des salaires versés aux chercheurs : si les aides à la R&D permettent d'augmenter les dépenses de R&D, cette augmentation ne correspondrait que partiellement à de nouvelles activités. En Italie, Bronzini et Iachini (2014) mettent en évidence, par une méthode de régression par discontinuité, un effet additif d'un programme de subvention à la R&D pour les petites entreprises, mais pas pour les grandes. À partir d'un dispositif existant au Québec, Baghana et Mohnen (2009) montrent qu'un crédit d'impôt proportionnel aux volumes des dépenses de R&D ne serait pas efficace pour les

grandes entreprises<sup>18</sup> mais le serait pour les petites : pour ces dernières, l'augmentation des dépenses de R&D serait supérieure au niveau de l'aide. À partir d'un panel d'entreprises espagnol, Labeaga, Martinez-Ros et Mohnen (2014) montrent que les grandes entreprises utilisent davantage les incitations fiscales à la R&D mais que leur impact est plus élevé pour les petites entreprises. Lach (2002) trouve qu'une subvention en Israël est plus efficace pour les petites entreprises que pour les grandes. Ali-Yrkkö (2005) obtient un effet positif des aides à la R&D pour les petites entreprises, qu'il lie au fait qu'elles sont davantage contraintes financièrement. Il trouve en effet que les entreprises contraintes financièrement sont plus susceptibles d'utiliser des aides à la R&D pour financer des projets plus risqués mais aussi plus prometteurs. Caiumi (2011) a aussi montré que l'effet des aides à la R&D était plus élevé pour les jeunes entreprises ou celles contraintes financièrement en Italie. Au Japon, Kasahara *et al.* (2013) et Kobayashi (2014) obtiennent aussi une réponse plus forte des petites entreprises contraintes financièrement. En effet, une large littérature montre que les contraintes financières peuvent avoir un effet dissuasif sur l'investissement en R&D (Czarnitzki *et al.*, 2011) et que les aides publiques à la R&D peuvent compenser cet effet (Blanes et Busom, 2004 ; Hyytinen et Toivanen, 2005). Enfin, à partir d'une méta-régression utilisant un grand nombre d'études sur le sujet, Castellacci et Lie (2015) mettent en avant le fait que les aides sont plus efficaces pour les petites entreprises.

À l'inverse, Corchuelo et Martinez-Ros (2009) montrent que les incitations fiscales à la R&D sont plus efficaces pour les grandes entreprises espagnoles que pour les PME. De même, Cerulli et Poti (2012) évaluent un dispositif d'aides à la R&D en Italie, et concluent à un effet d'aubaine pour les petites entreprises, et une efficacité plus élevée dans les grandes entreprises. Cet effet moindre pour les petites entreprises peut être lié aux plus faibles montants d'aides reçus. Ainsi, Aschhoff (2009) démontre qu'un montant minimum de subvention est nécessaire pour accroître les activités de R&D financées par l'entreprise. Guellec et Van Pottelsberghe (2000) trouvent une relation non linéaire en forme de U inversé entre les montants des aides et la R&D financée par le secteur privé. Ainsi, l'effet de l'aide augmente avec le montant d'aide jusqu'à

---

18. Son coût serait supérieur à l'augmentation des dépenses de R&D. En effet, l'introduction d'un crédit d'impôt en niveau finance de la même façon les nouvelles activités de R&D et celles qui auraient été réalisées en l'absence d'aide (cette seconde catégorie semble majoritaire pour les plus grandes entreprises).

un certain point, puis diminue marginalement jusqu'à un certain seuil, au-delà duquel l'effet de l'aide deviendrait même négatif. Zhu *et al.* (2006) et Gorg et Strobl (2007) ont obtenu des résultats similaires. Notons aussi que Lokshin et Mohnen (2012) obtiennent un effet plus élevé pour les entreprises de taille intermédiaire.

