

Évaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI)

Un exemple d'application du modèle d'analyse de sensibilité de Rosenbaum

Documents de travail

N° 2021-001 – Octobre 2021





Institut national de la statistique et des études économiques

2021/01

**Évaluation du dispositif Jeune entreprise
innovante (JEI)
Un exemple d'application du modèle d'analyse
de sensibilité de Rosenbaum**

Simon QUANTIN* - Simon BUNEL** - Clémence LENOIR***

Octobre 2021

Département des Études Économiques – Timbre G201
88, avenue Verdier – CS 70 058 – 92 541 MONTROUGE CEDEX – France
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 – E-mail : d3e-dg@insee.fr – Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'Insee et n'engagent que leurs auteurs.
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

* Auteur correspondant, Insee, courriel : simon.quantin@insee.fr (+33 1 87 69 58 58)

** Insee

*** Crest-Ensaie

Les auteurs tiennent à remercier l'ensemble des participants du séminaire du département des études économiques de l'Insee, des Journées de Microéconomie Appliquée 2021, mais aussi Maria Guadalupe, Sébastien Roux et Dominique Goux pour les remarques, commentaires et conseils qui ont enrichi ce document. De manière indirecte, nous tenons aussi à remercier Paul Rosenbaum car cette étude a indéniablement bénéficié du souci de clarté et de la pédagogie de ses ouvrages sur le modèle d'analyse de sensibilité, tout comme des nombreux outils informatiques qu'il a développés pour le mettre en œuvre.

Évaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI)

Un exemple d'application du modèle d'analyse de sensibilité de Rosenbaum

Mis en place en 2004, le dispositif « Jeune Entreprise Innovante » (JEI) permet aux entreprises nouvellement créées et dont les dépenses de recherche et développement sont suffisamment importantes de bénéficier d'allègements sociaux et fiscaux, notamment d'exonérations de cotisations sociales patronales pour les emplois dédiés à la recherche.

Cette étude propose ainsi une évaluation *ex post* des effets de ce dispositif sur l'emploi salarié (total ou dédié à la recherche) et sur les salaires.

Pour cela, nous nous appuyons sur un appariement des JEI avec des entreprises non bénéficiaires présentant des caractéristiques socio-économiques « similaires », afin de contrôler du biais de sélection dans le recours à ce dispositif. L'identification d'un effet causal avec une telle approche repose cependant sur le respect de l'hypothèse, forte, d'indépendance conditionnelle, qui n'est plus valide dès lors qu'il existe une caractéristique non observée affectant à la fois la sélection et la variable de performance retenue. Le modèle d'analyse de sensibilité proposé par Rosenbaum (2010, 2007, 2002c) que nous implémentons ici consiste justement à évaluer l'impact d'un relâchement de cette hypothèse d'indépendance conditionnelle en considérant par exemple qu'après appariement l'une des deux entreprises (pas nécessairement l'entreprise bénéficiaire) a encore deux fois plus de chances recourir au dispositif JEI. Plus précisément, l'approche mise en œuvre ici teste l'hypothèse de l'existence d'un effet sur l'emploi (ou le salaire) des allègements sociaux et fiscaux dont bénéficient les JEI et quantifie l'ampleur du biais de sélection inobservée qui conduirait à disqualifier toute causalité dans la corrélation mise en évidence sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle.

En supposant qu'après appariement, l'une des deux entreprises présente toujours (au plus) deux fois plus de chance de recourir au dispositif que l'autre entreprise, nos résultats mettent en évidence qu'il existerait, pour une proportion potentiellement faible mais significative des entreprises bénéficiaires évaluées, un effet du recours au dispositif JEI sur l'emploi salarié total et dédié à la R&D, qui ne s'accompagne pas d'un effet sur la rémunération versée aux salariés.

Mots-clés : innovation, crédit d'impôt, évaluation, analyse de sensibilité

An Evaluation of the “Jeune Entreprise Innovante” scheme

An application of the sensitivity analysis model of Rosenbaum

Set up in 2004, the “Jeune Entreprise Innovante” (JEI) scheme allows newly created firms, whose research and development expenditures are sufficiently high, to benefit from social and tax reliefs, in particular labor tax cuts for jobs dedicated to research. This study proposes an *ex post* evaluation of the effects of this scheme on salaried employment (total or dedicated to research) and on wages.

For this, we rely on a matching of the JEIs with non-beneficiary companies presenting “similar” socio-economic characteristics, in order to control for selection bias in the use of this device. However the identification of a causal effect with such an approach relies on the respect of the strong hypothesis of conditional independence, which is no longer valid when there is an unobserved characteristic affecting both the selection and the chosen performance variable. The sensitivity analysis model proposed by Rosenbaum (2010, 2007, 2002c) that we implement here consists precisely in evaluating the impact of a relaxation of this conditional independence hypothesis by considering, for example, that after matching, one of the two companies (not necessarily the beneficiary firm) is still twice as likely to use the JEI system. More precisely, the approach implemented here tests the hypothesis of the existence of an effect on employment (or the salary) of the social and tax reductions from which the JEIs benefit and quantifies the extent of the unobserved selection bias that would lead to the disqualification of any causality in the correlation revealed under the conditional independence hypothesis.

Assuming that, after matching, one of the two firms is always (at most) twice as likely to use the scheme as the other, our results show that, for a potentially small but significant proportion of the beneficiary companies evaluated, there is a causal effect of the use of the JEI scheme on total and research salaried employment, which is not accompanied by an effect on the wages paid to employees.

Keywords : innovation, tax credit, evaluation, sensibility analysis

Classification JEL : O32, O38, H25, C21

Table des matières

1	Introduction	4
2	Le dispositif Jeune entreprise innovante et les aides à l'innovation	6
2.1	Le dispositif Jeune entreprise innovante (JEI)	6
2.2	Les autres aides à la R&D et à l'innovation en France	7
3	Données utilisées	8
4	Description des Jeunes Entreprises Innovantes	9
4.1	Montant des aides reçues et durée de recours au dispositif	9
4.2	Cumul du Crédit Impôt Recherche et des aides Bpifrance	11
4.3	Les jeunes entreprises innovantes en comparaison des autres entreprises créées en France	12
5	Appariement sur caractéristiques observées	18
5.1	Entreprises JEI et groupe de contrôle	18
5.2	Appariement optimal sur observables	19
6	L'analyse de sensibilité sur données appariées	24
6.1	Notations	24
6.2	Cas de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle	25
6.3	Modèle d'analyse de sensibilité	25
6.4	Tester l'hypothèse d'un effet nul ou constant	26
6.5	Estimation Hodges-Lehmann de l'effet et intervalle de confiance	27
7	Résultats	30
7.1	Effet, à différents âges, de l'entrée dans le dispositif sur l'emploi salarié ETP	30
7.2	Quelle grandeur de Γ retenir pour l'interprétation des estimations ?	32
7.3	Effet sur l'emploi salarié dédié à la R&D, le salaire horaire, la masse salariale et le nombre d'heures salariées	35
7.4	L'importance d'un recours continu aux aides et du cumul avec le Cir et les aides Bpifrance	40
8	Robustesse des résultats	42
8.1	Un autre groupe de contrôle : les entreprises bénéficiaires tardivement	43
8.2	Effet attribuable au traitement	45
8.2.1	Proportion d'entreprises Jeie qui connaissent une hausse de leur emploi salarié imputable au traitement	46
8.2.2	Existence d'un effet différencié du dispositif JEI sur l'emploi salarié	50
9	Conclusion	54

1 Introduction

Les entreprises nouvellement créées sont souvent perçues comme des contributeurs majeurs à la dynamique de la productivité et de l'emploi dans les économies développées (Haltiwanger *et al.*, 2013; Adelino *et al.*, 2017). Aux États-Unis, la contribution des jeunes entreprises à la création d'emplois provient d'une petite proportion d'entreprises qui sont innovantes et connaissent une forte croissance (Haltiwanger *et al.*, 2017; Decker *et al.*, 2014). En France, Bignon et Simon (2018) ont souligné le rôle de ces entreprises en « forte croissance » dans la création d'emplois entre 2012 et 2015, et notamment des entreprises nouvelles dont les effectifs ont doublé sur cette période. De même, Brun et Chai (2012), dans leur étude sur la période 2002-2005, rappellent que les PME indépendantes « en forte croissance » qui ne représentent que 7 % des PME indépendantes sont à l'origine de plus de la moitié des emplois nets générés par les PME indépendantes. Ces PME particulièrement dynamiques sont jeunes, souvent tournées vers l'international, investissent fortement et sont pour beaucoup des entreprises innovantes.

Cependant, ces nouvelles PME connaissent aussi des difficultés pour conduire des projets de recherche et d'innovation. Tout d'abord, les jeunes entreprises font face à des contraintes financières en raison de la nature plus risquée de leurs projets de R&D (Hall et Lerner, 2010; Mancusi et Vezzulli, 2014), contrairement aux autres entreprises¹. En effet, la relation de long terme qui s'établit entre les entreprises matures et leur banque permet de diminuer les asymétries d'information et facilite, relativement aux jeunes entreprises, le financement bancaire de leur projets d'innovation. Au-delà des difficultés de financement, de nombreuses barrières à l'innovation impactent plus les jeunes entreprises (Blanchard *et al.*, 2012; Pellegrino et Savona, 2017). Par exemple, elles connaissent plus de difficultés de recrutement de personnel qualifié pour mener leurs projets de recherche. En effet, l'incertitude liée à leur développement économique, leur faible visibilité réduit leur attractivité sur le marché du travail. Pour pallier ce manque d'attractivité, elles se voient contraintes de proposer des salaires plus élevés (Burton *et al.*, 2016), d'autant plus que le transfert de connaissance par le recrutement d'expertises externes (chercheurs déjà salariés) est un facteur décisif de la réussite d'un projet d'innovation et des gains de productivité d'une entreprise (Parrotta et Pozzoli, 2012; Song *et al.*, 2003).

Afin de réduire leurs contraintes de financement et leur difficulté à recruter, le statut « Jeune entreprise innovante », créé en 2004, permet aux jeunes PME indépendantes dont les dépenses de recherche et d'innovation sont suffisamment importantes de bénéficier d'allègements fiscaux et surtout d'exonérations de cotisations sociales patronales sur les emplois dédiés aux activités de recherche pendant leurs huit premières années d'existence. Ces aides peuvent être tout d'abord cumulées avec le Crédit impôt recherche (Cir) et innovation (CII), dont les montants reposent sur le volume des dépenses de recherche et d'innovation engagées. Une JEI peut aussi recourir aux aides à l'innovation distribuées par Bpifrance ou bénéficier des avantages liés à l'appartenance à un pôle de compétitivité. En 2015, le dispositif JEI a bénéficié à 3 500 entreprises dont près de 90 % exercent leur activité dans le secteur de l'information et la communication, ou dans les activités spécialisées, scientifiques et techniques (Moutaabbid, 2016). Une large majorité (80 %) emploient moins de 10 salariés, une taille nettement inférieure au seuil limite de 250 salariés, dont la plupart sont affectés à la recherche et à l'innovation. Leur recours aux allègements fiscaux et sociaux est rapide - depuis la création du dispositif, 60 % des bénéficiaires ont moins de deux ans à leur entrée dans le dispositif - et souvent cumulé avec le Cir ou les aides Bpifrance.

1. voir Kerr et Nanda (2015) pour une revue de littérature sur le financement de l'innovation avec une distinction entre entreprises matures et nouvellement créées.

Les effets du dispositif JEI, essentiellement sur l'emploi et les salaires, ont été questionnés à plusieurs reprises depuis sa mise en place en 2004. En se restreignant aux entreprises créées avant l'entrée en vigueur du dispositif JEI dans le secteur des services aux entreprises², [Lelarge \(2008\)](#), en s'appuyant sur une méthode de différence de différences après appariement sur plusieurs grandeurs socioéconomiques, met en évidence que bénéficier des aides JEI accroîtrait la dynamique de l'emploi, la croissance du salaire par tête et ainsi celle de la masse salariale (hors cotisations sociales patronales). Ces conclusions seront en partie contredites dans sa thèse, où sur un champ similaire mais en adoptant une approche économétrique différente, [Lelarge \(2009\)](#) ne conclut plus à un éventuel effet du dispositif à très court terme sur l'emploi. Ces deux travaux d'évaluation s'accordent cependant sur un effet positif à court terme sur le salaire moyen au sein des entreprises bénéficiaires sans augmentation du coût du travail pour l'entreprise. [Hallépée et Houlou-Garcia \(2012\)](#) s'intéressent aussi aux effets sur la dynamique de l'emploi des entreprises bénéficiaires qui entrent dans le dispositif en 2004 ou en 2005, mais à moyen terme. En s'appuyant sur une démarche méthodologique identique aux premiers travaux de [Lelarge](#), ils concluent à un effet important du dispositif JEI, après cinq ans de recours, sur la masse salariale qui résulterait à la fois d'une augmentation de l'emploi et des salaires.

L'étude récente de [Gautier et Wolff \(2019\)](#) qui évalue trois dispositifs d'aides à l'innovation (Cir, aides Bpifrance et JEI) est, à notre connaissance, la seule portant en partie sur les bénéficiaires créés après 2004³. En s'appuyant sur l'hétérogénéité du recours aux différentes aides, d'une année sur l'autre, elle confirme que les aides octroyées induiraient une augmentation importante des heures travaillées (et donc de l'emploi en équivalent temps-plein) mais n'auraient pas d'effet sur la croissance des salaires. Les auteurs soulignent qu'une interprétation causale de leurs résultats ne peut être réalisée que sur les entreprises bénéficiaires entre 2004 et 2006. La possible endogénéité du recours aux aides est en effet moindre lors de l'entrée en vigueur du dispositif, même si l'on peut souligner que des corrélations aux conclusions similaires sont mises en évidence sur l'échantillon complet⁴. Au-delà, parce qu'ils comparent les JEI entre elles, les auteurs rappellent aussi que l'effet estimé est celui d'un recours différencié dans le temps aux aides à l'innovation, et qu'il conviendrait de compléter leur analyse en comparant des entreprises bénéficiaires à des firmes qui ne recourent jamais aux allègements fiscaux et sociaux octroyés par le dispositif.

Notre étude se propose d'apporter une réponse à ces différentes remarques de [Gautier et Wolff](#). Elle se concentre, elle aussi, sur les effets du dispositif JEI sur l'emploi et les salaires des entreprises bénéficiaires créées après 2004. Notre approche méthodologique s'appuie sur un appariement des JEI avec des entreprises non bénéficiaires de ces aides mais « similaires ». Il est usuel de critiquer les résultats obtenus avec cette approche économétrique en questionnant l'existence possible d'un biais de sélection persistant lié à une caractéristique inobservée qui empêcherait une interprétation causale des corrélations éventuellement mises en évidence. Pour répondre à cette critique légitime, nous mettons en œuvre une analyse de sensibilité telle qu'explicitée par [Rosenbaum \(2010, 2007, 2002c\)](#). Ce modèle vise à évaluer l'impact de l'existence d'une caractéristique inobservée, en considérant par exemple qu'après appariement, l'entreprise bénéficiaire a encore deux fois plus de chances de recourir au dispositif JEI que l'entreprise similaire à laquelle elle est appariée. Plus précisément, parce que la démarche repose sur le test d'hypothèses, elle cherche à quantifier l'ampleur

2. dans lequel exercent 80 % des JEI créées avant 2004.

3. Les entreprises évaluées ont toutes bénéficié au moins une fois du dispositif entre 2004 et 2012.

4. L'effet sur le salaire moyen dans l'entreprise observé sur l'échantillon complet serait, d'après les auteurs, dû à un effet de composition : les exonérations de cotisations sociales patronales permettraient d'accroître les heures travaillées des emplois qualifiés plus rapidement que celles des autres postes, ce qui expliquerait la hausse du salaire moyen au sein de l'entreprise. En effet, ils ne mettent en évidence aucune corrélation positive sur les salaires moyens de chaque catégorie.

du biais de sélection inobservée qu'il faudrait pour disqualifier toute causalité dans les corrélations mise en évidence en supposant son absence.

Notre article est organisé comme suit. Après avoir présenté le dispositif « Jeune entreprise innovante », les autres aides à l'innovation (Cir, aides Bpifrance), et les données utilisées, nous décrivons les JEI créées après 2004. Puis nous détaillons l'appariement effectué et le modèle théorique d'analyse de sensibilité sur données appariées. Dans une dernière partie, nous présentons les résultats obtenus en supposant dans un premier temps un effet identique pour toutes les entreprises bénéficiaires. Cette hypothèse forte nous permet d'illustrer dans un cadre simple l'interprétation des estimations du modèle d'analyse de sensibilité. Elle offre au-delà l'avantage d'une communication simplifiée des effets du dispositif. Toutefois, dans un deuxième temps, cette hypothèse n'est pas maintenue pour prendre en compte une possible hétérogénéité des effets. Pour cela nous recourons à la notion d'« effets attribuables au traitement » proposée par [Rosenbaum \(2001\)](#).

2 Le dispositif Jeune entreprise innovante et les aides à l'innovation

2.1 Le dispositif Jeune entreprise innovante (JEI)

Mis en place en 2004, le dispositif JEI vise à soutenir les jeunes entreprises innovantes par des allègements fiscaux et des exonérations de cotisations sociales patronales, principalement pour les emplois affectés à des travaux de R&D et d'innovation. Les entreprises éligibles sont les nouvelles⁵ PME⁶ indépendantes, de moins de huit ans qui réalisent chaque année des dépenses de recherche représentant au moins 15 % de leurs charges fiscales déductibles. Les entreprises doivent se déclarer dans les 9 premiers mois de leur activité auprès des services fiscaux dont elles dépendent. En outre, celles-ci déclarent elles-mêmes mensuellement leurs exonérations. Être jeune entreprise innovante découle donc d'une *démarche volontaire* de l'entrepreneur.

Les JEI peuvent ensuite bénéficier d'exonérations sociales patronales et d'allègements fiscaux jusqu'au terme de la 7^e année qui suit celle de leur création. Plus précisément, sont exonérés de cotisations les emplois d'ingénieurs-chercheurs, de techniciens, de gestionnaires de projet de recherche et développement, de juristes chargés de la protection industrielle et des accords de technologie liés au projet, les personnels chargés des tests pré-concurrentiels et les mandataires sociaux. À l'origine du dispositif, cette exonération était applicable à toute la rémunération mais depuis 2011, seule la part de rémunération versée au salarié inférieure à 4,5 SMIC est exonérée, dans la limite d'un montant maximum, applicable par établissement et par année civile, égal à cinq fois le plafond annuel de la Sécurité sociale. Par ailleurs, on notera que sur la période 2011-2013, l'exonération applicable n'était pas à taux plein, mais dégressive entre la 4^e et la 7^e année (voir [tableau 1](#) et les réformes successives présentées en [Annexe B](#)).

Les allègements fiscaux correspondent à un allègement d'impôt sur les sociétés, et à une exonération de contribution économique territoriale (CET) et de taxes foncières. Ainsi, l'entreprise est exonérée de CET et de taxe foncière pendant les 7 années qui suivent sa création. Jusqu'en 2012, elle bénéficiait aussi d'allègements d'impôt sur les sociétés pour ses

5. leur création ne peut résulter d'une concentration, restructuration, extension ou reprise d'activité.

6. Petites et moyennes entreprises, c'est-à-dire des entreprises qui emploient moins de 250 personnes (nombre de salariés moyens annuels) et ont un chiffre d'affaires inférieur à 50 millions d'euros ou un total de bilan inférieur à 43 millions d'euros.

Tableau 1 – Allègements fiscaux et exonérations de cotisations sociales patronales du dispositif JEI

	2004-2010	2011	2012-2013	2014-2017
Exonération de cotisations sociales patronales				
0 à 3 ans	100%	100%	100%	100%
4 ans	100%	75%	80%	100%
5 ans	100%	50%	70%	100%
6 ans	100%	30%	60%	100%
7 ans	100%	10%	50%	100%
Plafonnement				
- par emploi	Aucun	4,5 SMIC	4,5 SMIC	4,5 SMIC
- par établissement	Aucun	3 fois plafond annuel de la Sécurité Sociale	5 fois plafond annuel de la Sécurité Sociale	
Allègement d'impôt sur les bénéfices				
1 ^{er} exercice bénéficiaire	100%	100%	100%	100%
2 ^e exercice bénéficiaire	100%	100%	50%	50%
3 ^e exercice bénéficiaire	100%	100%		
4 ^e exercice bénéficiaire	50%	50%		
5 ^e exercice bénéficiaire	50%	50%		

5 premiers exercices bénéficiaires⁷ (voir tableau 1). Depuis 2012, seuls les deux premiers exercices comptables (ou bénéficiaires⁸) sont concernés : l'exonération est totale pour le premier et de 50 % pour la période ou l'exercice suivant.

2.2 Les autres aides à la R&D et à l'innovation en France

Les aides du dispositif JEI sont cumulables avec le crédit d'impôt recherche et les aides de Bpifrance. Nous présentons donc ici ces deux dispositifs.

Le crédit d'impôt recherche (et son extension, le crédit d'impôt innovation)

Le crédit d'impôt recherche est le principal instrument de soutien à la recherche et au développement en France, représentant environ 60% des aides publiques à la RDI pour atteindre 6,3 milliards d'euros de dépenses fiscales en 2017. Toutes les entreprises françaises effectuant de la R&D sont éligibles au CIR. Elles peuvent bénéficier d'un crédit d'impôt correspondant à 30 % des dépenses de recherche engagées⁹. On notera d'ailleurs que les dépenses de recherche mentionnées dans les conditions d'éligibilité au statut de JEI sont les dépenses de recherche¹⁰ éligibles pour le Cir.

À la création du dispositif JEI en 2004, le Cir consistait d'une part en un crédit d'impôt d'un montant correspondant à 45 % de l'accroissement des dépenses de recherche et d'autre part en un crédit d'impôt correspondant à 5 % du volume des dépenses éligibles de recherche. Ces taux ont évolué sur la période 2004 à 2008. En 2008, le dispositif est monté en charge. La partie portant sur l'accroissement des dépenses de recherche disparaît de l'assiette du dispositif et l'assiette du crédit d'impôt repose désormais uniquement sur le volume de dépenses engagées. Le tableau A.1 présenté en annexe rappelle les différentes modalités de

7. au cours de ses 7 premières années d'activité.

8. selon que l'entreprise est soumise à l'impôt sur le revenu ou sur les sociétés

9. jusqu'à 100 millions d'euros d'assiette de dépense

10. dont la nature est présentée en Annexe A.

calcul du Cir sur la période de l'étude 2004-2017.

Encadré : Un exemple de cumul des aides CIR et JEI sur le coût d'un emploi R&D

Pour un salaire brut d'un salarié affecté à une mission de recherche de 50 000 euros, une jeune entreprise innovante est exonérée des cotisations patronales d'assurances sociales et d'allocations familiales pour un montant d'environ 13 700 euros^a. Le montant de crédit d'impôt perçu pour ce salarié est de 30 % du salaire brut chargé (ici autour de 58 700 euros du fait des exonérations JEI) augmenté d'un coût lié aux dépenses de fonctionnement pour cet emploi équivalent à 50 % du salaire brut chargé. Ainsi l'entreprise perçoit environ 26 500 euros au titre du Cir. Si les dépenses de recherche éligibles au Cir effectuées par les JEI sont principalement des dépenses de personnel, alors les montants de crédits d'impôt liés au Cir équivalent au double du montant des exonérations au titre de JEI.

a. A titre indicatif et sans exhaustivité, l'employeur reste redevable des cotisations salariales de sécurité sociales, des contributions CSG, CRDS, de la contribution de solidarité pour l'autonomie, de l'adhésion à un service de médecine du travail, si l'employé est un cadre de la prévoyance pour les cadres, pour la retraite des contributions d'équilibre technique et des contributions d'équilibre général, ainsi que de la retraite complémentaire, des cotisations patronales d'assurances chômage, des cotisations accidents du travail-maladies professionnelles, de la contribution au fond national d'aide au logement, de la contribution au dialogue social, de la taxe d'apprentissage et de formation professionnelle.

Par ailleurs, le crédit impôt innovation (CII), instauré en 2013, est une extension du Cir qui vise à favoriser l'innovation chez les PME. Le CII a pour assiette des dépenses d'innovation dont la définition est sensiblement différente des dépenses de recherche éligibles pour le Cir. Elles incluent notamment les dépenses liées aux opérations de conception de prototypes ou aux installations pilotes de nouveaux produits. Ce crédit d'impôt s'élève à 20 % des dépenses d'innovation dans la limite de 400 000 euros. En 2014, le CII correspond à un montant total de dépenses fiscales de 120 millions d'euros (Bunel et Hadjibeyli, 2019).

Les aides à l'innovation distribuées par Bpifrance

Les JEI peuvent aussi solliciter les aides à l'innovation de Bpifrance. En effet, ces aides ciblent les PME et ETI¹¹ qui conduisent des activités de R&D et d'innovation. Plus précisément, les JEI peuvent être bénéficiaires de cinq dispositifs : les aides individuelles, les bourses *French Tech*, le concours mondial d'innovation, le concours *i-lab* et le FSN-SAR. Les aides individuelles constituent le dispositif le plus ancien mis en place par Bpifrance et les institutions l'ayant précédé (Oséo, Anvar) pour soutenir l'innovation mais aussi le plus important en termes de montants engagés et de nombre de bénéficiaires, avec respectivement 400 millions d'euros d'engagements et 2 600 bénéficiaires annuels en moyenne sur les 10 dernières années. Plus précisément, ces aides visent des projets ayant pour objectif le développement de produits, procédés ou services innovants présentant des perspectives concrètes d'industrialisation et de commercialisation. Les quatre autres dispositifs représentent quant à eux près de 250 millions d'euros par an¹².

3 Données utilisées

Pour chaque entreprise bénéficiaire du dispositif JEI, nous disposons tout d'abord des montants annuels totaux d'exonérations de cotisations sociales patronales obtenus entre

11. entreprises de taille intermédiaire, c'est-à-dire des entreprises n'étant pas des PME et qui emploient moins de 5 000 salariés et ont un chiffre d'affaires annuel n'excédant pas 1,5 milliard d'euros et un total du bilan n'excédant pas 2 milliards d'euros.

12. Au total, 3600 entreprises par an touchent au moins une des aides à l'innovation Bpifrance mentionnées ci-dessus.

2004 (date d'entrée en vigueur de la mesure) et 2016¹³. Cependant, comme nous l'avons souligné, plusieurs dispositifs d'aides à la RDI peuvent être cumulés par les entreprises qu'elles soient ou non JEI. L'exhaustivité des montants annuels au titre du CIR, reçus par chaque entreprise entre 2000 et 2016 (auxquels s'ajoutent ceux versés au titre du crédit d'impôt innovation à partir de 2013), nous est fournie par la base MVC-CIR¹⁴. Pour chaque entreprise, nous disposons également du montant des aides versées, entre 2000 et 2016, par Bpifrance. Ainsi, pour toutes les entreprises, les montants annuels d'aide à l'innovation de ces différents dispositifs nous sont connus.

Au-delà de la date de création et du secteur d'activité, les résultats comptables annuels de chaque entreprise (chiffre d'affaires, total du bilan, valeur ajoutée, etc.) issus des fichiers Fare de l'Insee appariés avec les enquêtes des Liaisons financières entre sociétés (Lifi) nous permettent d'identifier chaque année les jeunes PME indépendantes et de connaître l'évolution de leur activité économique au regard de plusieurs agrégats comptables.

Enfin, ces données sont enrichies avec les informations issues des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) qui recensent notamment pour chaque entreprise, l'emploi en équivalent temps plein et la rémunération salariale brute totale. Ces bases de données administratives précisent également la catégorie socioprofessionnelle de chaque poste occupé. Nous distinguons ainsi pour chaque entreprise la part de l'emploi en équivalent temps-plein occupé par les ingénieurs et cadres techniques d'entreprises, les techniciens (sauf techniciens du tertiaire) et les professeurs¹⁵ (ou profession scientifique) dans l'emploi total. Cette mesure vise, en effet, à quantifier, autant que faire se peut, les emplois éligibles à l'exonération des cotisations sociales patronales, que nous désignerons par la suite comme « emploi dédié à la R&D ».

4 Description des Jeunes Entreprises Innovantes

4.1 Montant des aides reçues et durée de recours au dispositif

Entre 2004 et 2015, 8 868 entreprises ont bénéficié au moins une fois du dispositif JEI pour un montant total d'exonérations de cotisations sociales patronales de 1 505 M€. Leur nombre est en augmentation continue depuis la création du dispositif, passant de 1 130 JEI en 2004 à 3 487 en 2015 (cf. graphique 1). La dégressivité des allègements de cotisations sociales patronales a réduit le coût du dispositif entre 2011 et 2013 (cf. section 2.1), le retour à une exonération totale en 2014 engendrant une hausse des montants annuels d'exonérations JEI.

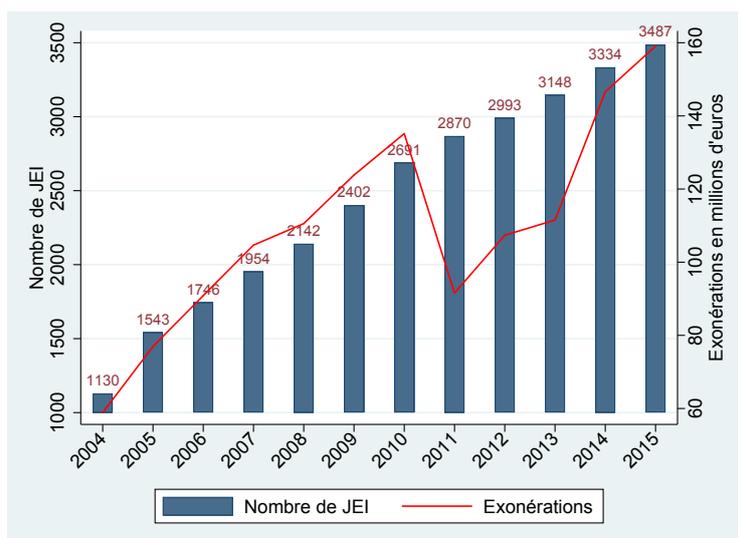
Les JEI exercent principalement leur activité dans le secteur des services : 41 % d'entre elles sont dans le secteur de la programmation informatique, 34 % dans le secteur de la

13. Les montants correspondant aux allègements fiscaux dont bénéficie chaque entreprise ne nous sont pas connus. Ainsi, les JEI identifiées dans cette étude ne correspondent qu'à celles qui recourent (avec ou sans exonérations fiscales) aux exonérations de cotisations sociales patronales. On notera cependant que les exonérations fiscales ne représentent que 10 % des montants totaux touchés par les entreprises bénéficiaires entre 2004 et 2015. En effet, sur cette période, les exonérations de cotisations sociales patronales accordées aux JEI atteignent 1 355 M€ d'exonérations de cotisations sociales patronales, les exonérations fiscales 150 M€ (Moutaabbid, 2016). Au-delà, le bénéfice d'une exonération fiscale suppose un exercice bénéficiaire. Il nous apparaît donc raisonnable de penser que le nombre d'entreprises nouvellement créées pouvant en bénéficier sans avoir recours de manière concomitante aux exonérations de cotisations sociales patronales est réduit.

14. Constituée par la Direction Générale des Finances Publiques.

15. afin d'intégrer les emplois dédiés à la recherche dans les Jeunes Entreprises Universitaires qui bénéficient aussi des aides du dispositif JEI. Les Jeunes Entreprises Universitaires sont, comme les JEI, des jeunes PME indépendantes, mais dont les dirigeants sont des étudiants ou des personnes ayant des activités d'enseignement ou de recherche, et dont l'activité principale vise la valorisation de travaux de recherche menés au sein d'un établissement d'enseignement supérieur.

Graphique 1 – Montée en charge du dispositif JEI



Notes : En 2009, les exonérations de cotisation sociales patronales associées au 2 402 JEI représentaient environ 120 millions d'euros.

Source : Acooss

Champ : Entreprises bénéficiaires du dispositif JEI.

Tableau 2 – Durée de recours au dispositif JEI (en %)

Âge à l'entrée	Âge à la sortie du dispositif			Ensemble
	Moins de 5 ans	Au moins 5 ans	dont âge limite	
Moins de deux ans	17,8	34,2	25,0	52,0
dont à la création	9,3	15,1	10,6	24,4
Entre 2 et 5 ans	7,5	35,5	25,8	43,1
Après 5 ans		5,0	4,2	4,9
Ensemble	25,3	74,7	55,1	100

Lecture : 17,6 % des entreprises bénéficient pour la première fois d'exonérations de cotisations sociales l'année (civile) de leur création ou l'année suivante et pour la dernière fois avant leur 5^e année d'activité.

Source : Acooss, Insee

Champ : Entreprises JEI créées entre 2004 et 2008.

recherche et du développement, et 11 % appartiennent au secteur des services aux entreprises. Une faible proportion des JEI, environ 5%, appartient au secteur manufacturier.

De plus, les jeunes entreprises innovantes ont recours très tôt au dispositif JEI ; 60 % ont déjà bénéficié d'exonérations de cotisations sociales patronales au cours de leur première année d'activité. Si l'on se restreint aux entreprises créées entre 2004 et 2008¹⁶, 52 % bénéficient d'exonérations de cotisations sociales patronales l'année de leur création ou l'année suivante (cf. tableau 2), et 95 % auront recours au dispositif JEI avant leur 5^e année. Par ailleurs, quel que soit leur âge à l'entrée du dispositif, plus de la moitié l'utiliseront jusqu'à l'âge maximum légal, et 75 % n'en sortiront pas avant d'avoir atteint leur 5^e année.

D'autres explications qu'un recours tardif impactent cependant le nombre d'années de bénéfices d'exonérations de cotisations. Une entreprise peut en effet cesser son activité avant sa 8^e année. Elle peut aussi ne plus être éligible par exemple après avoir été rachetée, ou parce qu'elle n'emploie plus assez de salariés pouvant bénéficier des exonérations. Le tableau

16. c'est-à-dire pour les entreprises bénéficiaires pour lesquelles nous disposons d'un suivi sur les sept années suivant leur création.

Tableau 3 – Répartition des motifs de sortie du dispositif JEI (en %)

Motifs de sortie	Sorties précoces	Sorties âge limite	Toutes sorties
Cessation d'activité ¹	9,9	1,3	11,17
Rachat ¹	5,6	7,6	13,15
Limite d'âge atteinte		46,2	46,2
Sans motif connu	29,4		29,4
Ensemble	44,9	55,1	100

¹ la même année ou l'année qui suit.

Lecture : 55,1 % des JEI créées entre 2004 et 2008 ne cesseront de bénéficier d'exonérations de cotisations sociales que lorsqu'elles auront atteint la limite d'âge, 7,6 % étant rachetées à ce moment-là ou l'année suivante. À l'inverse, 5,6 % des JEI seront rachetées avant leur 7^e année et quitteront donc précocement le dispositif. Pour 29,4 % des JEI, le motif de sortie du dispositif avant la 7^e année ne nous est pas connu.

Source : Acoiss, Insee (fichiers Lifi, Sirene, Fare)

Champ : Entreprises JEI créées entre 2004 et 2008.

3 documente les causes de sortie du dispositif JEI pour les entreprises créées entre 2004 et 2008. Ainsi, parmi les bénéficiaires qui utiliseront le dispositif jusqu'à l'âge limite, 8 % sont rachetées au moment de leur sortie du dispositif. À l'inverse, 6 % des JEI seront rachetées avant d'avoir atteint l'âge légal. De même, 10 % des entreprises cesseront leur activité avant d'avoir atteint leur 7^e année et sortiront donc précocement du dispositif. Enfin, près de 30 % des bénéficiaires sortent du dispositif sans motif identifié, et donc en particulier possiblement en cas de non-respect du seuil minimal de dépenses de recherche pour être éligible.

4.2 Cumul du Crédit Impôt Recherche et des aides Bpifrance

La plupart des JEI ont recours fréquemment au Cir et/ou aux aides Bpifrance au cours de leurs 7 premières années d'activité. Ainsi, 59 % des JEI créées à partir de 2004 ont utilisé les deux autres dispositifs au moins une fois et seules 10 % n'ont eu recours qu'aux aides JEI (cf. tableau 4). Les bénéficiaires qui cumulent les trois dispositifs reçoivent en moyenne par an un montant d'exonérations de cotisations sociales patronales au titre du dispositif JEI nettement supérieur aux autres bénéficiaires, les dépenses de recherche engagées éligibles au CIR et aux exonérations JEI y sont donc en moyenne plus élevées.

Tableau 4 – Recours aux aides RDI et exonérations de cotisations sociales au titre du dispositif JEI

	Recours (%)	Montant de l'exonération (en k€)			
		Moyenne	Médiane	P25	P75
JEI	9,6	12,5	6,3	2,9	13,7
JEI+Cir	25,8	30,8	18,2	9,0	36,8
JEI+Bpi	5,5	16,5	10,0	5,4	19,5
JEI+Cir+Bpi	59,0	40,6	29,1	15,9	51,7
Ensemble	100	34,0	22,1	10,4	43,6

Note : Distribution du montant annuel moyen d'exonérations de cotisations sociales au titre du dispositif JEI.

Source : MESRI, Acoiss, Bpifrance

Champ : Entreprises JEI créées à partir de 2004.

4.3 Les jeunes entreprises innovantes en comparaison des autres entreprises créées en France

Les entreprises créées qui bénéficient des aides JEI ont une activité de recherche, de développement et d'innovation importante au cours de leurs premières années d'activité. Elles se rapprochent en cela des autres entreprises créées qui solliciteront les aides Bpifrance ou qui bénéficieront du Cir, sans toutefois recourir au dispositif JEI. Mais, comme nous l'avons mentionné, être JEI est à l'initiative de l'entrepreneur et ce choix pourrait donc être lié par exemple aux motivations du porteur de projet, au mode de financement, etc.

Les enquêtes du Système d'information sur les nouvelles entreprises¹⁷ (SINE) visent explicitement à documenter les motivations et objectifs de l'entrepreneur, les difficultés rencontrées à la création de l'entreprise, etc. Leur exploitation nous permet de comparer les futures JEI (enquêtées) à des PME nouvellement créées, indépendantes, et exerçant aussi dans les mêmes secteurs d'activité que les futures bénéficiaires¹⁸, en distinguant parmi les non JEI celles qui seront de futures bénéficiaires des aides Bpifrance ou du Cir. Si seules 4 % des JEI font effectivement l'objet d'une enquête, cette analyse reste malgré tout riche en enseignements.