Finalement, même si la littérature n'aboutit pas à un consensus, l'effet plus fort sur les petites et moyennes entreprises semble toutefois assez largement dominer. En ce sens, l'OCDE (2020) met en évidence un BFTB de 1,4 pour les entreprises ayant entre 10 et 49 employés, de 1 pour celles ayant entre 50 et 249 employés, et de 0,4 pour celles ayant plus de 250 employés. Ce constat est similaire si, plutôt que considérer l'emploi, on considère le montant initial de R&D dépensé. Les entreprises faisant initialement moins de R&D sont plus à même de profiter de l'incitation fiscale. Ce constat incite plusieurs pays de l'OCDE à aider davantage les PME que les grandes entreprises dans les dispositifs d'incitation fiscale : l'Australie, le Canada, le Japon, la Corée du Sud, la Norvège ou le Royaume-Uni notamment. Toutefois, la Commission européenne (2014) conserve une position neutre vis-à-vis du ciblage envers les PME. Concernant les autres types de ciblage, elle recommande de ne pas cibler les incitations fiscales selon des critères géographiques, de statut juridique ni de secteur d'activité. En revanche, elle met en avant le fait de cibler les jeunes entreprises, ventant notamment les mérites du dispositif Jeune Entreprise Innovante français.

*Différences entre pays.* Au-delà de la taille des entreprises sur l'effet des aides à la R&D, des hétérogénéités des effets observés entre pays pourraient exister. Sterlacchini et Venturini (2019) montrent que le BFTB serait de 1,5 pour l'Italie et le Royaume-Uni mais seulement de 0,7 pour la France pour l'ensemble des entreprises, mais qu'il serait plus faible pour les petites entreprises en France et au Royaume-Uni, mais similaire en Italie. L'OCDE (2020) met en avant un BFTB inférieur à 1 en France, en Italie et au Japon, proche de 1 en Australie et supérieur à 1 en Norvège, Belgique et Suède. Jacquet et Robin (2017) estiment par une approche en forme réduite un BFTB sur la R&D (« *input additivity* » selon les termes de l'étude) de 0,75 en Belgique et de 0,9 en Italie, Pays-Bas et au Royaume-Unis, mais ne trouvent qu'un (faible) effet significatif sur l'innovation aux Pays-Bas, l'effet étant non significatif dans les autres pays.

Dès lors, il semble probable que l'efficacité des aides à la R&D varie d'un pays à l'autre du fait d'institutions, de caractéristiques économiques et/ou de systèmes d'innovation différents d'un pays à l'autre. Par exemple, les résultats plutôt négatifs de l'effet des aides sur les petites entreprises en Espagne et en Italie peuvent s'expliquer par le fait que, dans ces pays, les petites entreprises étaient moins susceptibles de connaître (et de demander) des aides (Corchuelo et Martínez-Ros, 2009 ; Caiumi, 2011). Toujours en Espagne, pour Busom *et al.* (2014), les jeunes entreprises sans expérience de R&D auraient surtout recours aux aides directes et les mécanismes de crédit d'impôt seraient moins adaptés pour débiter une activité de R&D (voir aussi Courtioux *et al.*, 2021, pour une analyse sur le non-recours au CIR en France). Ce diagnostic va dans le sens des résultats de Sterlacchini et Venturini (2019) qui trouvent que sur la période 2007-2009 les crédits d'impôt à la R&D conduiraient à une hausse de la R&D en France, en Italie et au Royaume-Uni, mais pas en Espagne. Au Royaume-Uni les résultats sont en général élevés, comme l'illustrent les récentes études de Dechezlepretre *et al.* (2016) et Guceri et Liu (2019) qui obtiennent des multiplicateurs supérieurs à 1. Notons que dans leur revue de littérature, Ientile et Mairesse (2009) concluent aussi que les crédits d'impôt à la R&D semblent être efficaces en Norvège et en France, mais moins pour l'Espagne et les Pays-Bas où les résultats sont moins convaincants.

*Temporalité.* Enfin, comme nous l'avons déjà évoqué lors de notre discussion sur les méthodes structurelles, il est important de considérer la dimension temporelle dans l'appréciation d'un effet des aides à la R&D. Par exemple, Lach (2002) met en avant le fait qu'une subvention à destination des petites entreprises en Israël a eu un effet d'aubaine la première année, mais a eu un fort effet d'entraînement par la suite. La Commission européenne (2014) et Zuñiga-Vicente *et al.* (2014) concluent aussi que les effets de long terme semblent plus importants que les effets de court terme, et que l'effet des aides serait plus fort pour les firmes qui reçoivent des aides depuis plusieurs années. Ientile et Mairesse (2009) concluent de leur revue de littérature que l'additionnalité des incitations fiscales en faveur de la R&D a augmenté dans le temps, ce qui pourrait être le signe d'une efficacité accrue des aides publiques.

### 3.3. Les études sur données françaises

En ce qui concerne le Crédit d'impôt recherche CIR, nous renvoyons le lecteur à l'article de Salies (2017) (et Salies (2021) pour une revue des effets sur les personnels de la recherche). Nous présentons seulement ici des résultats obtenus sur les effets des aides à la R&D hors CIR.

Tout d'abord, nous nous intéressons aux incitations fiscales à la R&D. Le Crédit d'impôt innovation (CII), qui s'inscrit dans la continuité du CIR en ciblant des dépenses d'innovation, et qui est par ailleurs mentionné parmi les cas de bonnes pratiques par la Commission européenne (2014), a été évalué par Bunel et Hadjibeyli (2021). Les auteurs mettent en évidence un effet positif sur l'emploi et le chiffres d'affaires des bénéficiaires dans les quatre années suivant la mise en place du dispositif en s'appuyant sur une méthode de différence de différences couplée à une méthode d'appariement sur observables. Ils mettent surtout en évidence une augmentation plus importante du nombre de nouveaux produits fabriqués par les bénéficiaires du CII, ce qui constitue une nouveauté au sein de cette littérature. Le dispositif « jeunes docteurs » intégré au CIR a notamment été évalué à deux reprises (Margolis et Miotti, 2015; Giret *et al.*, 2019) : il est mis en évidence un effet positif du dispositif sur l'emploi des jeunes docteurs, mais pas d'effet sur la qualité de l'emploi. Le dispositif « jeunes entreprises innovantes » (JEI) a également fait l'objet de plusieurs évaluations (Bunel, Quantin et Lenoir, 2020 ; Hallépée et Houlou-Garcia, 2012 ; Lelarge, 2009 ; Gautier et Wolff, 2020). Le consensus semblant émerger de ces études serait un effet positif du dispositif sur l'emploi, total ou dédié à la recherche, mais pas d'effet sur les salaires. Toutefois, Lelarge (2009) montre qu'au cours des premières années du dispositif JEI (2004-2005), les entreprises auraient augmenté les rémunérations versées afin de conserver leurs employés les plus qualifiés.

En ce qui concerne les aides directes, Serrano-Velarde (2008) met en avant le fait que l'obtention de subventions de l'Agence nationale de valorisation de la recherche (Anvar) aurait été accompagnée d'une baisse de la dépense privée en R&D des PME et des ETI aidées. En revanche, sur un champ comparable, Bellégo et Dortet-Bernadet (2014) montrent que le supplément d'aide reçu à la suite d'une participation aux pôles de compétitivité n'aurait pas entraîné de baisse de la dépense privée, ils concluraient même à un impact positif sur les dépenses de R&D, mais cet effet serait hétérogène en fonction du type de pôle (Ben Hassine et Mathieu, 2017). Duguet (2004) obtient enfin

un effet globalement additif pour les aides directes versées au cours de la période 1985-1997. En s'appuyant sur un modèle de demande de travail et une méthode d'appariement, Dortet-Bernadet et Sicsic (2017) mettent en évidence le fait que les aides à la R&D (directes ou incitations fiscales) ont un effet positif significatif sur l'emploi qualifié au sein des petites entreprises, mais avec des effets d'aubaine à partir de 2008. Enfin, Marino *et al.* (2016) obtiennent des effets d'aubaine plus élevés pour les incitations fiscales que les aides directes, et pour les niveaux moyens d'aides reçues.