Caractéristiques du créateur d'entreprise

Les créateurs de Jeunes entreprises innovantes, essentiellement des hommes de nationalité française, souvent jeunes, sont plus diplômés que les autres créateurs d'entreprises, qu'ils recourent ou non aux aides à l'innovation (cf. tableau 5). Par exemple, 69 % des créateurs de JEI ont obtenu un doctorat, un diplôme d'ingénieur ou d'une grande école, contre 45 % des créateurs d'entreprises sollicitant le Cir ou les aides Bpifrance et seulement 35 % des créateurs d'entreprises dans les mêmes secteurs qui ne solliciteront aucune aide à l'innovation.

Ce sont donc plus fréquemment d'anciens cadres ou professions intellectuelles supérieures. À l'inverse il s'agit moins souvent d'anciens indépendants ou de chefs d'entreprise que les entrepreneurs qui bénéficieront d'aides à la RDI autres que les JEI (21 % contre 35 %). Les fondateurs de JEI créent donc plus souvent leur entreprise pour la première fois (62 % contre 56 %).

Comme attendu, la majorité des créateurs de JEI (66 %) déclarent avoir créé leur entreprise parce qu'ils avaient une idée nouvelle de produit ou de marché (cf. tableau 6), alors qu'ils ne sont que 47 % parmi les créateurs d'entreprises qui solliciteront le Cir ou les aides Bpifrance et seulement 22 % pour les entreprises nouvelles qui ne bénéficieront pas d'aides à l'innovation. Le goût d'entreprendre (66 %) est aussi plus souvent évoqué que le souhait d'être indépendant (46 %). Dès lors, l'objectif principal des créateurs de JEI - tout comme celui des bénéficiaires du Cir ou des aides Bpifrance - est de développer fortement leur entreprise plutôt qu'assurer leur propre emploi (83 %), contrairement aux entrepreneurs des mêmes secteurs qui ne bénéficieront pas d'aides RDI.

Difficultés rencontrées par les JEI à leur création

Avoir une activité de recherche et d'innovation semble poser aux futurs bénéficiaires d'aides RDI (JEI, Cir ou aides Bpifrance) plusieurs problèmes au démarrage de leur acti-

17. Cette enquête, conduite par l'INSEE, a lieu tous les quatre ans et interroge 25 % des entreprises créées en France l'année considérée. Elle suit les entreprises enquêtées les 5 premières années de leur développement et comporte de nombreuses informations sur le créateur de l'entreprise.

18. Plus précisément, toutes les PME indépendantes créées dans un secteur d'activité qui présente au moins une création de JEI sont retenues.

Tableau 5 – Caractéristiques sociodémographiques des créateurs d'entreprise (en %)

	JEI	Non JEI Bénéficiaires RDI	Secteurs
Âge			
Moins de 35 ans	35	32	28
Entre 35 et 44 ans	35	32	32
45 ans ou plus	35	36	40
Sexe (homme)			
Nationalité française	86	85	80
	97	95	94
Situation immédiatement avant la création			
Indépendant ou à son compte	10	16	10
Chef d'entreprise salarié, PDG ou gérant minoritaire de SARL	11	19	10
Cadre ou profession intellectuelle supérieure	27	19	23
Autre profession	7	11	13
Chômeur depuis moins d'un an	21	17	21
Chômeur depuis plus d'un an	13	10	14
Sans activité professionnelle (retraité, étudiant, etc.)	11	8	9
Diplôme le plus élevé obtenu			
Diplôme d'ingénieur ou d'une grande école	37	24	17
Diplôme universitaire de 3 ^e cycle	32	19	18
Autre diplôme	31	57	65
Première création d'entreprise			
Existence de chefs d'entreprises dans l'entourage	62	56	68
	73	77	71
Nombre d'entreprises			
	311	809	9 992

Lecture : 85 % des entreprises créées en France qui ne sont pas des JEI mais qui percevront une aide à la RDI (CIR et/ou aides Bpifrance) sont créées par des hommes. Parmi les entreprises créées dans les mêmes secteurs d'activité que les JEI et qui ne bénéficieront d'aucune aide RDI, ils sont 80 %.

Source : Acooss, MESRI, Bpifrance, Enquêtes Sine

Champ : Entreprises créées en 2002, 2006, 2010 et 2014 de l'enquête Sine, bénéficiaires d'aides à l'innovation ou appartenant aux secteurs des JEI.

Tableau 6 – Motivations et objectif (en %)

	JEI	Non JEI Bénéficiaires RDI	Secteurs
Principales motivations évoquées pour créer son entreprise			
Idée nouvelle de produit ou de marché	66	47	22
Goût d'entreprendre	66	60	47
Être indépendant	46	44	57
Opportunité de création	21	26	21
Exemples réussis de création dans l'entourage	6	8	8
Sans emploi, choix de créer	12	14	21
Sans emploi, contraint de créer	2	2	5
Seule possibilité pour exercer sa profession	3	4	7
Objectifs du porteur de projet			
Envisage d'être à son compte de façon durable (plus de 5 ans)	91	92	82
Objectif principal :			
Plutôt développer fortement son entreprise (emploi et investissement)	83	71	33
Plutôt assurer son emploi	17	29	67
Nombre d'entreprises	311	809	9 992

Lecture : 47 % des créateurs d'entreprises dans les secteurs représentatifs des JEI déclarent avoir créé leur entreprise par goût d'entreprendre. Ils sont 60% si l'on considère les créateurs d'entreprises qui ne recourront pas au dispositif JEI, mais bénéficieront d'aides RDI et 66 % parmi les bénéficiaires du dispositif JEI.

Source : Acooss, MESRI, Bpifrance, Enquêtes Sine

Champ : Entreprises créées en 2002, 2006, 2010 et 2014 de l'enquête Sine, bénéficiaires d'aides à l'innovation ou appartenant aux secteurs des JEI.

tivité¹⁹. Ainsi, 41 % des JEI et 28 % des futurs bénéficiaires du Cir ou des aides Bpifrance ont peiné à obtenir le financement de leur activité, contre 19 % des autres entrepreneurs. Cela peut être dû aux besoins de financement souvent importants des entreprises bénéficiaires d'aides à l'innovation. En effet, 32 % des JEI nécessitent plus de 80 000 € pour démarrer leur activité. C'est le cas pour 26 % des bénéficiaires d'autres aides à l'innovation, à la recherche et au développement mais de seulement 4 % des autres créateurs d'entreprises. Par ailleurs, 22 % des fondateurs de JEI et 16 % des créateurs d'entreprises bénéficiaires d'autres aides RDI déclarent avoir eu des difficultés à embaucher du personnel qualifié contre 9 % des entrepreneurs des mêmes secteurs (cf. tableau 7).

Tableau 7 – Difficultés rencontrées et financement à leur création (en %)

	JEI	Non JEI Bénéficiaires RDI	Secteurs
Principales difficultés rencontrées à la création ¹			
Embaucher du personnel qualifié	22	16	9
Obtenir un financement	41	28	19
Obtenir l'autorisation d'un découvert bancaire	20	19	7
Aucune difficulté particulière	13	18	24
Moyens financiers nécessaire pour démarrer			
Moins de 2 000 €	6	6	29
De 2 000 € à moins de 4 000 €	4	6	17
De 4 000 € à moins de 40 000 €	40	48	46
De 40 000 € à moins de 80 000 €	18	14	4
Plus de 80 000 €	32	26	4
Nombre d'entreprises	311	809	9 992
dont cohorte 2006, 2010 ou 2014	265	601	8 346

¹ Uniquement pour les cohortes 2006, 2010 et 2014

Lecture : 22 % des JEI déclarent avoir rencontré des difficultés à embaucher du personnel qualifié à leur création. C'est aussi le cas pour 16 % des entreprises créées en France qui ne sont pas des JEI mais qui percevront une aide à la RDI, et de 9 % des nouvelles entreprises créées dans les mêmes secteurs que les JEI mais qui ne bénéficieront d'aucune à la RDI.

Source : MESRI, Bpifrance, Enquêtes Sine

Champ : Entreprises créées en 2002, 2006, 2010 et 2014 bénéficiaires d'aides à l'innovation ou appartenant aux secteurs des JEI.

Toutefois, les entreprises bénéficiaires d'aides à la RDI ont plus fréquemment un emploi non nul (hors chef d'entreprise salarié), que les autres entreprises (28 % des JEI, 29 % des bénéficiaires d'autres aides à la RDI, contre 10 % pour les autres entreprises créées, voir tableau 8).

Les futurs bénéficiaires du dispositif JEI, du Cir ou des aides Bpifrance, ont aussi un nombre de dirigeants plus important à la création que les entreprises de secteurs similaires non bénéficiaires de ces aides. En effet, quand 33 % des JEI et 29 % des bénéficiaires d'autres aides à la RDI ont plus d'un chef d'entreprise ou associé, elles ne sont que 9 % chez les non bénéficiaires d'aides à l'innovation.

19. Seulement 13% des JEI déclarent n'avoir rencontré aucune difficulté particulière à la création, contre 18% des bénéficiaires d'autres aides à la RDI, et 24% des non bénéficiaires d'aides à la RDI.

Tableau 8 – L’emploi des entreprises à leur création (en %)

	JEI	Non JEI Bénéficiaires RDI	Secteurs
Nombre de chef(s) d’entreprise ou associé(s)			
Un seul	67	71	91
Deux	25	20	7
Plus de deux	8	9	2
Salariés¹ en CDI ou CDD			
Sans emploi	72	71	90
Un seul emploi	16	12	6
Plus d’un emploi salarié	12	17	4
Nombre d’entreprises	311	809	9 992

¹ Hors chef d’entreprise salarié.

Lecture : 67% des JEI n’ont qu’un seul chef d’entreprise. C’est le cas pour 91 % de entreprises nouvellement créées dans les secteurs représentatifs des JEI qui ne bénéficieront d’aucune aide à la RDI.

Source : Acooss, MESRI, Bpifrance, Enquêtes Sine

Champ : Entreprises créées en 2002, 2006, 2010 et 2014 de l’enquête Sine, bénéficiaires d’aides à l’innovation ou appartenant aux secteurs des JEI.

L’enquête Sine interroge aussi les entrepreneurs sur leurs réalisations, leur clientèle, etc. à l’issue de leur première année d’activité. Les entreprises JEI déclarent ainsi plus fréquemment avoir déjà réalisé une innovation de produits ou de services que les bénéficiaires d’autres aides à la RDI, et les non bénéficiaires d’aides. Ainsi, 40 % des JEI déclarent une innovation dans ce domaine au cours de la première année, contre 34 % des bénéficiaires d’autres aides à la RDI et seulement 23 % des autres entreprises créées dans les mêmes secteurs mais non aidées (cf. tableau 9). À première vue, la structure de la clientèle au cours de la première année d’activité peut sembler similaire entre les 3 groupes, puisque dans 70 % des cas, les entreprises représentent la part majoritaire de la clientèle (activité *BtoB*). Toutefois, si on considère l’origine géographique des clients, on remarque que celle-ci est majoritairement considérée comme *nationale* ou *internationale* pour les JEI (67 % des cas) et les bénéficiaires d’autres aides à la RDI (57 % des cas) alors qu’elle est principalement considérée comme *locale ou de proximité* ou *régionale* pour les non bénéficiaires d’aides (52 % des cas). Enfin, le chiffre d’affaires réalisé au cours de la première année d’activité semble davantage réparti entre plusieurs clients dans le cas des entreprises JEI ou bénéficiaires d’autres aides à la RDI, puisque respectivement 40 % et 50 % déclarent que l’essentiel de leur chiffre d’affaire se répartit entre plus de 10 clients, contre 30 % pour les non bénéficiaires d’aides à l’innovation.

Finalement, pour la très grande majorité des caractéristiques à la création présentées au sein de cette section, les entreprises bénéficiaires du dispositif JEI ressemblent fortement aux entreprises bénéficiant d’autres aides à la RDI (Cir ou aides Bpifrance). En revanche, elles se distinguent assez nettement d’entreprises opérant dans les mêmes secteurs d’activité, mais ne bénéficiant pas d’aides à la R&D ou l’innovation.

Tableau 9 – Clientèle et innovation réalisée au cours de la première année d'activité (en %)

	JEI	Non JEI	Secteurs
	Bénéficiaires RDI		
Innovation déjà réalisée ¹			
Produits ou services nouveaux	40	34	23
Méthodes ou procédés de production	13	8	4
En <i>marketing</i>	13	9	5
Clientèle			
La plus importante			
Entreprises	69	65	69
Particuliers	22	27	22
Administrations, organismes publics ou parapublics	9	8	9
Origine géographique de la principale clientèle			
Locale ou de proximité	20	24	32
Régionale	13	19	26
Nationale	39	39	30
Internationale	28	18	12
Répartition de l'essentiel du chiffre d'affaires entre :			
1 ou 2 clients	24	16	32
3 à 10 clients	36	34	38
Un plus grand nombre de clients	30	36	23
Un grand nombre mais avec quelques clients importants	10	14	7
<hr/>			
Nombre d'entreprises	311	809	9 992
dont cohorte 2006, 2010 ou 2014	265	601	8 346

¹ Uniquement pour les cohortes 2006, 2010 et 2014

Lecture : 18 % des entreprises créées en France qui ne sont pas des JEI mais qui percevront une aide à la RDI déclarent avoir une clientèle principalement internationale. C'est le cas pour 28 % des JEI et 12 % des entreprises nouvelles des mêmes secteurs mais qui ne recourent à aucune aide RDI.

Source : Acoiss, MESRI, Bpifrance, Enquêtes SINE

Champ : Entreprises créées en 2002, 2006, 2010 et 2014 de l'enquête SINE, bénéficiaires d'aides à l'innovation ou appartenant aux secteurs représentatifs des JEI.

5 Appariement sur caractéristiques observées

5.1 Entreprises JEI et groupe de contrôle

L'estimation d'un effet causal repose sur la comparaison de la situation du bénéficiaire avec celle que l'on aurait observée en l'absence du dispositif. Par définition, cette situation contrefactuelle ne peut être observée et doit donc être estimée. Pour cela, dans cette étude, nous nous appuyons sur un appariement des entreprises JEI avec des entreprises non bénéficiaires présentant des caractéristiques semblables sur la base des caractéristiques observables. Une fois l'appariement effectué, les performances économiques (emploi salarié, recrutement de chercheurs, etc.) des entreprises bénéficiaires sont comparées à celles des entreprises qui n'ont pas eu recours au dispositif. La pertinence de la méthode repose sur celle de l'appariement. Plus précisément, la démarche permet d'estimer un effet causal si les caractéristiques observées utilisées pour l'appariement captent à elles seules l'ensemble des déterminants du biais de sélection des entreprises bénéficiaires (*Conditional Independence Assumption*). Pour cela, la constitution d'un groupe de contrôle (entreprises non bénéficiaires pouvant être appariées aux JEI) pertinent est un élément important.

Comme nous l'avons souligné (cf. section 4.3), les JEI présentent souvent des caractéristiques différentes des autres entreprises nouvellement créées. Ce sont des PME, indépendantes, dont la création vise à l'élaboration d'un nouveau produit. Elles ont donc une activité de recherche importante et cumulent le plus souvent les aides publiques à la recherche et à l'innovation. L'importance de l'activité innovante et de recherche dans les premières années d'activité de l'entreprise est un élément primordial dans le recours au dispositif. Il aurait été utile de disposer d'information sur le montant des dépenses de recherche engagées par chaque entreprise²⁰ ; celles-ci doivent, en effet, représenter au minimum 15 % des charges fiscalement déductibles. Afin, d'en tenir compte au mieux dans notre appariement, notre groupe de contrôle est constitué d'entreprises créées entre 2004 et 2010, dans les mêmes secteurs d'activité que les JEI, et *qui auront recours, au moins une fois, au CIR-CII ou aux aides Bpifrance* entre 2004 et 2016. Dit autrement, il correspond à des jeunes entreprises qui mèneront sur la période d'étude une activité de R&D, dans les mêmes secteurs d'activité que les jeunes entreprises innovantes, sans solliciter les aides associées au dispositif JEI.

Une fois le groupe de contrôle formé, il convient ensuite d'apparier les JEI à une ou des entreprise(s) non bénéficiaire(s) similaires en plusieurs caractéristiques socioéconomiques. Or, si le secteur d'activité est déclaré dès la création de l'entreprise (et donc renseigné dans les fichiers administratifs de création d'entreprise SIRENE de l'Insee), le chiffre d'affaires, l'emploi salarié, les salaires horaires, par exemple, ne sont disponibles qu'à l'issue de la première année d'activité, lors des déclarations fiscales et sociales effectuées en fin d'exercice. La plupart des JEI ont recours au dispositif dès leur création²¹, de telle sorte que ces informations reflètent déjà potentiellement les effets des aides octroyées²². Dès lors, un appariement n'est possible que pour les entreprises qui ne rentrent dans le dispositif JEI qu'*après leur deuxième année (civile) d'activité* afin de disposer de caractéristiques observées *avant* l'entrée dans le dispositif, notamment sur l'emploi et l'activité économique.

Au final, notre évaluation porte sur les bénéficiaires du dispositif JEI créées entre 2004

20. les enquêtes sur les moyens consacrés au financement de la recherche et du développement du Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche ne couvrent pas suffisamment le champ des PME, et en particulier les entreprises nouvellement créées.

21. ou au cours de leur première année

22. Les cotisations sociales patronales déclarées intègrent par exemple les exonérations JEI pour les entreprises bénéficiaires.

Tableau 10 – Répartition des JEI créées entre 2004 et 2010 (en %)

Caractéristiques	
JEI avant 2 ans	53,3
dont sans activité continue sur les 5 premières années	9,4
dont en activité continue sur les 5 premières années	43,9
JEI à partir de 2 ans	46,7
dont sans activité continue sur les 5 premières années	4,8
dont en activité continue sur les 5 premières années et JEI avant leur 5 ^e année	38,9
	avec emploi ETP ≥ 3 7,2
	avec emploi ETP < 3 31,7

Source : MESRI, Acooss, Bpifrance, DADS, calcul des auteurs

Champ : Entreprises bénéficiaires du dispositif JEI créées entre 2004 et 2010.

et 2010, qui ne bénéficieront du dispositif avant leur 2^e année (civile) d'activité. Le choix de 2004 comme première année résulte de notre volonté de ne retenir que les entreprises créées après la mise en place du dispositif JEI, tandis que l'étude des effets du dispositif à moyen terme (c'est-à-dire sur les résultats observés au cours des 5 premières années d'activité) impose 2010 comme dernière année. Les JEI évaluées devront par ailleurs exercer continûment leur activité pendant 5 ans et avoir un emploi salarié en ETP inférieur à 3 au cours de leur première année d'exercice. Retenir un panel d'entreprises bénéficiaires continûment en activité pendant 5 ans permet d'analyser l'évolution de l'ampleur des effets du dispositif JEI dans le temps indépendamment de la démographie d'entreprises²³.

Le tableau 10 détaille la répartition des entreprises bénéficiaires du dispositif JEI créées entre 2004 et 2010 selon ces différents critères. Il apparaît que se limiter aux entreprises qui ne recourent au dispositif JEI *qu'après leur deuxième année (civile) d'activité* réduit d'un peu plus de la moitié le nombre d'entreprises évaluées. Cette condition est la plus restrictive parmi celles adoptées. En tenant compte aussi des autres critères, nous évaluons au total le dispositif JEI sur près d'un tiers des bénéficiaires créés entre 2004 et 2010.

5.2 Appariement optimal sur observables

Il existe des différences marquées, avant appariement, sur les caractéristiques observées entre les entreprises JEI et celles qui appartiennent au groupe de contrôle. Ainsi, par exemple, 36 % des JEI retenues dans notre échantillon exercent leur activité principale dans le secteur de la programmation informatique²⁴, alors qu'elles ne sont que 20 % dans le groupe de contrôle (cf. tableau 11). De même, 43 % des JEI ont déjà eu recours au crédit impôt recherche ou aux aides Bpifrance avant leur 2^e année d'activité, contre 29 % pour le groupe de contrôle. Au-delà, les JEI ont aussi plus souvent déjà des emplois salariés dédiés à la R&D mais un chiffre d'affaires la première année d'activité en moyenne plus faible (cf.

23. Cette sélection conduit à ne pas considérer les éventuels effets du dispositif sur la survie des entreprises et donc sur la sauvegarde de l'emploi correspondante. Cette sélection conduit donc possiblement à sous estimer l'ampleur des effets potentiels du dispositif, mais pas à infirmer l'existence d'un effet si celui-ci est mis en évidence sur ce sous-échantillon. Néanmoins, comme le montre le tableau 10, 10 % (= 4,8/46,7) des entreprises qui ne recourent pas au dispositif avant leur 2^e année d'existence cessent leur activité au cours de leurs 5 premières années d'exercice. Afin de lever toute ambiguïté sur nos résultats, nous étudierons en Annexe D l'impact sur la probabilité de survie du dispositif JEI

24. La nomenclature d'activité retenue ici correspond à celle préconisée par Eurostat pour distinguer les secteurs d'activité nécessitant des compétences techniques et scientifiques importantes (*Knowledge Intensive Activities*).

tableau 12).

Tableau 11 – Description des entreprises retenues créées entre 2004 et 2010

	Non bénéficiaires	JEI
Nombre	4 834	1 118
Secteur (%)		
Services aux entreprises	26.4	19.1
Programmation informatique	19.6	36.3
Industrie manufacturière à haute ou moyenne technologie	3.7	2.9
Recherche et développement	21.0	25.6
Autres	29.4	16.1
Caractéristiques socio-économiques		
Recours aux aides R&D avant leur 2 ^e année au moins une fois du Cir (%)	20.7	31.4
au moins une fois des aides Bpifrance (%)	10.2	20.6
au moins une fois du Cir ou des aides Bpifrance (%)	28.7	42.9
EBE > 0 (%)	59.6	51.5
Sans emploi salarié la première année (%)	51.3	44.2
Année de création (%)		
2004	13.9	9.7
2005	13.8	10.8
2006	13.3	12.7
2007	14.4	14.4
2008	13.8	14.9
2009	15.7	19.0
2010	15.1	18.4

Source : MESRI, Bpifrance, DADS, calcul des auteurs

Champ : Entreprises créées entre 2004 et 2010 et vérifiant les critères énoncés à la section 5.1.

Afin de contrôler de ces différences de caractéristiques et donc de réduire le biais de sélection, chaque JEI est appariée avec *une* entreprise non bénéficiaire, présente dans le groupe de contrôle et ayant des caractéristiques observées similaires. Plus précisément, cet appariement est effectué séparément sur chaque cohorte d'entreprises bénéficiaires, définie par l'âge auquel elle recourt pour la première fois aux exonérations sociales et fiscales du dispositif JEI²⁵.

Plusieurs caractéristiques économiques sont retenues pour l'appariement. Tout d'abord, l'entreprise du groupe de contrôle sélectionnée doit exercer dans le même secteur d'activité, avoir elle aussi recouru (ou non) aux autres aides R&D avant sa 2^e année d'activité, et présenter un emploi strictement positif (ou non) au cours de la première année. Sur ces éléments, l'appariement doit donc être exact. Puis, parmi les entreprises du groupe de contrôle qui vérifient ces caractéristiques, l'entreprise non bénéficiaire qui est sélectionnée doit aussi avoir un chiffre d'affaire, un montant d'aides (Cir et/ou aides Bpifrance), un volume d'emploi salarié total et dédié à la R&D en équivalent temps-plein, un salaire horaire moyen, une intensité capitalistique, un résultat d'exploitation²⁶ et une rentabilité²⁷

25. Les appariements et les estimations sont menées successivement et séparément par cohorte; en cela nous autorisons une même entreprise non bénéficiaire à être possiblement appariée avec plusieurs entreprises bénéficiaires, si celles-ci n'appartiennent pas à la même cohorte.

26. entendu ici comme le ratio du résultat d'exploitation rapporté au chiffre d'affaires.

27. mesurée ici par une indicatrice précisant si l'entreprise a un excédent brut d'exploitation positif.

Tableau 12 – Description des entreprises retenues

	Non bénéficiaires	JEI	Différence de moyennes standardisée
Nombre	4 834	1 118	
Emploi salarié ETP	0.53 (0.74)	0.60 (0.73)	0.096
Emploi salarié ETP R&D	0.16 (0.40)	0.25 (0.47)	0.191
Salaire horaire moyen	9.40 (13.47)	9.54 (10.67)	0.012
Salaire horaire moyen R&D	4.12 (9.36)	5.95 (9.69)	0.191
Chiffre d'affaires (en log)	4.05 (1.94)	3.45 (1.98)	0.304
Part du chiffre d'affaires à l'export (en %)	0.06 (0.19)	0.05 (0.17)	0.056
Crédits impôt recherche	11.80 (71.24)	14.32 (42.12)	0.043
Aides Bpifrance	7.78 (46.40)	21.02 (70.24)	0.222

Note : Pour chaque caractéristique, les colonnes 1 et 2 indiquent la moyenne et l'écart-type (entre parenthèses). Le chiffre d'affaires, les montants de Cir et d'aides Bpifrance sont mesurés en k€.

Source : MESRI, Bpifrance, DADS, calcul des auteurs

Champ : Entreprises créées entre 2004 et 2010. Toutes les entreprises vérifient les critères énoncés à la section 5.1.

la première année d'activité et l'année qui précède son entrée dans le dispositif, similaires à ceux de l'entreprise JEI avec laquelle elle est appariée. Utiliser les grandeurs observées la première année d'activité et l'année qui précède l'entrée dans le dispositif vise à nous assurer que les entreprises appariées présentent une évolution similaire sur ces caractéristiques économiques *avant* que l'entreprise bénéficiaire n'entre dans le dispositif JEI.

Formellement, nous procédons à un *appariement optimal sans remise*, en utilisant la distance de *Mahalanobis basée sur le rang* (sur cette distance, voir [Rosenbaum, 2010](#)). L'appariement optimal assure que la distance totale au sein des paires ainsi constituées après appariement soit minimale²⁸. L'utilisation de la distance de Mahalanobis basée sur le rang est ici privilégiée car la plupart des caractéristiques continues présentent une distribution asymétrique ; cette distance permet ainsi de ne pas affecter un poids trop faible aux variables qui ont des valeurs extrêmes ou une longue queue de distribution. Elle assure aussi que les variables qualitatives de fréquence faible ne se voient pas attribuer un poids trop important. Enfin, nous imposons un appariement sans remise afin d'assurer l'*indépendance* des paires ainsi constituées (au sein de chaque cohorte) afin de mener l'analyse de sensibilité détaillée dans la section 6.

Vérifier la qualité de l'appariement est une étape primordiale dans la démarche adoptée ici. Il convient en effet de s'assurer qu'après appariement, les entreprises JEI et les entreprises non bénéficiaires sont effectivement similaires sur les caractéristiques observées. Pour cela, nous comparons les distributions de plusieurs caractéristiques économiques, après appariement, entre les groupes des entreprises bénéficiaires et non bénéficiaires. Les graphiques 2a à 2d représentent les distributions de plusieurs caractéristiques économiques dans le groupe des entreprises bénéficiaires²⁹ et dans le groupe des entreprises non bénéficiaires : l'emploi salarié en équivalent temps plein, total et dédié à la R&D³⁰, et les salaires

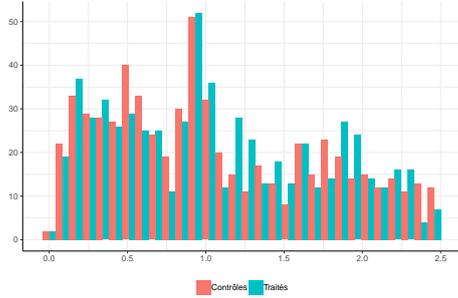
28. au contraire des méthodes d'appariement qui s'appuient sur l'algorithme *greedy* ou *best first* qui n'impliquent pas que l'appariement soit optimal. Déterminer l'appariement optimal est aussi connu sous le nom de « problème d'affectation », résolu par [Kuhn \(1955\)](#). Un des algorithmes les plus rapides a été proposé par [Bertsekas \(1991\)](#) et implémenté sous R par le package `optmatch` de [Hansen et Klopfer \(2006\)](#).

29. qui entrent dans le dispositif au cours de leur 2^e année d'activité. Les résultats sur les autres cohortes sont similaires et disponibles sur demande auprès des auteurs.

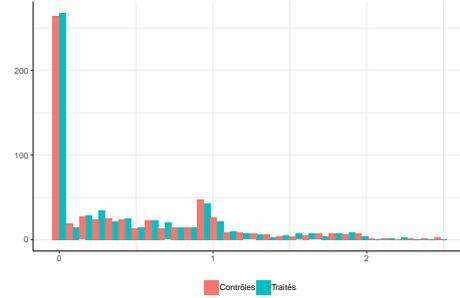
30. tel que défini à la section 3.

horaires moyens correspondant pour les entreprises qui emploient au moins un salarié au cours de leur seconde année (civile) d'activité. Des graphiques similaires sont aussi réalisés pour les montants totaux de crédit impôt recherche et d'aides Bpifrance reçus lors des deux premières années d'activité, pour les seules entreprises qui en ont effectivement bénéficié au moins une fois (cf. graphique 2e et 2f). Il apparaît qu'après appariement, le groupe des entreprises bénéficiaires du dispositif et celui des entreprises non bénéficiaires retenues pour estimer le contrefactuel présentent des distributions similaires pour la plupart des caractéristiques observables retenues lors de l'appariement. Quelques différences subsistent néanmoins sur les montants cumulés de Crédit Impôt Recherche et d'aides Bpifrance. Celles-ci sont cependant d'un montant restreint en valeur absolue.

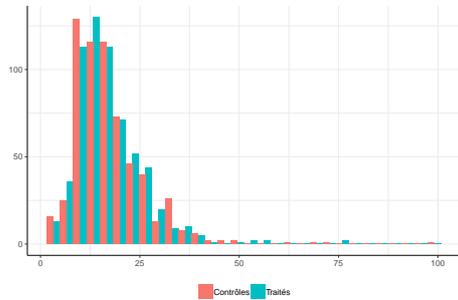
Graphique 2 – Comparaison des distributions après appariement



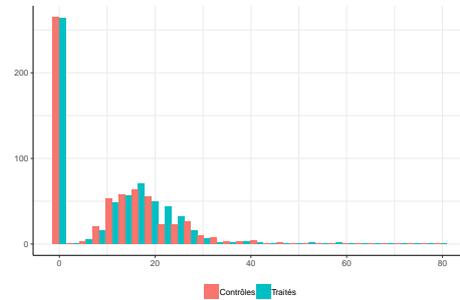
(a) Emploi salarié ETP



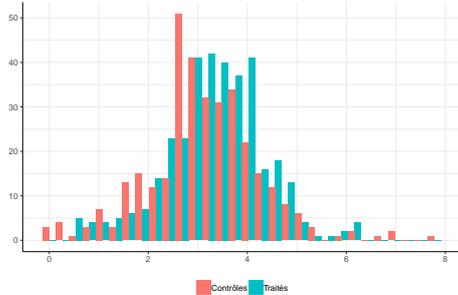
(b) Emploi salarié ETP R&D



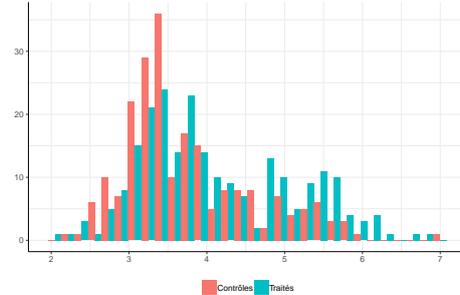
(c) Salaire horaire moyen (en €)



(d) Salaire horaire moyen R&D (en €)



(e) Crédit Impôt Recherche (en k€)



(f) Aides Bpifrance (en k€)

Note : Chaque graphique représente la distribution de la variable considérée, la 1^{re} année, dans le groupe des JEI (entrant dans le dispositif au cours de leur 2^e année d'activité) et dans le groupe des entreprises non bénéficiaires auxquelles elles sont appariées. La distribution des variables d'emploi salarié et de salaire horaire moyen est restreinte à celle des seules entreprises employeuses. De même, la distribution du Crédit Impôt Recherche et des aides Bpifrance est restreinte à celle des seules entreprises ayant recouru au moins une fois à l'une des deux aides.

6 L'analyse de sensibilité sur données appariées

Trouver des entreprises « similaires » vise à contrôler du biais de sélection (les entreprises qui recourent au dispositif JEI sont différentes des autres entreprises nouvellement créées). La similarité des entreprises non bénéficiaires utilisées pour estimer le contrefactuel est alors essentielle pour identifier un effet causal moyen. L'hypothèse classique pour l'identification, dite d'indépendance conditionnelle, pose que « conditionnellement aux caractéristiques observables *retenues*, recourir au dispositif JEI est seulement lié au hasard ». Cette hypothèse forte se heurte cependant à l'existence d'un biais de sélection non pris en compte si une caractéristique n'est pas observée (par exemple, « être fondé par un enseignant-chercheur »).

L'analyse de sensibilité, telle qu'explicitée par [Rosenbaum \(2010, 2007, 2002c\)](#) et dont nous présentons ici l'intuition à partir de ses explications, consiste à évaluer l'impact d'un relâchement de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle sur nos estimations et leur significativité, en considérant par exemple qu'après appariement l'une des deux entreprises, et pas nécessairement l'entreprise bénéficiaire, a encore deux fois plus de chances de recourir au dispositif JEI. Schématiquement, l'approche s'appuie sur les données pour quantifier l'incertitude liée à une caractéristique inobservée³¹ sur nos estimations, comme un intervalle de confiance tient compte de l'incertitude lié à l'échantillonnage. À la critique usuelle « corrélation n'est pas causalité » que soulève à raison l'existence éventuelle d'une caractéristique inobservée, l'analyse de sensibilité propose une réponse que l'on pourrait formuler par « pour disqualifier toute causalité dans la corrélation mise en évidence sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, le biais de sélection inobservée doit être de *telle* amplitude ».

6.1 Notations

Après appariement, nous disposons de S paires comportant chacune deux entreprises $i = 1, 2$, dont l'une est bénéficiaire du dispositif JEI ($Z_{si} = 1$), et l'autre non ($Z_{si} = 0$). Au sein de chaque paire, les deux entreprises ont les mêmes caractéristiques \mathbf{x} , de telle sorte que $\mathbf{x}_{s1} = \mathbf{x}_{s2}$. Nous supposons cependant l'existence d'une caractéristique inobservée u_{si} , dont la valeur peut éventuellement différer entre les deux entreprises appariées ($u_{s1} \neq u_{s2}$). Comment tenir compte dans nos estimations de l'effet du traitement Z sur, par exemple, l'emploi salarié d'une entreprise, R , de cette caractéristique u non retenue dans l'appariement ?

Comme explicité par le modèle causal de [Neyman \(1923\)](#); [Rubin \(1974\)](#), chaque entreprise i de la paire s a deux valeurs potentielles d'emploi salarié ; r_{Tsi} si elle bénéficie du dispositif JEI, et r_{Csi} le cas échéant. La valeur *observée* de l'emploi salarié s'exprime simplement en fonction de ces deux valeurs potentielles, $R_{si} = Z_{si}r_{Tsi} + (1 - Z_{si})r_{Csi}$, tout comme l'effet du traitement pour cette entreprise, $\tau_{si} = r_{Tsi} - r_{Csi}$. Cependant, par définition, celui-ci ne peut être observé puisque chaque entreprise se trouve uniquement dans l'une ou l'autre des situations.

Contrairement aux expériences aléatoires contrôlées, le recours au dispositif JEI n'est pas le résultat d'un tirage à pile ou face. Ainsi, chaque entreprise i de la paire s présente une probabilité π_{si} de recourir au dispositif qui dépend par exemple des caractéristiques observées \mathbf{x} ou inobservée \mathbf{u} . Celle-ci varie d'une entreprise à l'autre, et n'est pas connue. Plus précisément,

$$\pi_{si} = \text{P}(Z_{si} = 1 \mid r_{Tsi}, r_{Csi}, \mathbf{x}_{si}, u_{si}) = \text{P}(Z_{si} = 1 \mid \mathcal{F}_{si})$$

31. et donc sans réfuter son existence.

Chaque paire compte cependant au moins une entreprise traitée ($\mathcal{Z} = \{Z_{s1} + Z_{s2} = 1\}$). Dès lors, la probabilité pour que l'entreprise 1 de la paire s soit la bénéficiaire du dispositif JEI correspond à :

$$P(Z_{s1} = 1, Z_{s2} = 0 \mid \mathcal{F}_{s1}, \mathcal{F}_{s2}, \mathcal{Z}) = \frac{\pi_{s1}}{\pi_{s1} + \pi_{s2}}$$

6.2 Cas de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle

Dans le cas de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, recourir au dispositif JEI peut dépendre des caractéristiques observées \mathbf{x}_{si} , mais pas des valeurs potentielles de l'emploi salarié (r_{Tsi}, r_{Csi}) ou de la caractéristique inobservée u_{si} ³². Au sein de chaque paire, après appariement, les entreprises ont des caractéristiques identiques ($x_{s1} = x_{s2}$). Ainsi, leurs probabilités d'assignations au traitement sont égales, $\pi_{s1} = \pi_{s2}$. Celles-ci sont toujours inconnues, différent d'une paire à l'autre, mais quelle que soit la paire :

$$P(Z_{s1} = 1, Z_{s2} = 0 \mid \mathcal{F}_{s1}, \mathcal{F}_{s2}, \mathcal{Z}) = \frac{1}{2}$$

Il y a donc 50 % de chances que l'entreprise 1 soit la bénéficiaire, et autant pour que ce soit l'entreprise 2, quelque soit la paire considérée.