#### 4. Conclusion

Si les résultats des évaluations économétriques des effets des aides à la R&D privée sont hétérogènes, en raison des nombreuses dimensions à prendre en compte et des particularités de chaque évaluation, nous allons tout de même essayer d'en tirer quelques grands enseignements. Tout d'abord, si un consensus n'émerge pas totalement autour de la question de l'efficacité comparée des aides selon la taille des entreprises, l'effet semble dans la majorité des cas plus important pour les PME. Les aides ciblées sur les jeunes entreprises semblent quant à elles faire consensus, en témoigne le classement du dispositif JEI français comme meilleure incitation fiscale à la R&D par la Commission européenne (2014). En revanche, la littérature n'aboutit pas à un consensus sur l'efficacité comparée des aides directes et indirectes. Dès lors, ils apparaissent plus complémentaires que substituables pour deux raisons. Premièrement, les effets des crédits d'impôt seraient plus rapides à se manifester que les effets des aides directes et semblent donc plus adaptés pour encourager des projets de R&D proches de la mise sur le marché (le D de R&D), tandis que les aides directes semblent plus pertinentes pour encourager des projets de R&D plus éloignés du marché (le R de R&D). Deuxièmement, les dispositifs d'incitation fiscale seraient moins efficaces pour les entreprises sans expérience préalable de R&D, tandis que les entreprises ayant déjà investi en R&D dans le passé se tourneraient davantage vers les crédits d'impôt. Dans le cas des incitations fiscales, si plusieurs études mettent en avant une plus grande efficacité de l'approche incrémentale, celle-ci augmenterait les coûts administratifs et serait ainsi plus profitable aux grandes entreprises qu'aux PME. Il serait intéressant pour des recherches futures de pouvoir comparer ces coûts administratifs avec le manque à gagner pour les finances publiques lié aux effets d'aubaine des dispositifs s'appuyant sur

une approche en volume pour pouvoir mieux comparer les deux dispositifs. Cela permettrait notamment de mieux éclairer la situation française, qui a opté au début des années 2000 pour la transition d'une approche incrémentale vers un dispositif en volume.

Enfin, nous essayons de donner quelques pistes pour tenter de réconcilier, d'une part, le fait que la littérature semble converger vers un effet moyen d'environ 1 euro de R&D pour 1 euro d'aides, et, d'autre part, le fait que les données agrégées ne montrent pas de relation parfaite entre part des aides publiques à la R&D dans le PIB et part des dépenses de R&D privées dans le PIB. La France est une bonne illustration de cette relation imparfaite, puisqu'elle connaît, par rapport aux autres pays de l'OCDE, un sous-investissement en R&D privée relativement au PIB pour son niveau d'aides publiques à la R&D ramené au PIB particulièrement élevé. Premièrement, nous avons vu que les effets des aides étaient en réalité très hétérogènes selon la nature de l'aide et que leur efficacité pouvait varier d'un pays à l'autre. Deuxièmement, des études récentes insistent sur le rôle d'autres facteurs affectant les dépenses de R&D. Akcigit *et al.* (2016) et Akcigit *et al.* (2018) mettent en avant le fait que le système fiscal dans son ensemble (impôt sur les sociétés et impôt sur le revenu notamment) a un impact sur la R&D et l'innovation, en influant notamment les décisions d'implantation géographique des entreprises et la mobilité internationale des inventeurs. Parallèlement, une fiscalité trop basse entraîne des recettes trop faibles et conduirait ainsi à un sous-investissement public, par exemple dans l'éducation et l'enseignement supérieur. Or, ces dépenses sont directement corrélées avec les performances de l'enseignement supérieur, et, donc de la recherche fondamentale à long terme (Aghion *et al.*, 2007). Ainsi, c'est bien le système fiscal en général qu'il faut considérer et pas seulement la fiscalité spécifique de la R&D. Au-delà même des considérations fiscales, d'autres facteurs doivent être pris en compte. Si on considère par exemple le lien entre concurrence et innovation, il est important de garantir d'un côté des rentes de l'innovation suffisantes aux entreprises pour les inciter à se lancer dans un processus de R&D *ex ante*, mais, d'un autre côté, il faut limiter les barrières à l'entrée pour permettre l'arrivée sur le marché de nouveaux entrants qui, en innovant à leur tour, pourront venir détruire les rentes des innovateurs précédents (Aghion *et al.*, 2020). En encadrant le pouvoir de la destruction créatrice, des institutions adéquates permettent ainsi, plus généralement, d'encourager la R&D et l'innovation. Tous ces facteurs (système fiscal, éducation, concurrence et institutions) peuvent contri-