6.3 Modèle d'analyse de sensibilité

Le modèle d'analyse de sensibilité s'intéresse aussi aux probabilités de recourir au dispositif JEI, mais autorisent celles-ci à *différer* entre les entreprises d'une même paire, précisément car sur une caractéristique inobservée u , les deux entreprises sont éventuellement différentes. Néanmoins, dans le modèle d'analyse de sensibilité, l'ampleur de cette différence est supposée bornée par un paramètre Γ qui vérifie :

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{\pi_{si}/(1 - \pi_{si})}{\pi_{sj}/(1 - \pi_{sj})} \leq \Gamma \quad (1)$$

Cette inégalité implique que pour chaque paire s ,

$$\frac{1}{1 + \Gamma} \leq P(Z_{s1} = 1, Z_{s2} = 0 \mid \mathcal{F}_{s1}, \mathcal{F}_{s2}, \mathcal{Z}) \leq \frac{\Gamma}{1 + \Gamma}$$

Explicitons l'interprétation de Γ . Schématiquement, par exemple, $\Gamma = 4$ peut correspondre au fait qu'« une entreprise fondée par un enseignant-chercheur (caractéristique non observée) serait quatre fois plus susceptible de recourir au dispositif » qu'une entreprise similaire, à laquelle elle est appariée. Dans ce cas, cela implique que dans une paire, après appariement, on peut avoir 80% (4/5) de chances que l'entreprise 1 soit l'entreprise qui recoure au dispositif JEI, et donc seulement 20 % pour que ce soit l'entreprise 2, alors même qu'elles sont *similaires* sur plusieurs caractéristiques. La situation inverse est tout aussi envisageable (80 % de chances pour l'entreprise 2 et 20 % pour l'entreprise 1). Enfin, le modèle d'analyse de sensibilité autorise aussi des écarts moins importants (60 % pour

32. À ces éléments, il convient d'ajouter $0 < \pi_{si} < 1$, c'est-à-dire que chaque entreprise a une chance d'être bénéficiaire du dispositif JEI. Ce point n'est pas complètement anodin. En effet, la non connaissance du dispositif JEI pourrait expliquer, de manière certaine, le non recours aux aides octroyées par les entreprises de notre groupe de contrôle. À cette critique légitime, nous proposons deux réponses indirectes par notre méthodologie. La première s'appuie sur le fait que toutes les entreprises du groupe de contrôle recourront au moins une fois au Cir ou aux aides Bpifrance, ce qui nous semble suggérer une connaissance des dispositifs publics de soutien à l'innovation. On notera par ailleurs que le formulaire du Crédit impôt recherche comporte notamment une case demandant explicitement de préciser si l'entreprise est aussi JEI. La deuxième réponse est apportée par l'un de nos tests de robustesse où nous utilisons cette fois comme groupe de contrôle pour une entreprise bénéficiaire une année donnée, les JEI dont le premier recours aux aides est plus tardif.

l'entreprise 1 et 40 % pour l'entreprise 2) mais jamais plus grands que ceux énoncés précédemment. À l'inverse, on notera que lorsque $\Gamma = 1$, les probabilités d'assignation de chaque entreprise sont identiques et que l'on se ramène ainsi au cas de l'indépendance conditionnelle, où chaque entreprise au sein d'une paire a 50 % de chances d'être l'entreprise bénéficiaire.

6.4 Tester l'hypothèse d'un effet nul ou constant

Supposons maintenant, dans un premier temps, que l'on souhaite tester l'hypothèse d'un effet nul sur l'emploi salarié du recours au dispositif JEI, soit formellement :

$$\begin{aligned} H_0 : \tau_{si} &= 0, \text{ pour tout } s = 1, \dots, S, \text{ et toute entreprise } i = 1, 2 \\ \text{v.s. } H_1 : \tau_{si} &\neq 0, \end{aligned}$$

Pour cela, classiquement, nous allons utiliser la différence (observée) D_s entre l'emploi salarié de l'entreprise traitée et celui de l'entreprise non bénéficiaire, dans chaque paire s . Celle-ci s'écrit :

$$D_s = (Z_{s1} - Z_{s2})(R_{s1} - R_{s2}) = \pm(R_{s1} - R_{s2})$$

selon l'entreprise traitée dans la paire ($Z_{s1} - Z_{s2} = \pm 1$).

Dans le cas de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, $P(Z_{s1} - Z_{s2} = 1) = P(Z_{s1} = 1, Z_{s2} = 0) = \frac{1}{2}$, et D_s peut donc prendre deux valeurs $\pm(R_{s1} - R_{s2})$, chacune avec la probabilité $\frac{1}{2}$. Cette différence, sous H_0 s'exprime en fonction de l'emploi salarié potentiel en l'absence de recours au dispositif JEI :

$$D_s = (Z_{s1} - Z_{s2})(r_{Cs1} - r_{Cs2})$$

Pour tester ensuite l'hypothèse d'absence d'effet du traitement, on peut par exemple considérer la statistique de Wilcoxon signée de rang T associée à la différence d'emploi salarié. Celle-ci correspond à :

$$T = \sum_s \text{sgn} \{ (Z_{s1} - Z_{s2})(r_{Cs1} - r_{Cs2}) \} q_s$$

où $\text{sgn}(a) = 1$ si $a > 0$, $\text{sgn}(a) = 0$ si $a \leq 0$ et q_s correspond au rang de $|r_{Cs1} - r_{Cs2}|$.

La distribution de cette statistique de test est connue³³. En effet, elle correspond à la distribution de la somme de S variables aléatoires D_s , qui prennent chacune des valeurs avec une probabilité connue (1/2). Il est dès lors possible d'en déduire la P-value associée pour conclure à la validité ou non de l'hypothèse testée.

Dans le cadre du modèle d'analyse de sensibilité, cette fois, la probabilité $P(Z_{s1} - Z_{s2} = 1 \mid \mathcal{F}_{s1}, \mathcal{F}_{s2}, \mathcal{Z})$ n'est pas connue, et donc la probabilité d'observer la différence d'emploi salarié D_s . La distribution de la statistique de test T ne peut pas être déterminée. Cependant, comme le montre Rosenbaum (2007), celle-ci peut néanmoins être encadrée pour chaque $\Gamma \geq 1$, par celles de deux statistiques de test qui correspondent au cas où les probabilités d'assignation au traitement dans chaque paire sont *celles aux « bornes »* du modèle d'analyse de sensibilité.

33. Plus précisément, deux cas de figure sont à envisager, avec ou sans présence de valeurs identiques pour q_s . Dans ce dernier cas, par exemple, l'expression de l'espérance de T et sa variance s'expriment en fonction du nombre de rangs. Une approximation avec la loi Normale est ensuite faite si le nombre de rangs est grand. Le cas échéant, une tabulation peut être mise en œuvre.

À chaque « borne » du modèle d'analyse de sensibilité, la différence d'emploi salarié observée D_s peut prendre deux valeurs possibles lorsque H_0 est vérifiée, $\pm(R_{s1} - R_{s2})$, avec des probabilités *connues*, $\frac{1}{(1+\Gamma)}$ et $\frac{\Gamma}{(1+\Gamma)}$ selon l'égalité vérifiée.

Au final, la statistique de test T vérifie donc :

$$P(T^{\min} \geq k) \leq P(T \geq k) \leq P(T^{\max} \geq k), \text{ pour tout } k \quad (2)$$

où :

- T^{\min} « s'apparente » à la somme de S variables aléatoires indépendantes qui prend les valeurs $(R_{s1} - R_{s2})$ avec la probabilité $\frac{1}{(1+\Gamma)}$, et $-(R_{s1} - R_{s2})$ avec la probabilité $\frac{\Gamma}{(1+\Gamma)}$ si $R_{s1} \neq R_{s2}$,
- T^{\max} est définie en invertissant les rôles joués par $\frac{1}{(1+\Gamma)}$ et $\frac{\Gamma}{(1+\Gamma)}$.

Il est donc possible d'encadrer la P-value du test en présence d'hétérogénéité inobservée par celles de deux autres statistiques dont les *distributions sont connues* alors même que l'on suppose l'existence d'une caractéristique inobservée corrélée au traitement. L'*intervalle* des valeurs possible de la P-value reflète l'incertitude liée au biais d'hétérogénéité inobservée et permet de rejeter ou non l'hypothèse testée.

Tester l'hypothèse d'un effet additif et constant $\tau_{si} = \tau_0$ pour tout $s = 1, \dots, S$, et toute entreprise $i = 1, 2$ se déduit de la démarche précédente en considérant les différences ajustées $D_s - \tau_0$.

6.5 Estimation Hodges-Lehmann de l'effet et intervalle de confiance

Le modèle d'analyse de sensibilité décrit précédemment permet donc de questionner l'impact de l'hétérogénéité inobservée sur la conclusion d'un test de significativité de l'effet *via* la P-value. Comme le montre [Rosenbaum \(2010\)](#), il est aussi possible à partir de ce même modèle d'estimer un *intervalle des valeurs possibles* d'un effet *constant* du traitement ($\tau = \tau_0$ avec $\tau = [\tau_{si}]$) lorsque l'on relâche d'une ampleur Γ l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Pour cela la démarche s'appuie sur les estimateurs d'Hodges-Lehmann ([Hodges et Lehmann, 1963](#); [Lehmann, 1975](#)). Nous en explicitons dans cette partie l'intuition.

Comme nous l'avons précisé dans la partie précédente, tester l'hypothèse d'un effet (additif) du traitement constant $H_0 : \tau_{si} = \tau_0$, pour tout $s = 1, \dots, S$, s'effectue en déterminant la statistique de test T associée à la différence d'emploi salarié *ajustée*, c'est-à-dire en considérant $D_s - \tau_0$ ³⁴. [Hodges et Lehmann](#) se proposent de déterminer la valeur τ_0 pour laquelle la statistique de test T associée à $D_s - \tau_0$ a la distribution « attendue ». Dans le cas de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, en effet, l'espérance (et la variance) de la statistique de Wilcoxon signée du rang, par exemple, est connue³⁵. Intuitivement, la démarche consiste donc à déterminer la valeur $\hat{\tau}$ pour laquelle la statistique de Wilcoxon T de la différence ajustée est égale à son espérance. Dans le cadre du modèle d'analyse de sensibilité, une démarche analogue peut être effectuée pour chacune des statistiques T^{\min} et T^{\max} (associées à la différence ajustée) qui bornent la distribution de la statistique T (cf. équation 2). On obtient alors un *intervalle des valeurs possibles de l'effet estimé* traduisant l'incertitude liée à l'existence d'une caractéristique inobservée.

En pratique, dans le cas de la statistique de test de Wilcoxon signée du rang, nous utilisons dans cette étude l'approximation asymptotique de sa loi par une loi normale.

34. qui est alors égale, sous H_0 à $(Z_{s1} - Z_{s2})(r_{Cs1} - r_{Cs2})$

35. qui plus est, elles ne dépendent pas des valeurs de D_s mais de leur rang.

Nous donnons ci-dessous l'espérance et la variance, déterminées par [Rosenbaum \(2010\)](#), des statistiques T^{min} et T^{max} :

$$\begin{aligned} E(T^{max}) &= \frac{\Gamma}{1 + \Gamma} \sum_s \mu_s q_s \\ E(T^{min}) &= \frac{1}{1 + \Gamma} \sum_s \mu_s q_s \end{aligned}$$

où q_s correspond au rang de $|r_{Cs1} - r_{Cs2}|$ et $\mu_s = 0$ si $|r_{Cs1} - r_{Cs2}| = 0$ et 1 sinon³⁶. On notera que les espérances sont égales si $\Gamma = 1$.

Les variances de T^{min} et T^{max} sont identiques et données par :

$$var(T^{min}) = var(T^{max}) = \frac{\Gamma}{(1 + \Gamma)^2} \sum_s (\mu_s q_s)^2$$

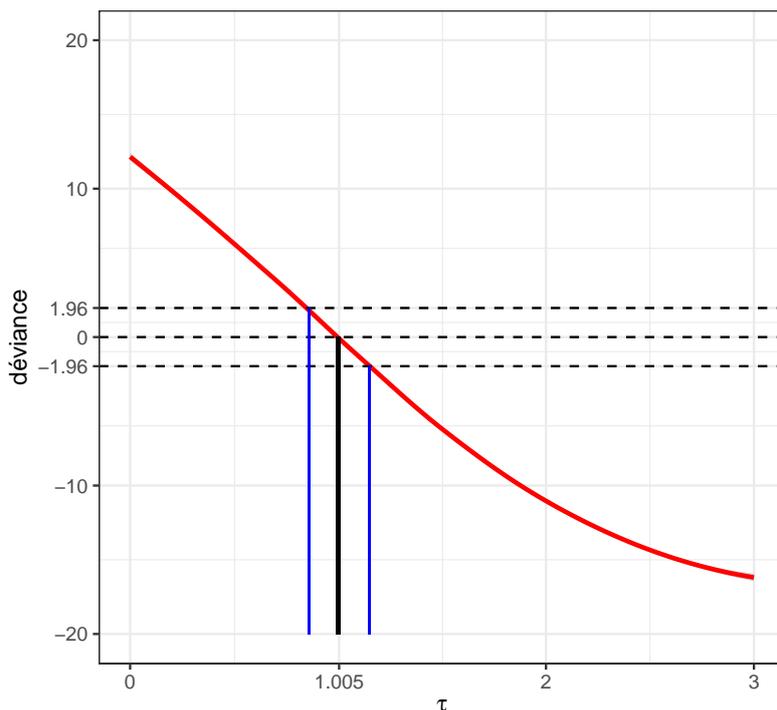
Le graphique 3 illustre ainsi dans le cas $\Gamma = 1$, c'est-à-dire dans le cas de l'indépendance conditionnelle la démarche effectuée. Pour chaque valeur τ_0 testée, le graphique représente l'écart entre la statistique (centrée et réduite) de test de Wilcoxon signée du rang associée et la valeur nulle (correspondant à l'espérance de la loi $\mathcal{N}(0,1)$). L'effet du traitement estimé correspond à la valeur $\hat{\tau}$ pour laquelle cet écart est nul. Comme le montre aussi le graphique 3, la démarche peut être étendue pour déterminer un intervalle de confiance à 95% de l'effet estimé.

Lorsque l'on relâche l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, c'est-à-dire pour chaque valeur de Γ , on obtient donc (i) un intervalle des valeurs possibles de l'effet estimé et (ii) un intervalle de confiance ayant comme borne inférieure (respectivement supérieure), la borne inférieure (respectivement supérieure) de l'intervalle de confiance $\hat{\tau}^{min}$ (respectivement $\hat{\tau}^{max}$) comme l'illustre le graphique 4. On notera comme attendu que lorsque $\Gamma = 1$, l'intervalle des valeurs possibles de l'effet estimé se réduit à un point car $T^{min} = T^{max}$ (cf. section 6.3). Le graphique illustre que l'intervalle des valeurs possibles s'accroît avec Γ . Il existe d'ailleurs une valeur Γ pour laquelle l'intervalle de confiance obtenu inclut la valeur nulle, c'est-à-dire un relâchement de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle d'une ampleur telle qu'il n'est plus possible de rejeter l'hypothèse H_0 d'absence d'effet du traitement³⁷.

36. On notera que l'espérance ne dépend pas des *valeurs* observées mais de leur rang. De plus, $\sum_s \mu_s q_s = \frac{S(S+1)}{2}$ en l'absence de paires pour lesquelles la différence observée est égale (pas de jumeaux)

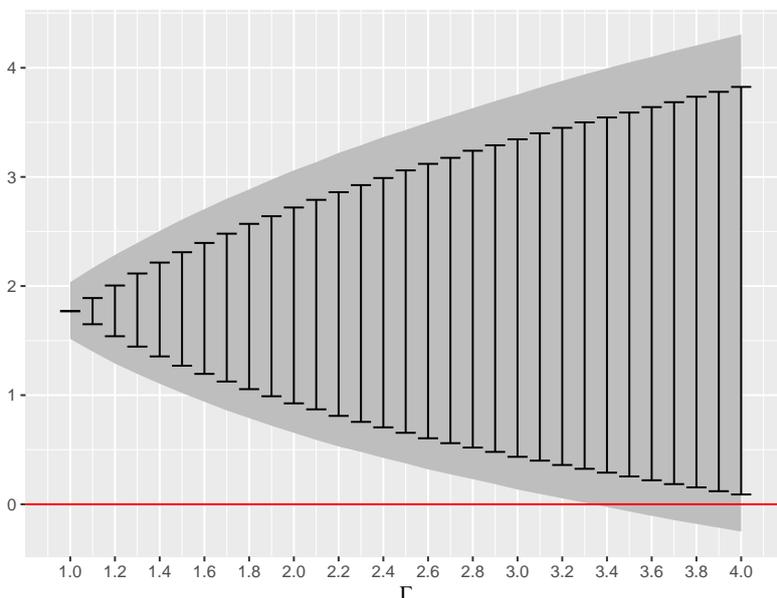
37. La totalité de cette démarche pour la statistique de Wilcoxon signée du rang peut être implémentée par le package `DOS` de [Rosenbaum \(2018\)](#).

Graphique 3 – Une illustration de l'estimateur d'Hodges-Lehmann de l'effet du traitement et de l'intervalle de confiance correspondant



Note : Pour chaque valeur de τ , effet additif constant du traitement considéré sous H_0 , la courbe (en rouge) représente l'écart entre la statistique (centrée et réduite) de test de Wilcoxon signée du rang correspondante avec la valeur nulle (correspondant à l'espérance de la loi $\mathcal{N}(0,1)$). On détermine ainsi la valeur τ qui annule cet écart (segment vertical noir) et les bornes de l'intervalle de confiance à 95 % correspondant (segments verticaux bleus).

Graphique 4 – Un exemple des valeurs possibles de l'effet du traitement pour différents Γ (avec IC à 95 %)



Note : Intervalles des valeurs possibles de l'effet du traitement (segments verticaux noirs) sur l'emploi salarié ETP à trois ans estimé pour différentes valeurs de Γ , pour les JEL qui bénéficient du dispositif à partir de leur 2^e année d'activité. Pour $\Gamma = 1$, cet intervalle se réduit à un point car les bornes supérieures et inférieures sont égales. En gris, l'intervalle de confiance à 95 % correspondant. Estimation à partir de la statistique de test de Wilcoxon signée du rang. Les résultats obtenus ne sont sensibles qu'à un biais de grande amplitude, par exemple $\Gamma = 3.4$, puisque ce n'est qu'à partir de cette valeur que l'intervalle de confiance inclut un effet nul.

7 Résultats

Dans cette partie, nous présentons les résultats de nos estimations de l'effet de *l'entrée dans le dispositif JEI à différents âges* sur l'emploi salarié en équivalent temps plein (total et dédié à la R&D) et le salaire horaire moyen correspondant, au cours des cinq premières années d'activité. Pour chaque caractéristique économique, une analyse de sensibilité est mise en œuvre. Dans un premier temps, nous détaillons les résultats obtenus sur l'emploi salarié total en équivalent temps plein, en supposant d'abord valide l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, puis en fixant $\Gamma = 2$ afin de clarifier l'interprétation des conclusions du modèle d'analyse de sensibilité. Par définition, le modèle d'analyse de sensibilité n'impose pas de valeur « réaliste » du paramètre Γ sur laquelle asseoir nos conclusions. Dans cette partie, nous essaierons donc aussi de justifier empiriquement la grandeur $\Gamma = 2$ retenue, avant de présenter plus succinctement les résultats obtenus sur les autres grandeurs économiques étudiées avec cette même valeur. Enfin, dans un dernier temps, nous questionnerons l'ampleur des effets sur l'emploi salarié total si *le recours au dispositif JEI est continu dans le temps*, tout en éclairant l'importance du cumul des aides avec le crédit impôt recherche et les aides Bpifrance.

7.1 Effet, à différents âges, de l'entrée dans le dispositif sur l'emploi salarié ETP

La démarche économétrique détaillée dans les parties précédentes est appliquée en distinguant les entreprises bénéficiaires en fonction de leur âge lors de leur premier recours au dispositif JEI. Ainsi, l'étude est tout d'abord menée sur les seules entreprises qui commencent à bénéficier du dispositif JEI dès leur 2^e année, puis sur les entreprises qui y recourent uniquement à partir de leur 3^e année, etc. (cf. partie 5.2). Au sein de chaque cohorte ainsi définie, une entreprise bénéficiaire est appariée avec une entreprise non bénéficiaire, et l'effet du dispositif sur l'emploi salarié ETP est estimé chaque année, au cours des cinq premières années d'activité. Plus précisément, nous estimons l'effet du dispositif sur la variation d'emploi salarié ETP des entreprises bénéficiaires entre la première année d'activité et l'année t considérée, c'est-à-dire sur $\Delta ETP_{t,1} = ETP_t - ETP_1$.

Pour chaque année t , nous présentons tout d'abord les résultats obtenus en supposant valide l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, c'est-à-dire en l'absence d'hétérogénéité inobservée, ou pour le dire plus formellement à partir des notations du modèle d'analyse de sensibilité, lorsque $\Gamma = 1$. Plus précisément, les estimations proposées correspondent aux estimateurs d'Hodges-Lehmann obtenus à partir de la statistique de test de Wilcoxon signée du rang d'un effet additif constant, c'est-à-dire identique pour toutes les entreprises traitées, tels que détaillés dans la partie 6.5. Cette hypothèse forte d'un effet additif constant sera cependant relâchée dans nos tests de robustesse³⁸. Le graphique 5 représente ainsi pour chaque cohorte³⁹ et pour chaque année⁴⁰ l'estimation de l'effet (point noir) et l'intervalle de confiance à 95 % correspondant (en bleu).

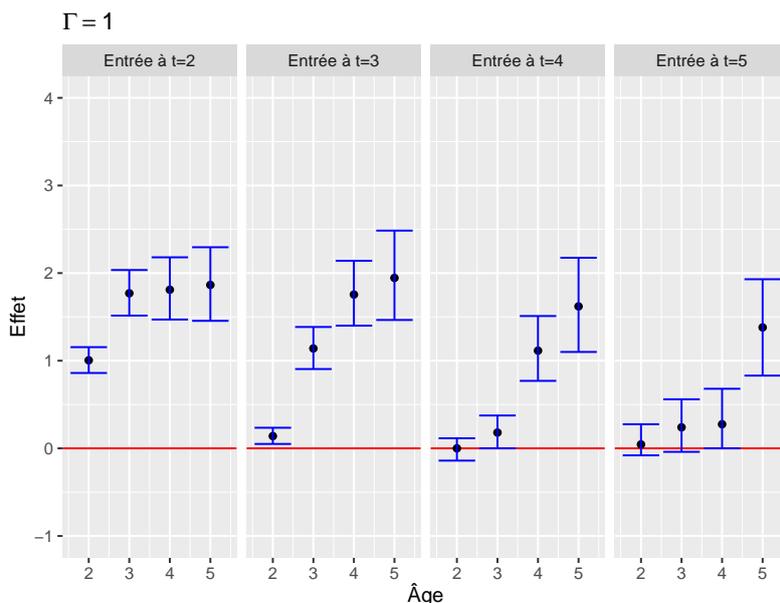
En l'absence d'hétérogénéité inobservée, nos estimations font apparaître un effet significatif du recours au dispositif JEI sur l'emploi salarié en équivalent temps plein des entreprises bénéficiaires. Ainsi, le recours aux aides JEI aurait permis aux entreprises bénéficiaires du dispositif dès leur 2^e année d'augmenter leur emploi salarié total cette même année d'un emploi salarié en équivalent temps plein par rapport à la situation qu'elles

38. Par ailleurs, nous soulignons d'ores et déjà ici que des résultats similaires sont disponibles sur demande auprès des auteurs pour d'autres statistiques de test.

39. définie par l'âge à l'entrée dans le dispositif

40. y compris antérieure à l'entrée dans le dispositif pour les entreprises qui ne recourent pas aux aides avant leur 3^e année d'activité

Graphique 5 – Effet du dispositif sur l’emploi salarié ETP pour $\Gamma = 1$



Note : Effet du dispositif JEI (points noirs) sur l’emploi salarié ETP des bénéficiaires, à différents âges et en fonction de leur date d’entrée dans le dispositif. L’hypothèse d’indépendance conditionnelle est supposée vérifiée après appariement ($\Gamma = 1$). En bleu, les intervalles de confiance à 95 % correspondant. Estimation à partir de la statistique de test de Wilcoxon signée du rang.

auraient connu en l’absence de recours à ce dispositif, et d’1,8 emploi salarié ETP les années suivantes. Pour les entreprises bénéficiaires entrant plus tardivement dans le dispositif, un effet similaire est obtenu. En effet, nos résultats mettent en évidence un effet significatif de l’ordre d’un emploi salarié ETP dès leur entrée dans le dispositif. Cet effet serait aussi légèrement plus faible la 1^{re} année de recours avant de se stabiliser les années suivantes⁴¹. On notera enfin qu’à l’inverse, pour ces entreprises, celui-ci n’est pas significatif⁴² avant l’année de premier recours aux aides JEI (cf. résultats détaillés au tableau C.1 en Annexe C).

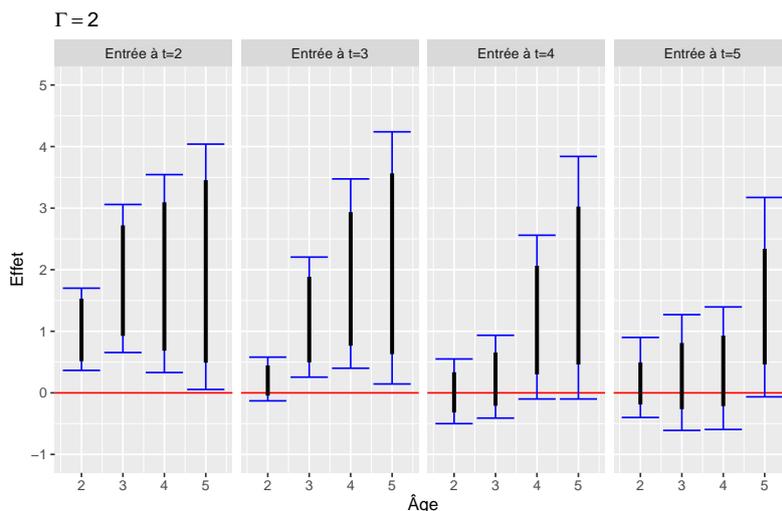
Ces résultats ne sont pour autant valides que si l’on suppose vérifiée l’hypothèse d’indépendance conditionnelle. Nous considérons dans ce qui suit qu’il existe une caractéristique inobservée potentiellement corrélée au recours au dispositif JEI. Dans ce cas de figure, comme nous l’avons explicité dans la partie méthodologique (cf. partie 6.3), les probabilités d’assignation au sein de chaque paire après appariement diffèrent entre l’entreprise bénéficiaire du dispositif JEI et l’entreprise non bénéficiaire et l’ampleur de cette différence peut être bornée par un paramètre Γ . Nous présentons dans ce qui suit les résultats obtenus en fixant $\Gamma = 2$. Nous supposons donc qu’au sein de chaque paire, après appariement, l’une des deux entreprises (la bénéficiaire ou la non bénéficiaire) serait au maximum deux fois plus susceptible de recourir au dispositif JEI que l’autre. Comme nous l’avons souligné, il existe cette fois un intervalle des valeurs possibles pour l’effet estimé résultant de l’incertitude engendrée par ce relâchement (contraint par la valeur Γ) de l’hypothèse d’indépendance conditionnelle.

Le graphique 6 représente ainsi pour $\Gamma = 2$ cet intervalle des valeurs possibles (lignes noires) pour l’effet du dispositif JEI sur l’emploi salarié en équivalent temps plein et l’intervalle de confiance à 95% correspondant (en bleu), pour chaque cohorte et pour chaque année d’activité. Par exemple, pour les JEI entrant dans le dispositif au cours de leur 2^e année d’activité, on ne peut rejeter au seuil de 95 % l’hypothèse d’un effet significatif

41. bien que ces différences dans le temps ne soient pas significatives.

42. ou d’ampleur importante.

Graphique 6 – Effet du dispositif sur l’emploi salarié ETP pour $\Gamma = 2$



Note : Intervalle des valeurs possibles (lignes noires) - lorsque l’hypothèse d’indépendance conditionnelle est relâchée après appariement ($\Gamma = 2$) - de l’effet du dispositif JEI sur l’emploi salarié ETP des bénéficiaires, à différents âges et en fonction de leur date d’entrée dans le dispositif. En bleu, les intervalles de confiance à 95 %, de l’intervalle des valeurs possibles correspondant. Estimation à partir de la statistique de test de Wilcoxon signée du rang. Lorsque $\Gamma = 2$, pour les JEI entrant dans le dispositif au cours de leur 2^e année d’activité, l’intervalle des valeurs possibles de l’effet du traitement reste significatif au seuil de 95% quelque soit l’âge considéré.

compris entre 0,5 et 1,5 emploi salarié ETP du dispositif JEI la 2^e année d’activité. Pour le dire plus simplement, chaque entreprise bénéficiaire présenterait au moins 0,5 et au plus 1,5 emploi salarié ETP de plus que ce qu’elle aurait eu en l’absence de recours au dispositif JEI, même si après appariement l’une des deux entreprises présente toujours une probabilité de recevoir le traitement au plus 2 fois supérieure à l’autre en raison de l’existence d’une caractéristique non observée mais corrélée au fait de recourir aux aides JEI.

Le graphique 6 montre ainsi que pour les JEI entrant dans le dispositif au cours de leur 2^e ou 3^e année d’activité, on observerait un effet significatif sur l’emploi salarié total en équivalent temps plein quelque soit l’âge considéré, et seulement à partir de leur entrée dans le dispositif. Ainsi, les JEI entrant dans le dispositif au cours de leur 2^e année d’activité présenteraient, trois ans plus tard, entre 0,5 et 3,5 emplois salariés ETP de plus que ce qu’elles auraient eu si elles n’en avaient pas bénéficié. Pour les bénéficiaires à partir de leur 3^e année d’activité, entre 0,6 et 3,6 emplois salariés ETP auraient été créés (ou sauvegardés) après cinq années d’activité, c’est-à-dire deux ans après avoir à bénéficier pour la première fois des aides associées au dispositif JEI. Cependant pour les JEI entrant plus tardivement dans le dispositif, considérer que l’une des deux entreprises ait après appariement toujours (au maximum) deux fois plus de chance de recourir au dispositif que l’autre ne permet plus de rejeter l’hypothèse d’absence d’effet sur l’emploi salarié total ETP.

7.2 Quelle grandeur de Γ retenir pour l’interprétation des estimations ?

La grandeur Γ quantifie l’ampleur de la différence de probabilités de recours au dispositif JEI entre deux entreprises appariées. Dans la partie précédente, nous avons illustré son impact sur la significativité des estimations pour l’emploi salarié ETP. Dans quelle ampleur faudrait-il relâcher l’hypothèse d’indépendance conditionnelle pour infirmer, par exemple, la conclusion d’un effet (même faible) sur l’emploi salarié ETP quelque soit l’âge à laquelle l’entreprise recourt au dispositif JEI ? Comme nous l’avons précisé dans la partie 6.3, lorsque Γ augmente, l’intervalle des valeurs possibles de l’effet s’accroît, de même que l’intervalle de confiance correspondant de telle sorte qu’il existe une valeur Γ_{max} à partir

de laquelle il n'est plus possible de rejeter l'hypothèse d'absence d'effet sur l'emploi salarié.

Tableau 13 – Γ_{max} pour l'emploi salarié total ETP

Âge	Γ_{max}	IC à Γ_{max}	Effet à $\Gamma = 1$
Entrée à 2 ans (500 ent.)			
2	3.2	[0.015 ; 2.100]	1.005
3	3.3	[0.015 ; 3.940]	1.770
4	2.4	[0.025 ; 3.965]	1.810
5	2.0	[0.055 ; 4.040]	1.865
Entrée à 3 ans (347 ent.)			
2	1.2	[0.000 ; 0.320]	0.140
3	2.6	[0.000 ; 2.570]	1.140
4	2.6	[0.005 ; 4.100]	1.755
5	2.1	[0.045 ; 4.379]	1.945
Entrée à 4 ans (232 ent.)			
2	n.s.	[-0.14 ; 0.115]	0.000
3	1.0	[0.00 ; 0.375]	0.180
4	1.8	[0.04 ; 2.385]	1.115
5	1.8	[0.09 ; 3.545]	1.620
Entrée à 5 ans (132 ent.)			
2	n.s.	[-0.08 ; 0.275]	0.045
3	n.s.	[-0.04 ; 0.560]	0.240
4	1.0	[0.00 ; 0.680]	0.275
5	1.9	[0.00 ; 3.055]	1.380

Note : Analyse de sensibilité pour l'intervalle de confiance d'un effet constant et additif, τ , du dispositif JEI sur l'emploi salarié total ETP, à différents âges et en fonction de la date d'entrée dans le dispositif. Lorsque Γ augmente, on autorise un relâchement plus important de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, et l'intervalle de confiance s'accroît. Le tableau reporte la valeur Γ_{max} de Γ la plus élevée qu'il est possible d'obtenir sans que cet intervalle de confiance n'inclut la valeur 0. La valeur *n.s.* signifie que l'effet n'est pas significatif même en posant $\Gamma = 1$. L'effet estimé pour $\Gamma = 1$ correspond à l'estimateur de Hodges-Lehman de la statistique de Wilcoxon signée du rang dans le cas de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Le tableau 13 reporte ainsi pour chaque cohorte d'entreprises bénéficiaires et à chaque année, la valeur maximale Γ_{max} obtenue et l'intervalle de confiance correspondant⁴³. Tout d'abord, il est notable de constater que quelque soit la cohorte considérée, ce n'est qu'à partir de leur entrée dans le dispositif que nous obtenons une valeur de Γ différente de 1, c'est-à-dire que l'on peut considérer un relâchement de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle et ne pas conclure à l'absence d'effet du dispositif sur l'emploi salarié en équivalent temps plein. De plus, quelque soit l'âge d'entrée dans le dispositif, on notera que pour les années de recours au JEI, Γ_{max} est compris entre 1,8 et 3,3. Nos estimations autorisent donc à conclure à l'existence d'un effet sur l'emploi salarié ETP du dispositif JEI, potentiellement très faible... ou au contraire plus du double de celui estimé avec $\Gamma = 1$, si l'on suppose qu'après appariement, l'une des deux entreprises présente au maximum toujours 1,8 fois plus de chances d'être bénéficiaire que l'autre.

43. Par définition, la borne inférieure de cet intervalle de confiance est proche de zéro. Il nous renseigne cependant de la valeur maximale de l'effet sur l'emploi salarié total ETP qui est alors atteinte.

Par ailleurs, pour les entreprises qui recourent dès leur 2^e année d'activité pour la première fois aux aides JEI, les valeurs de Γ_{max} pour les premières années de bénéfice sont particulièrement élevées. Ainsi, pour rejeter l'existence d'un effet significatif sur l'emploi salarié ETP les deux premières années d'aides, il faudrait qu'après appariement, l'une des deux entreprises aient toujours au moins 3 fois plus de chances d'être bénéficiaire que l'entreprise à laquelle elle est appariée. De même, pour les entreprises qui retardent leur recours au dispositif JEI à leur 3^e année d'activité, Γ_{max} s'élève au cours des deux premières années d'aides à 2,6, une valeur plus faible que précédemment mais toujours élevée. À l'inverse, ces grandeurs diminuent sensiblement trois ans après l'année de premier recours au dispositif JEI. Pour les entreprises bénéficiaires à partir de leur 2^e ou de leur 3^e années d'activité, Γ_{max} n'excède plus 2 au bout de 5 ans d'activité. Enfin, les valeurs de Γ_{max} obtenues apparaissent par ailleurs d'autant plus élevées que les entreprises recourent précocement au dispositif JEI. Ainsi, pour les bénéficiaires du dispositif JEI à partir de leur 4^e année d'activité, Γ_{max} n'excède jamais 1,9. Ce constat questionne la robustesse à l'hétérogénéité inobservée de l'hypothèse d'un effet sur l'emploi salarié du dispositif JEI pour les entreprises qui commencent à bénéficier des aides tardivement. Néanmoins, il faut aussi souligner que leur nombre diminue, ce qui fragilise bien évidemment nos estimations.

Ces différents constats montrent que Γ_{max} varie d'une variable à l'autre, d'une cohorte à l'autre ou en fonction de l'horizon temporel considéré, mais qu'un maximum de 1,8 est nécessaire pour ne pas infirmer l'existence d'un effet du dispositif JEI sur l'emploi salarié total en équivalent temps-plein quelle que soit la cohorte ou l'horizon temporel. Si Γ_{max} est d'autant moins élevé que l'échantillon des entreprises considérées est de taille réduite, il faut souligner qu'après deux années de recours au dispositif, Γ_{max} diminue de telle sorte qu'il apparaît contestable de ne pas retenir *a minima* une valeur de Γ égale à 2 pour conclure à la robustesse d'un effet du dispositif JEI sur l'emploi salarié total ETP. Cependant, est-il possible d'envisager qu'une caractéristique inobservée puisse impliquer de considérer une valeur nettement plus élevée de Γ ? Parce qu'elle est inobservée, l'impact d'une caractéristique non retenue dans l'appariement sur la probabilité de recours au dispositif JEI ne peut être déterminé, mais il nous paraît néanmoins nécessaire d'offrir au lecteur des éléments éclairants sur ce sujet à partir des caractéristiques observées.

Pour cela, nous avons estimé pour chaque cohorte, l'ampleur des rapports de chance (*odds ratio*) des différentes caractéristiques observables retenues pour l'appariement. En effet, on rappelle que Γ se définit précisément en considérant le rapport de chance :

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{\pi_{si}/(1 - \pi_{si})}{\pi_{sj}/(1 - \pi_{sj})} \leq \Gamma$$

où π_{si} et π_{sj} désignent respectivement les probabilités d'assignation au traitement des entreprises i et j appariées au sein de la paire s . Plus précisément, nos estimations proviennent d'une régression logistique du recours au dispositif JEI sur l'ensemble des caractéristiques, avant appariement, et sont présentées dans le tableau 14. Nos résultats soulignent que le recours au Cir et/ou aux aides Bpifrance avant l'entrée dans le dispositif et la présence d'emploi salarié sont les caractéristiques économiques, parmi celles retenues, qui sont le plus corrélées avec un recours aux aides. Pour ces variables, les rapports de chance sont supérieurs à deux, mais n'excèdent pas 4 dans la quasi-totalité des cas. Un tel constat n'est pas surprenant, tant le recours aux autres aides à l'innovation peut conduire, par exemple, à prendre connaissance du dispositif JEI, tout comme la présence de salariés au sein de l'entreprise accroît la probabilité que certains soient effectivement éligibles aux exonérations de cotisations sociales patronales, et donc celle de recourir à ces aides. À l'inverse, exercer une activité dans le secteur de la Recherche et du développement ne conduirait pas à de tels écarts des rapports de chance, contrairement à ce que l'intuition pourrait porter à croire.