buer à expliquer le relatif sous-investissement en R&D privée en France, par rapport aux autres pays de l'OCDE, alors même que son taux d'aide à la R&D est l'un des plus élevés au monde.

## Références

- Aghion P., Antonin C. et Bunel S., 2020, *Le pouvoir de la destruction créatrice*, Odile Jacob.
- Aghion P., Dewatripont M., Hoxby C., Mas-Colell A. et Sapir A., 2007, « Why reform Europe's universities? », *Bruegel Policy Brief*.
- Aghion P. et Howitt P., 1998, *Endogenous Growth Theory*, MIT Press.
- Akcigit U., Baslandze S. et Stantcheva S., 2016, « Taxation and the international mobility of inventors », *American Economic Review*, vol. 106, n° 10, pp. 2930-2981.
- Akcigit U., Grigsby J., Nicholas, T. et Stantcheva S., 2018, « Taxation and Innovation in the 20th Century », *NBER Working Papers*, n° 24982.
- Ali-Yrkkö J., 2005, « Impact of public R&D financing on private R&D. Does financial constraint matter? », *ENEPRI Working Paper*, n° 30, Brussels.
- Arqué-Castells P. et Mohnen P., 2015, « Sunk costs, extensive R&D subsidies and permanent inducement effects », *Journal of Industrial Economics*, vol. 63, n° 3, pp. 458-494.
- Arrow K. J., 1962, « Economic welfare and the allocation of resources to invention », In R.R. Nelson (ed.), *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors* (pp. 609-626). Princeton, NJ, Princeton University Press.
- Aschhoff B., 2009, « The effect of subsidies on R&D investment and success. Do subsidy history and size matter? », *ZEW Discussion Paper*, n° 032, Mannheim.
- Baghana R. et Mohnen P., 2009, « Effectiveness of R&D tax incentives in small and large enterprises in Québec », *Small Business Economics*, vol. 33, n° 1, pp. 91-107.
- Becker B., 2015, « Public R&D policies and private R&D investment: A survey of the empirical evidence », *Journal of Economic Surveys*, vol. 29, n° 5, Wiley Blackwell, pp. 917-942.
- Bellégo C. et Dortet-Bernadet V., 2014, « L'impact de la participation aux pôles de compétitivité sur les PME et les ETI », *Économie et Statistique*, n° 471, pp. 65-83.

- Ben Hassine H. et Mathieu C., 2017, « Évaluation de la politique des pôles de compétitivité : la fin d'une malédiction ? », *Document de travail France Stratégie*.
- Blanes J. V. et Busom I., 2004, « Who participates in R&D subsidy programs?: The case of Spanish manufacturing firms », *Research policy*, vol. 33, n° 10, pp. 1459-1476.
- Bloom N., Griffith R. et Van Reenen J., 2002, « Do R&D tax credits work? Evidence from a panel of countries 1979-1997 », *Journal of Public Economics*, vol. 85, n° 1, pp. 1-31.
- Bloom N., Schankerman M. et J. Van Reenen, 2013, « Identifying technology spillovers and market rivalry », *Econometrica*, vol. 81, n° 4, pp. 1347-1393.
- Bozio A., Cottet S. et Py L., 2019, « Évaluation d'impact de la réforme 2008 du crédit impôt recherche », *Rapport IPP*, n° 22.
- Bronzini R. et Iachini E., 2014, « Are incentives for R&D effective? Evidence from a regression discontinuity approach », *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 6, n° 4, pp. 100-134.
- Bunel S. et Hadjibeyli B., 2021, « An Evaluation of the Innovation Tax Credit », *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 113-135.
- Bunel S., Quantin S. et Lenoir C., 2020, « Évaluation du dispositif Jeune Entreprise Innovante », *Working Paper*.
- Busom I., Corchuelo B. et Martínez-Ros E., 2014, « Tax incentives ... or subsidies for business R&D? », *Small Business Economics*, vol. 43, n° 3, pp. 571-596.
- Cahu P., Demmou L. et Massé E., 2010, « L'impact macroéconomique de la réforme 2008 du crédit d'impôt recherche », *Revue économique*, vol. 61, n° 2, pp. 313-339.
- Caiumi A., 2011, « The Evaluation of the Effectiveness of Tax Expenditures - A Novel Approach: An Application to the Regional Tax Incentives for Business Investments in Italy », *OECD Taxation Working Papers*, n° 5.
- Castellacci F., Lie C. M., 2015, « Do the effects of R&D tax credits vary across industries? A meta-regression analysis », *Research Policy*, vol. 44, n° 4, pp. 819-832.
- Cerulli G., 2010, « Modelling and Measuring the Effect of Public Subsidies on Business R&D: A Critical Review of the Econometric Literature », *The Economic Record*, vol. 86, n° 274, pp. 421-449.
- Cerulli G. et Poti B., 2012, « Evaluating the robustness of the effect of public subsidies on firms' R&D: an application to Italy », *Journal of Applied Economics*, vol. 15, n° 2, pp. 287-320.

- Corchuelo B. et Martinez-Ros E., 2009, « The Effects of Fiscal Incentives for R&D in Spain », DEE - *Working Papers. Business Economics*, n° wb092302.
- Commission européenne, 2014, A Study on R&D Tax Incentives - Final report. *Taxation paper/working paper*, n° 52.
- Courtioux P., Deglaire E., Métivier F. et Rebérioux A., 2021, « L'hétérogénéité des stratégies d'entreprises en matière de Crédit d'impôt recherche », *Revue de l'OFCE*, n° 175.
- Czarnitzki D., Hottenrott H. et Thorwarth S., 2011, « Industrial research versus development investment: the implications of financial constraints », *Cambridge Journal of Economics*, vol. 35, n° 3, pp. 527-544.
- Czarnitzki D. et Hussinger K., 2004, « The link between R&D subsidies, R&D spending and technological performance », *ZEW Discussion Paper*, n° 056, Mannheim.
- David P., Hall B. et Toole A., 2000, « Is Public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence », *Research Policy*, vol. 29, n° 4-5, pp. 497-529.
- Dechezlepretre A., Einiö E., Martin R., Nguyen K.-T. et Van Reenen J., 2016, « Do tax incentives increase firm innovation? An RD design for R&D », *NBER Working Papers*, n° 22405.
- 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/Economics and Statistics*, n° 493, pp. 5-22.
- Duguet E., 2004, « Are R&D subsidies a substitute or a complement to privately funded R&D? », *Revue d'économie politique*, vol. 114, n° 2, pp. 245-274.
- Duguet E., 2012, « The effect of the incremental R&D tax credit on the private funding of R&D an econometric evaluation on french firm level data », *Revue d'économie politique*, vol. 122, n° 3, pp. 405-435.
- Gaessler F., Hall B. et Harhoff D., 2018, « Should there be lower taxes on patent income? », *NBER Working Papers*, n° 24843.
- Gautier E. et Wolff F.-C., 2020, « Les aides à l'innovation ont-elles un effet sur les salaires et l'emploi des jeunes entreprises innovantes ? », *Working Paper*.
- Giret J.-F., Bernela B., Bonnard C., Calmand J. et Bonnal L., 2019, « Une évaluation des effets du dispositif Jeunes docteurs sur l'accès aux emplois de R&D », *Working Paper*.
- Givord P., 2010, « Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques », *Document de travail Insee*, n° G2010/08.
- Gorg H. et Strobl E., 2007, « The effect of R&D subsidies on private R&D », *Economica*, vol. 74, n° 294, pp. 215-234.