Tableau 14 – Rapports de chance

	Entrée à			
	t=2	t=3	t=4	t=5
Variables 1 ^{re} année				
Avec emploi salarié	2.2	0.7	0.8	0.7
Secteur				
Programmation informatique	2.7	2.6	1.9	1.7
Recherche & développement	1.7	1.6	1.2	0.8
Autres	0.8	0.7	0.6	0.6
Chiffre d'affaires	0.8	0.8	0.9	0.9
EBE > 0	1.1	1.2	1.4	1.5
Ratio résultat d'exploitation	1.0	1.0	1.0	1.0
Variables à t-1				
Recours au Cir ou aux aides Bpifrance avant	2.7	3.3	2.4	4.8
Avec emploi salarié		4.0	3.7	3.7
Chiffre d'affaires		1.0	1.0	1.0
EBE > 0		0.7	0.9	0.7
Ratio résultat d'exploitation		1.0	1.0	1.0

Note : Les cellules grisées correspondent aux estimations supérieures à 2.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Ces constats nous paraissent suggérer qu'une fois appariées sur ces caractéristiques⁴⁴, il est envisageable de considérer que les écarts de probabilité de recours au dispositif JEI entre deux entreprises dûs à une caractéristique inobservée n'excèdent pas 2. Cette approche empirique ne justifie bien sûr pas rigoureusement une valeur maximale de Γ « raisonnable » sur laquelle asseoir l'interprétation des résultats de nos estimations, mais elle nous paraît offrir au lecteur des éléments pour accorder (ou infirmer) qu'un Γ maximal de 2 puisse être retenu dans la présentation de nos conclusions sur les effets du dispositif JEI sur les différentes grandeurs étudiées.

7.3 Effet sur l'emploi salarié dédié à la R&D, le salaire horaire, la masse salariale et le nombre d'heures salariées

Les exonérations de sociales patronales accordées aux JEI concernent les emplois d'ingénieurs-chercheurs, de techniciens, de gestionnaires de projet de recherche et développement, de juristes chargés de la protection industrielle et des accords de technologie liés au projet, des personnels chargés des tests pré-concurrentiels et les mandataires sociaux. La diversité des activités professionnelles éligibles au sein d'une entreprise bénéficiaire du dispositif JEI pose légitimement la question de l'impact des aides accordées sur l'emploi des seuls postes dédiés « à la conception ou à la création de connaissances, de produits, de

44. On notera que notre appariement croise par ailleurs ces différentes grandeurs, en retient d'autres et s'assure de la proximité des entreprises appariées.

procédés, de méthodes ou de systèmes nouveaux » pour reprendre la définition de l'activité des « chercheurs » et des « techniciens travaillant en étroite collaboration avec eux » retenue par le décret d'application instituant les exonérations de cotisations sociales patronales⁴⁵. Comme nous l'avons explicité dans la partie 3, nous disposons d'une estimation de l'emploi salarié en équivalent temps-plein des postes d'ingénieurs, cadres techniques et techniciens de chaque entreprise. Cette mesure, que nous désignons ci-dessous comme « l'emploi salarié dédié à la R&D » vise à fournir une estimation de l'emploi des « chercheurs » et « techniciens » éligibles aux exonérations de cotisations sociales. Le tableau 15 compare ainsi les résultats obtenus pour l'emploi salarié total et dédié à la R&D en autorisant la présence d'une caractéristique inobservée en posant comme précédemment $\Gamma = 2$ ⁴⁶. Comme précédemment, nos estimations mettent ainsi en évidence un effet significatif sur l'emploi salarié ETP dédié à la R&D pour les JEI les plus précoces. Celui-ci serait plus faible que l'effet estimé sur l'emploi salarié total, même si l'on notera que cette différence n'est pas toujours significative⁴⁷.

45. décret n° 2004-581 du 21 juin 2004 pris en application de l'article 131 de la loi de finances pour 2004 (n° 2003-1311 du 30 décembre 2003).

46. Les résultats obtenus en supposant vérifié l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, soit $\Gamma = 1$ sont présentés en annexe au tableau C.1.

47. Comme pour l'emploi salarié total ETP, nous avons aussi déterminé la valeur Γ_{max} qui nous conduirait à infirmer nos conclusions sur l'existence d'un effet significatif sur l'emploi salarié dédié à la R&D. Les résultats sont présentés au tableau C.3. Nos estimations autorisent à conclure à l'existence d'un effet sur l'emploi salarié R&D du dispositif JEI, potentiellement très faible ou comme précédemment plus du double de celui estimé avec $\Gamma = 1$, même si l'on suppose qu'après appariement, l'une des deux entreprises présente toujours 1,4 fois plus de chances d'être bénéficiaire que l'autre. Comme dans le cas de l'emploi salarié total, on constate qu'un relâchement plus important de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle peut être obtenue pour les entreprises qui recourent le plus précocement au dispositif JEI.

Tableau 15 – Analyse de sensibilité (avec $\Gamma=2$) de l'effet du dispositif JEI sur l'emploi salarié total et dédié à la R&D en équivalent temps-plein

	Âge d'entrée			
	2	3	4	5
Emploi salarié ETP				
Âge=2	[0.5; 1.5] [0.4;1.7]	[-0.0; 0.4] [-0.1;0.6]	[-0.3; 0.3] [-0.5;0.6]	[-0.2; 0.5] [-0.4;0.9]
Âge=3	[0.9; 2.7] [0.7;3.1]	[0.5; 1.9] [0.3;2.2]	[-0.2; 0.7] [-0.41;0.935]	[-0.3; 0.8] [-0.61;1.27]
Âge=4	[0.7; 3.1] [0.3;3.5]	[0.8; 2.9] [0.4;3.5]	[0.3; 2.1] [-0.1;2.6]	[-0.2; 0.9] [-0.6;1.4]
Âge=5	[0.5; 3.5] [0.06;4.0]	[0.6; 3.6] [0.1;4.2]	[0.5; 3.0] [-0.1;3.8]	[0.5; 2.3] [-0.1;3.2]
Emploi salarié ETP R&D				
Âge=2	[0.1; 0.8] [0.0;0.9]	[-0.0; 0.2] [-0.1;0.3]	[-0.2; 0.2] [-0.3;0.4]	[0.0; 0.4] [-0.1;0.5]
Âge=3	[0.4; 1.5] [0.2;1.7]	[0.1; 0.9] [0.0;1.1]	[-0.2; 0.3] [-0.3;0.5]	[0.0; 0.5] [-0.2;0.6]
Âge=4	[0.3; 1.6] [0.1;1.9]	[0.3; 1.5] [0.1;1.8]	[0; 1.2] [-0.2;1.6]	[-0.1; 0.4] [-0.3;0.6]
Âge=5	[0.2; 1.8] [0.0;2.1]	[0.2; 1.7] [0.0;2.1]	[0.1; 1.8] [-0.2;2.4]	[0.0; 1.2] [-0.2;1.7]
Nombre de paires	500	347	232	132

Note : Analyse de sensibilité lorsque $\Gamma = 2$, en utilisant la statistique de Wilcoxon signée du rang, pour un effet constant et additif, τ , du dispositif JEI sur l'emploi salarié total et dédié à la R&D ETP, à différents âges et en fonction de la date d'entrée dans le dispositif. Le tableau reporte l'intervalle des valeurs possibles de l'effet estimé et pour chacun (en dessous) l'intervalle de confiance à 95 % correspondant. Les cellules grisées distinguent les effets significativement différents de 0.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Cette hausse de l'emploi salarié en équivalent temps-plein s'accompagne-t'elle d'une augmentation du salaire horaire moyen qui n'aurait pas été observée en l'absence du dispositif? Le tableau 16 présente les résultats obtenus sur l'évolution⁴⁸ du salaire horaire moyen, de la masse salariale et du nombre d'heures salariées en restreignant notre échantillon *aux seules entreprises qui emploient au moins un salarié* avant leur entrée dans le dispositif.

En ce qui concerne les entreprises qui commencent à recourir aux exonérations dès leur 2^e ou 3^e année d'activité, nos estimations mettent en évidence un effet important sur la masse salariale brute totale dès leur entrée dans le dispositif. Cet effet serait légèrement plus faible la 1^{re} année de recours avant de stabiliser les années suivantes⁴⁹. Au bout de 5 ans, les entreprises bénéficiaires dès leur 2^e année du dispositif JEI auraient connu une hausse annuelle moyenne de leur masse salariale supérieure d'au moins 14 % ($1.7^{0.25} - 1$) et d'au plus 58 % ($1.7^{0.25} - 1$) à celle qu'elles auraient eu en l'absence du dispositif. Les résultats seraient similaires pour les entreprises bénéficiaires à partir de leur 3^e année (au moins 28 % et au plus 62 %). Une telle évolution peut s'expliquer par une hausse du salaire horaire octroyé aux salariés et/ou par une augmentation du nombre d'heures rémunérées, soit par le recrutement de salariés, soit par l'augmentation du volume horaire des salariés déjà présents. Nos résultats mettent une évidence un effet important sur le nombre d'heures salariées pour ces entreprises, alors que celui sur le salaire horaire moyen serait non significatif. En ce qui concerne les entreprises qui ne commencent pas à bénéficier des aides du dispositif JEI avant leur 4^e année, les effets estimés ne sont pas significatifs (l'échantillon d'entreprises considérées pour chaque cohorte est de fait réduit).

48. c'est-à-dire en considérant pour chaque variable $\Delta Y_{t,1} = \frac{Y_t}{Y_{t-1}} - 1$ et non plus $\Delta Y_{t,1} = Y_t - Y_{t-1}$. Le tableau 16 reporte par ailleurs les estimations sur l'évolution de l'emploi salarié total ETP.

49. bien que ces différences dans le temps ne soient pas significatives.

Tableau 16 – Analyse de sensibilité (avec $\Gamma = 2$) de l'effet du dispositif JEI sur l'évolution du salaire horaire moyen, de la masse salariale totale brute, du nombre d'heures salariées et de l'emploi équivalent temps plein

Âge	Emploi salarié ETP	Salaire horaire moyen	Masse salariale	Heures salariées
Entrée à 2 ans (323 paires)				
2	[0.4; 1.6] [0.1;1.9]	[0.0; 0.3] [-0.1;0.4]	[0.4; 2.8] [0.1;3.7]	[0.3; 2.2] [0.0;2.8]
3	[0.7; 2.8] [0.3;3.3]	[-0.0; 0.4] [-0.9;0.5]	[1.0; 5.5] [0.5;7.0]	[0.7; 4.0] [0.3;4.9]
4	[0.4; 3.2] [-0.0;3.9]	[0.0; 0.5] [-0.1;0.6]	[0.9; 6.6] [0.15;8.3]	[0.5; 4.1] [-0.0;5.4]
5	[0.4; 3.8] [-0.1;4.7]	[-0.0; 0.5] [-0.1;0.6]	[0.9; 8.7] [0.0;11.3]	[0.5; 5.2] [-0.1;7.0]
Entrée à 3 ans (195 paires)				
2	[-0.1; 0.6] [-0.3;0.9]	[-0.0; 0.2] [-0.1;0.2]	[0.0; 1.4] [-0.3;2.1]	[0.0; 1.1] [-0.2;1.5]
3	[0.6; 2.2] [0.2;2.7]	[0.0; 0.4] [-0.1;0.5]	[1.1; 5.0] [0.4;7.1]	[0.8; 3.6] [0.4;4.7]
4	[0.9; 3.3] [0.3;4.2]	[0.1; 0.6] [-0.1;0.7]	[1.7; 8.1] [0.7;11.7]	[1.2; 5.3] [0.5;6.9]
5	[0.6; 3.9] [-0.1;5.0]	[0.0; 0.6] [-0.1;0.8]	[1.6; 9.1] [0.2;12.8]	[1.1; 6.0] [0.2;7.5]
Entrée à 4 ans (124 paires)				
2	[-0.5; 0.5] [-0.9;0.9]	[-0.1; 0.2] [-0.2;0.3]	[-0.5; 0.8] [-1.1;1.4]	[-0.5; 0.7] [-0.9;1.2]
3	[-0.3; 0.8] [-0.8;1.3]	[-0.1; 0.2] [-0.2;0.3]	[-0.2; 1.7] [-0.7;2.7]	[-0.1; 1.3] [-0.6;2.1]
4	[0.2; 2.2] [-0.4;3.0]	[-0.1; 0.3] [-0.3;0.4]	[0.3; 4.4] [-1.0;6.6]	[0.3; 3.1] [-0.4;4.5]
5	[0.5; 3.3] [-0.3;4.5]	[0.0; 0.5] [-0.1;0.7]	[0.3; 6.8] [-1.0;10.0]	[0.3; 4.5] [-0.5;6.1]
Entrée à 5 ans (68 paires)				
2	[-0.2; 0.7] [-0.6;1.3]	[-0.1; 0.1] [-0.3;0.3]	[-0.6; 1.1] [-1.9;1.9]	[-0.8; 0.6] [-1.5;1.5]
3	[-0.3; 1.1] [-1.0;2.0]	[-0.1; 0.2] [-0.3;0.4]	[-0.8; 2.1] [-2.5;4.5]	[-0.7; 1.2] [-1.9;2.5]
4	[-0.5; 1.1] [-1.4;2.1]	[-0.1; 0.2] [-0.2;0.3]	[-1.2; 2.6] [-4.0;6.8]	[-1.3; 1.4] [-3.6;3.5]
5	[0.1; 2.6] [-1.4;3.8]	[-0.1; 0.3] [-0.2;0.5]	[-1.5; 4.7] [-7.3;9.2]	[-0.6; 3.4] [-3.7;6.4]

Note : Analyse de sensibilité lorsque $\Gamma = 2$, en utilisant la statistique de Wilcoxon signée du rang, pour un effet constant et additif, τ , du dispositif JEI sur l'évolution du salaire horaire moyen, de la masse salariale totale brute, du nombre d'heures salariées et de l'emploi équivalent temps plein, à différents âges et en fonction de la date d'entrée dans le dispositif. Le tableau reporte l'intervalle des valeurs possibles de l'effet estimé et pour chacun (en dessous) l'intervalle de confiance à 95 % correspondant. Les cellules grisées distinguent les effets significativement différents de 0.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

7.4 L'importance d'un recours continu aux aides et du cumul avec le Cir et les aides Bpifrance

Nos estimations ont mis en évidence que le recours aux aides accordées par le dispositif JEI implique une hausse de l'emploi salarié total ETP, même si l'on autorise la présence d'hétérogénéité inobservée après appariement. Les emplois salariés créés (ou préservés) seraient en partie dédiés à la recherche et au développement. Ces emplois salariés conduiraient à une hausse de la masse salariale totale brute versée qui résulterait principalement d'un accroissement du nombre d'heures salariées et non d'un salaire horaire (moyen) plus élevé. Toutes ces conclusions ne concerneraient cependant que les entreprises qui recourent précocement, c'est-à-dire avant leur 4^e année d'activité, aux aides du dispositif JEI. En effet, pour les bénéficiaires plus tardives, nos estimations ne nous permettent pas de conclure à l'existence d'un effet significatif sur l'emploi salarié dès lors que l'on relâcherait de manière substantielle ($\Gamma = 2$) l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. La taille de plus en plus réduite de l'échantillon des bénéficiaires qui entrent tardivement dans le dispositif peut justifier un tel résultat. Cependant, la robustesse, à l'hétérogénéité inobservée, de l'existence d'un effet significatif sur l'emploi salarié se réduit aussi avec le temps quel que soit l'âge d'entrée dans le dispositif.

L'entrée dans le dispositif JEI à un âge donné ne s'accompagne pas nécessairement d'un recours continu aux aides associées les années suivantes. Ainsi, un quart des JEI de notre échantillon qui commencent à recourir au dispositif à partir de leur 2^e année d'activité ne l'utilisent plus 3 ans après. Un moindre recours aux allègements et exonérations fiscales au fil des années de la part des bénéficiaires est de fait constaté quelle que soit la cohorte considérée. Son ampleur justifie que l'impact du dispositif mis en évidence dans nos estimations puisse se réduire avec le temps. Ainsi, si l'on se restreint aux seules bénéficiaires qui utiliseront *continûment* le dispositif JEI, nos estimations font apparaître que l'on ne peut rejeter l'existence d'un effet significatif sur l'emploi salarié total *quelle que soit l'année de recours effectif* même en autorisant un relâchement conséquent de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (cf. tableau 17). Les valeurs de Γ_{max} obtenues sur ces échantillons restreints d'entreprises bénéficiaires sont en effet toutes nettement supérieures à 2 pour les entreprises qui commencent à bénéficier des aides au cours de leur 2^e ou 3^e année d'activité. Par construction, cependant, ce constat ne peut être établi que pour les JEI les plus précoces. En effet, sur 5 ans, la restriction imposée par un recours continu au dispositif ne modifie la structure des échantillons utilisés que pour celles entrant précocement dans le dispositif. Dès lors, l'absence d'effet sur l'emploi salarié total ETP pour les bénéficiaires les plus tardives n'est donc pas infirmé.

Enfin, les aides octroyées par le dispositif JEI suffisent-elles à comprendre l'impact sur l'emploi salarié mis en évidence? En effet, les allègements fiscaux et les exonérations de cotisations sociales patronales qui lui sont associés sont cumulables avec le crédit impôt recherche et les aides Bpifrance (cf. partie 2.2). Comme nous l'avons souligné dans la partie 4.2, bénéficiaire du dispositif JEI s'accompagne souvent d'un recours au Cir et/ou aides Bpifrance. Dès lors, si l'appariement effectué impose que les montants du Cir et des aides Bpifrance perçus *avant* l'entrée dans le dispositif soient similaires entre l'entreprise bénéficiaire et l'entreprise non bénéficiaire à laquelle elle est appariée⁵⁰, il n'est pas exclu que les recours au Cir ou aides Bpifrance se généralisent parmi les bénéficiaires *après* leur entrée dans le dispositif JEI. Ainsi, comme l'illustre le graphique 7, l'entrée dans le dispositif JEI s'accompagne pour les entreprises bénéficiaires d'un recours plus important au crédit impôt recherche et aux aides Bpifrance. Par exemple, les entreprises bénéficiaires

50. voir les graphiques 2e et 2f pour une illustration dans le cas des entreprises bénéficiaires du dispositif JEI dès leur 2^e année d'activité.