- Griffith R., Redding S. et Van Reenen J., 2003, « R&D and Absorptive Capacity: Theory and Empirical Evidence », *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 105, n° 1, pp. 99-118.
- Griffith R., Redding S. et Van Reenen J., 2004, « Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, n° 4, pp. 883-895.
- Griffith R. et Miller H., 2011, « Patent Boxes: An innovative way to race to the bottom? », *VoxEU*.
- Guceri I. et Liu L., 2019, « Effectiveness of fiscal incentives for R&D: Quasi-experimental evidence », *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 11, n° 1, pp. 266-91.
- Guellec D. et Van Pottelsberghe B., 2000, « The impact of public expenditure on business R&D », *STI Working Papers*, n° 2000/4, OECD, Paris.
- Guellec D. et Van Pottelsberghe B., 2003, « The impact of public R&D expenditure on business R&D », *Economics of Innovation and New Technologies*, vol. 12, n° 3, pp. 225-244.
- Hall B., 2002, « The financing of research and development », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 18, n° 1, pp. 35-51.
- Hall B. et Van Reenen J., 2000, « How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence », *Research Policy*, vol. 29, n° 4-5, pp. 449-470.
- Hallépée S. et Houlou-Garcia A., 2012, « Évaluation du dispositif JEI », *Évaluation DGCIS*.
- Hægeland T. et Møen J., 2007, « Input additionality in the Norwegian R&D tax credit scheme », *Statistics Norway*, report n° 47.
- Hyytinen A. et Toivanen O., 2005, « Do financial constraints hold back innovation and growth? Evidence on the role of public policy », *Research Policy*, vol. 34, n° 9, pp. 1385-1403.
- Ientile D. et Mairesse J., 2009, « A policy to boost R&D: Does the R&D tax credit work? », *European Investment Bank Papers*, n° 6/2009.
- Jacquet L. et Robin S., 2017, « Harmonization of R&D Tax Credits across the European Union: Nonsense or common sense? », *THEMA Working Papers*, n° 2017-05.
- Kasahara H., Shimotsu K. et Suzuki M., 2013, « Does an R&D tax credit affect R&D expenditure? The Japanese R&D tax credit reform in 2003 », *Journal of the Japanese and International Economies*.
- Kobayashi Y., 2014, « Effect of R&D tax credits for SMEs in Japan: a micro-econometric analysis focused on liquidity constraints », *Small Business Economics*, vol. 42, n° 2, pp. 311-327.
- Köhler C., Larédo P. et Rammer C., 2012, « The impact and effectiveness of fiscal Incentives for R&D - Compendium of evidence of the effective-

- ness of innovation policy intervention », *mimeo Manchester Institute of Innovation Research and NESTA*.
- KPMG, 2016, *Africa Incentive Survey*, 2016.
- Labeaga J., Martinez-Ros E. et Mohnen P., 2014, « Tax incentives and firm size: effects on private R&D investment in Spain », *Working Paper*.
- Lach C., 2002, « Do R&D Subsidies Stimulate or Displace Private R&D? Evidence from Israel », *Journal of Industrial Economics*, vol. 50, n° 4, pp. 369-90.
- Ladinska E., Non M. et Straathof B., 2015, « More R&D with tax incentives? A meta-analysis », *CPB Discussion Paper*, n° 309.
- Lelarge C., 2009, *Soutenir l'effort de R&D des structures entrepreneuriales. Analyse de deux dispositifs ciblés récents*, Thèse, Université Paris X Nanterre.
- Lester, J. et Warda J., 2014, « An International Comparison of Tax Assistance for Research and Development: Estimates and Policy Implications », *Working Paper*.
- Lhuillery S., Marino M. et Parrotta P., 2013, « Évaluation de l'impact des aides directes et indirectes à la R&D en France », *Rapport pour le MENESR*.
- Lokshin B. et P. Mohnen, 2012, « How effective are level-based R&D tax credits? Evidence from the Netherlands » *Applied Economics*, vol. 44, n° 12, pp. 1527-1538.
- 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, n° 9, pp. 1715-1730.
- Margolis D. et Miotti L., 2015, « Évaluation de l'impact du dispositif 'jeunes docteurs' du crédit d'impôt recherche », *Rapport du ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche*.
- Ministère de l'Enseignement Supérieur, de la Recherche et de l'Innovation, 2019, « Le crédit d'impôt recherche (CIR) en 2017 ».
- Mönnen P., 2017, « Comment. Effectiveness of public support for R&D and entrepreneurship », *Economie et Statistique/Economics and Statistics*, n° 493, pp. 43-48.
- Mohnen P. et Lokshin B., 2008, « What does it take for an R&D tax incentive policy to be effective? » in *Reforming Rules and Regulations: Laws, Institutions and Implementation*, Vivek Ghosal (ed.), MIT Press, 2010, pp. 33-58.
- Mulkay B. et Mairesse J., 2013, « The R&D Tax Credit in France: Assessment and Ex-Ante Evaluation of the 2008 Reform », *Oxford Economic Papers*, vol. 65, n° 3, pp. 746-766.

- OECD, 2011, « The International Experience with R&D Tax Incentives », Testimony for the United States Senate Committee on Finance, OECD Publishing, Paris.
- OCDE, 2017, « Harmful Tax Practices - 2017 Progress Report on Preferential Regimes: Inclusive Framework on BEPS: Action 5 », *OECD/G20 Base Erosion and Profit Shifting Project*, OECD Publishing, Paris.
- OCDE, 2020, « The effects of R&D tax incentives and their role in the innovation policy mix: Findings from the OECD microBeRD project, 2016-19 », *OECD Science, Technology and Industry Policy Papers*, n° 92, OECD Publishing, Paris.
- Salies E., 2017, « Impact du crédit d'impôt recherche - Une revue bibliographique des études sur données françaises », *Revue de l'OFCE*, n° 154, pp. 95-130.
- Salies E., 2021, « L'impact du CIR sur les personnels de la recherche - Une revue critique », *Revue de l'OFCE*, n° 175.
- Serrano-Velarde N., 2008, « Crowding-Out At The Top: The Heterogeneous Impact of R&D Subsidies on Firm Investment », *Mimeo European University Institute*.
- Sterlacchini A. et Venturini F., 2019, « R&D tax incentives in EU countries: does the impact vary with firm size? », *Small Business Economics*, vol. 53, n° 3, pp. 687-708.
- Warda J., 2001, « Measuring the Value of R&D Tax Treatment in OECD Countries », *STI Review*, n° 27, Special Issue on New Science and Technology Indicators, OECD Publishing, Paris.
- Westmore B., 2013, « R&D, Patenting and Growth: The Role of Public Policy », *OECD Economics Department Working Paper*, n° 1047.
- Zhu P., Xu W. et Lundin N., 2006, « The impact of government's fundings and tax incentives on industrial R&D investments. Empirical evidences from industrial sectors in Shanghai », *China Economic Review*, vol. 17, n° 1, pp. 51-69.
- Zuñiga-Vicente J., Alonso-Borrego C., Forcadell F. J. et Galán J. I., 2014, « Assessing the effect of public subsidies on firm R&D investment: A survey », *Journal of Economic Surveys*, n° 28, pp. 36-67.



Achévé de rédiger en France  
Dépôt légal : février 2022  
Directeur de la Publication : Xavier Ragot  
Publié par les Éditions du Net SAS 93400 Saint-Ouen

Réalisation, composition : Najette Moumimi