Tableau 17 – Γ_{max} pour l’emploi salarié total ETP, pour les entreprises continûment JEI

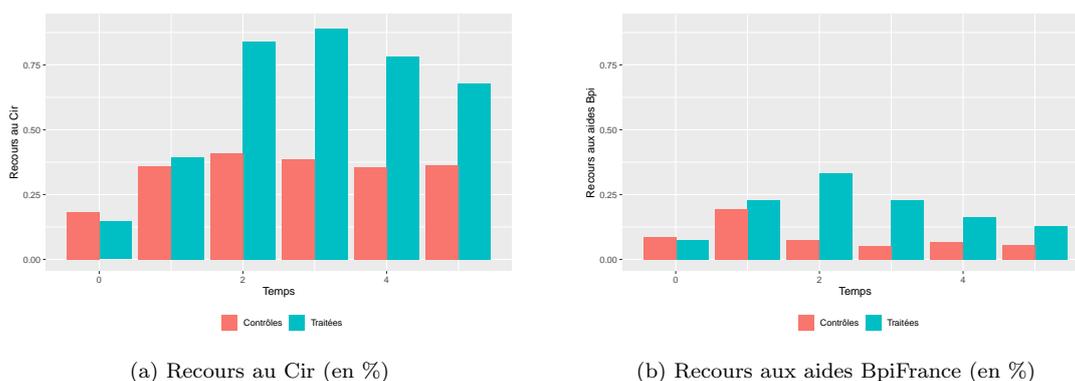
$\hat{\text{Age}}$	Γ_{max}	IC à Γ_{max}	Effet à $\Gamma = 1$
Entrée à 2 ans (379 ent.)			
2	3.5	[0.0 ; 2.3]	1.1
3	3.9	[0.0 ; 4.7]	2.0
4	3.3	[0.1 ; 5.4]	2.4
5	3.2	[0.0 ; 6.6]	2.7
Entrée à 3 ans (287 ent.)			
2	1.1	[0.0 ; 0.3]	0.1
3	2.3	[0.0 ; 2.4]	1.1
4	2.7	[0.1 ; 4.3]	1.9
5	2.4	[0.1 ; 4.9]	2.2
Entrée à 4 ans (214 ent.)			
2	1.0	[-0.1 ; 0.1]	0.0
3	1.0	[0.0 ; 0.4]	0.2
4	1.8	[0.1 ; 2.5]	1.2
5	1.9	[0.0 ; 3.9]	1.7
Entrée à 5 ans (132 ent.)			
2	1.0	[-0.1 ; 0.3]	0.0
3	1.0	[-0.0 ; 0.6]	0.2
4	1.0	[0.0 ; 0.7]	0.3
5	1.9	[0.0 ; 3.1]	1.4

Note : Analyse de sensibilité pour l’intervalle de confiance d’un effet constant et additif, τ , du dispositif JEI sur l’emploi salarié total ETP, à différents âges et en fonction de la date d’entrée dans le dispositif. Lorsque Γ augmente, on autorise un relâchement plus important de l’hypothèse d’indépendance conditionnelle, et l’intervalle de confiance s’accroît. Le tableau reporte la valeur Γ_{max} de Γ la plus élevée qu’il est possible d’obtenir sans que cet intervalle de confiance n’inclut la valeur 0. L’effet estimé pour $\Gamma = 1$ correspond à l’estimateur de Hodges-Lehman de la statistique de Wilcoxon signée du rang dans le cas de l’hypothèse d’indépendance conditionnelle.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

à partir de leur 2^e année d'activité cumulent au moins deux fois plus souvent le crédit impôt recherche et/ou les aides Bpifrance que les entreprises similaires auxquelles elles ont été appariées, alors même que ce cumul était identique *avant* l'entrée dans le dispositif JEI. Ce constat impose donc de considérer que les effets mis en évidence sur l'emploi salarié total ne sont pas réductibles au seul bénéfice des aides JEI, mais imputables aussi aux autres aides à l'innovation. Différencier l'ampleur des effets de ces différents dispositifs reste à mener.

Graphique 7 – Recours aux aides R&D après appariement - JEI entrant dans le dispositif à 2 ans appariées avec des non bénéficiaires



8 Robustesse des résultats

Nos résultats suggèrent que les entreprises qui recourent au dispositif JEI connaîtraient notamment une hausse de leur emploi salarié total ETP à partir de leur entrée dans le dispositif, par rapport à la situation qu'elle aurait connue en l'absence d'aides. Cette première conclusion serait par ailleurs robuste à l'existence d'une caractéristique qui n'aurait pas été prise en compte lors de l'appariement avec des entreprises non bénéficiaires et qui impacterait néanmoins la probabilité de bénéficier des aides JEI. Ce constat repose sur les résultats de l'analyse de sensibilité mise en œuvre. Celle-ci est d'autant plus nécessaire qu'il apparaît plausible de considérer que les variables retenues pour l'appariement ne suffisent pas à caractériser l'ensemble des différences de caractéristiques socioéconomiques entre les entreprises bénéficiaires et non bénéficiaires.

Un autre groupe de contrôle peut néanmoins être envisagé ; les entreprises bénéficiaires qui ne rentrent que plus tardivement dans le dispositif. Par exemple, les entreprises qui recourent au dispositif JEI dès leur 2^e année d'activité peuvent être appariées avec des entreprises qui ne deviendront pas bénéficiaires avant leur 3^e année. Il semble pertinent de considérer que les entreprises de ce nouveau groupe de contrôle soient plus semblables aux entreprises bénéficiaires que les entreprises qui ne recourent jamais au dispositif JEI. Il faut cependant souligner que l'effet évalué dans ce cas est d'une nature différente : on s'intéresse en effet alors à l'impact d'un recours *plus* précoce au dispositif. Néanmoins, la confrontation des résultats obtenus *la première année de recours* avec ceux obtenus, avec ce nouveau groupe de contrôle, nous semble riche d'enseignements sur leur robustesse.

Cependant, quel que soit le groupe de contrôle retenu, la méthodologie mise en œuvre fait l'hypothèse d'un effet du dispositif JEI *identique* pour toutes les entreprises bénéficiaires. Ce choix peut se justifier par le faible nombre de salariés dans les entreprises JEI un

an après leur création⁵¹ qui rend plausible la création d'un nombre réduit et similaire d'emplois salariés parmi les entreprises bénéficiaires⁵². De plus, l'hypothèse d'un effet identique permet d'élaborer un cadre d'analyse simple et assure des conclusions facilement communicables. Néanmoins, il est nécessaire de vérifier si les conclusions énoncées jusqu'à présent restent valides si l'on autorise des effets différenciés du dispositif JEI sur l'emploi salarié des entreprises bénéficiaires. Pour cela, nous nous intéresserons dans un second temps au nombre minimal d'entreprises bénéficiaires pour lesquelles il est raisonnable de conclure que la situation de leur emploi salarié a été modifiée (sans présager de l'ampleur de ce changement) par les aides dont elles ont bénéficié, ce que Rosenbaum (2010) appelle l'*effet attribuable* au traitement.

8.1 Un autre groupe de contrôle : les entreprises bénéficiaires tardivement

Nous présentons tout d'abord les résultats obtenus sur l'emploi salarié total et dédié à la R&D si l'on applique la même méthodologie et la même analyse de sensibilité mais en utilisant comme groupe de contrôle pour chaque cohorte d'entreprises bénéficiaires, celles qui deviendront JEI plus tardivement. Concrètement, on s'intéresse ici aux entreprises qui entrent dans le dispositif lors de leur 2^e ou 3^e année d'activité. On apparie ainsi les entreprises qui recourent pour la première fois au dispositif JEI au cours de leur 2^e année à des entreprises qui ne deviendront pas bénéficiaires avant leur 3^e année. De même, les entreprises JEI seulement à partir de leur 3^e année sont appariées avec des futures JEI. Le groupe de contrôle utilisé cette fois suggère que l'impact d'une hétérogénéité inobservée sur les différences de probabilité de recours au dispositif JEI soit plus faible que précédemment. À l'inverse, une valeur de $\Gamma = 2$ peut être jugée trop élevée pour établir des conclusions quant à l'impact des aides JEI sur l'emploi. Dès lors, dans cette partie, plusieurs estimations sont proposées pour autant de valeurs de Γ (cf. tableau 18). La première suppose vérifiée l'hypothèse d'absence d'hétérogénéité inobservée ($\Gamma = 1$), la seconde la relâche dans une ampleur fixée à $\Gamma = 1.5$, et la troisième retient comme auparavant $\Gamma = 2$.

Lorsque l'on considère vérifiée l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, nos estimations concluent à un effet sur l'emploi salarié total ETP au cours des deux premières années de bénéfice des aides JEI, compris entre 0,7 et 0,8 emploi (et entre 0,3 et 0,4 pour l'emploi dédié à la R&D). Si l'on autorise l'existence après appariement d'une caractéristique inobservée qui différencie toujours les entreprises bénéficiaires et non bénéficiaires dans leur propension à recourir au dispositif, nos résultats mettent en évidence la persistance d'un effet significatif sur l'emploi salarié total uniquement au cours de la première année de recours. Si l'on autorise comme pour l'appariement avec les entreprises non bénéficiaires, qu'une caractéristique inobservée puisse jusqu'à doubler la probabilité de recourir aux aides JEI, nos estimations mettent en évidence un effet des aides compris entre 0.2 et 1.2 emploi salarié ETP et pour les seules entreprises bénéficiaires à partir de leur 2^e année d'activité. Cependant, si on limite l'ampleur des différences de probabilité de recours à une valeur plus modérée ($\Gamma = 1.5$) justifiée par la plus grande similitude des entreprises après appariement, un effet significatif, compris entre 0.4 et 1.2 emploi équivalent temps plein, est observé quelque soit l'année d'entrée dans le dispositif. On notera enfin que si ces résultats apparaissent plus faibles que ceux obtenus avec le premier groupe de contrôle (cf. tableau 18), ils ne sont cependant pas statistiquement significativement différents. En conclusion, ces différents constats suggèrent donc que le dispositif JEI accroît bien l'emploi salarié total au cours de la première année de recours des entreprises bénéficiaires, l'écart observé

51. L'emploi salarié total de 75 % des JEI créées à partir de 2004 n'excède pas trois emplois salariés en ETP (cf. tableau 10)

52. Par ailleurs, on notera que la statistique de Wilcoxon utilisée dans les tests s'appuie moins sur les évolutions observées que sur leurs *rangs* dans les échantillons étudiés

se résorbant dès lors que les autres entreprises bénéficient elles-aussi des aides accordées. Ce résultat intuitif conforte les conclusions obtenues avec le premier groupe de contrôle sur l'existence d'un effet sur l'emploi salarié total ETP.

Tableau 18 – Analyse de sensibilité de l'effet sur l'emploi salarié ETP après appariement avec les entreprises bénéficiaires plus tardivement

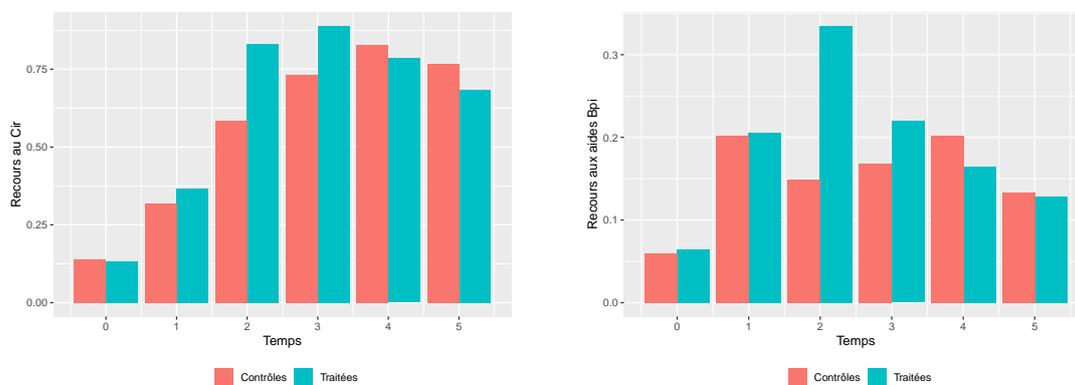
	Emploi ETP		Emploi R&D ETP	
	Entrée à 2 ans	Entrée à 3 ans	Entrée à 2 ans	Entrée à 3 ans
$\Gamma = 1$				
$\hat{\text{Age}}=2$	0.7*** [0.5;0.9]	0.0 [-0.1;0.1]	0.3*** [0.2;0.4]	0.0 [-0.04;0.0]
$\hat{\text{Age}}=3$	0.7*** [0.4;2..]	0.8*** [0.5;1.2]	0.4*** [0.2;0.5]	0.3*** [0.1;0.4]
$\hat{\text{Age}}=4$	-0.01 [-0.4;0.4]	0.7*** [0.2;1.1]	-0.1 [-0.3;0.1]	0.1 [-0.1;0.4]
$\hat{\text{Age}}=5$	-0.4 [-0.9;0.1]	0.2 [-0.5;0.8]	-0.3** [-0.5;0.0]	-0.1 [-0.4;0.2]
$\Gamma = 1.5$				
$\hat{\text{Age}}=2$	[0.4; 1.0] [0.2;1.2]	[-0.1; 0.2] [-0.3;0.4]	[0.1; 0.5] [0.0;0.6]	[-0.1; 0.0] [-0.2;0.1]
$\hat{\text{Age}}=3$	[0.2; 1.2] [-0.1;1.6]	[0.4; 1.2] [0.0;1.6]	[0.0; 0.7] [-0.1;0.9]	[0.0; 0.5] [-0.1;0.7]
$\hat{\text{Age}}=4$	[-0.7; 0.7] [-1.2;1.2]	[0.0; 1.3] [-0.5;1.8]	[-0.5; 0.3] [-0.7;0.6]	[-0.2; 0.5] [-0.5;0.7]
$\hat{\text{Age}}=5$	[-1.4; 0.6] [-1.9;1.1]	[-0.7; 1.0] [-1.4;1.7]	[-0.8; 0.2] [-1.1;0.5]	[-0.5; 0.4] [-0.9;0.7]
$\Gamma = 2$				
$\hat{\text{Age}}=2$	[0.2; 1.2] [0.0;1.4]	[-0.3; 0.4] [-0.4;0.5]	[0.0; 0.6] [-0.1;0.8]	[-0.2; 0.1] [-0.3;0.2]
$\hat{\text{Age}}=3$	[-0.2; 1.6] [-0.5;2.0]	[0.1; 1.6] [-0.3;2.0]	[-0.2; 0.9] [-0.3;1.1]	[-0.1; 0.7] [-0.3;0.9]
$\hat{\text{Age}}=4$	[-1.3; 1.3] [-1.7;1.8]	[-0.4; 1.8] [-1.0;2.4]	[-0.8; 0.6] [-1.0;0.9]	[-0.5; 0.7] [-0.8;1.1]
$\hat{\text{Age}}=5$	[-2.1; 1.3] [-2.7;1.9]	[-1.4; 1.7] [-2.2;2.4]	[-1.2; 0.6] [-1.5;1.0]	[-0.9; 0.7] [-1.2;1.1]
Nombre de paires	500	347	500	347

Note : Effet du dispositif JEI sur l'emploi salarié total et dédié à la R&D ETP, à différents âges et en fonction de la date d'entrée dans le dispositif. L'hypothèse d'indépendance conditionnelle est supposée vérifiée après appariement ($\Gamma = 1$). L'effet estimé correspond à l'estimateur de Hodges-Lehman de la statistique de Wilcoxon signée du rang d'un test sur un effet additif et constant τ . Le tableau reporte l'estimation obtenue et (en dessous) l'intervalle de confiance à 95 % correspondant. ***, ** et * précisent si l'effet est significatif respectivement au seuil de 1 %, 5 % ou 10 %. Analyse de sensibilité lorsque $\Gamma = 1.5$ et $\Gamma = 2$. Dans ce cas, le tableau reporte l'intervalle des valeurs possibles de l'effet estimé et pour chacun (en dessous) l'intervalle de confiance à 95% correspondant ; les cellules grisées distinguant les effets significativement différents de 0. Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Comme l'illustre le graphique 8, il ressort cependant que l'effet sur l'emploi salarié mis en évidence avec ce nouveau groupe de contrôle est lui aussi concomitant à un recours plus important, des entreprises bénéficiaires, au crédit impôt recherche et aux aides Bpifrance à partir de leur entrée dans le dispositif JEI, comme nous l'avons déjà souligné avec nos premiers résultats. Ce constat est d'autant plus remarquable que ce surcroît de recours aux autres aides s'estompe avec le temps, c'est-à-dire au fur et à mesure que les futures bénéficiaires deviennent JEI, tout comme l'existence (et la robustesse à l'analyse de sensibilité) d'un effet du dispositif JEI sur l'emploi salarié. Cette fois encore, il apparaît

donc difficile dans les effets sur l'emploi salarié mis en évidence de différencier la part imputable aux seules aides JEI indépendamment de celle imputable aux autres aides à l'innovation.

Graphique 8 – Recours aux aides R&D après appariement - JEI entrant dans le dispositif à 2 ans appariées avec des futures bénéficiaires



(a) Recours au Cir (en %)

(b) Recours aux aides Bpifrance (en %)

8.2 Effet attribuable au traitement

Dans les résultats discutés jusqu'ici, l'hypothèse testée dans le modèle d'analyse de sensibilité a toujours été celle d'un effet constant, c'est-à-dire identique pour toutes les entreprises bénéficiaires⁵³ (et additif). Ce choix permet une interprétation et une communication des résultats simplifiées mais ne tient pas compte de l'hétérogénéité des situations observées. La démarche mise en œuvre précédemment pourrait tester d'autres hypothèses, par exemple, celle d'un effet nul pour certaines entreprises bénéficiaires (dont l'emploi salarié n'aurait pas augmenté, par exemple) et non nuls et différents deux à deux pour les autres. Néanmoins, au-delà de la multiplicité des hypothèses à tester, comme le souligne Rosenbaum (2010), il est par ailleurs difficile de comprendre dans un espace qui n'est plus unidimensionnel les intervalles de confiance associés et donc l'interprétation des résultats obtenus.

Pour contourner cette difficulté, Rosenbaum (2002a) propose plutôt de s'intéresser aux effets dits *attribuables* au traitement qui offrent comme nous le verrons une analyse synthétique de l'existence d'effets que l'on pourrait imputer au dispositif, sans effectuer d'hypothèse sur leur ampleur au niveau individuel. Avant de détailler plus précisément la méthodologie mise en œuvre, nous explicitons tout d'abord la notion d'*effet attribuable au traitement* introduite par Rosenbaum (2001).

Considérons dans un premier temps, comme « succès », par exemple, l'observation pour une entreprise donnée d'un accroissement de son emploi salarié. En comparant la proportion de « succès » dans le groupe des entreprises bénéficiaires à celle observée dans le groupe des entreprises non bénéficiaires auxquelles elles sont appariées, il est possible de tester l'hypothèse qu'un nombre de succès non nul soit *attribuable* au traitement. Plus précisément, la démarche vise à quantifier le nombre d'entreprises bénéficiaires qui, si elles ne présentaient pas de hausses d'emplois, nous auraient conduit à accepter l'hypothèse d'absence d'effet du dispositif. Cette analyse comme nous le verrons peut être menée en

53. en distinguant toutefois l'ampleur de l'effet selon la cohorte (telle que définie par l'âge de l'entreprise à son premier recours au dispositif JEI) et l'année d'utilisation

considérant comme valide l’hypothèse d’indépendance conditionnelle après appariement, mais aussi en autorisant un relâchement de cette hypothèse dont l’ampleur est définie par le paramètre Γ des modèles d’analyse de sensibilité. Dans ce premier exemple, dont nous détaillons les résultats ci-dessous, la définition d’un « succès » ne s’appuie sur aucune hypothèse sur l’*ampleur* de l’effet individuel, ce qui nous permet de confronter les résultats de cette analyse à ceux présentés précédemment où l’effet du traitement était supposé *identique et additif* pour toutes les entreprises bénéficiaires.

Néanmoins, si cette première approche nous permet d’introduire la notion d’*effet attribuable* au traitement sur laquelle repose notre analyse, sa définition du « succès » reste par trop restrictive puisqu’elle met sur un pied d’égalité toute hausse de l’emploi salarié quelle qu’en soit son ampleur, notamment indépendamment du recours au dispositif par l’entreprise.

En adoptant une autre définition d’un « succès », il est possible de lever ces restrictions. Les résultats de cette deuxième démarche seront détaillés dans un deuxième temps, mais nous en présentons d’ores et déjà l’intuition. Schématiquement, nous comparons toutes les paires d’entreprises appariées, deux à deux⁵⁴, et considérons comme « succès » la situation où l’entreprise qui parmi les quatre⁵⁵ présente en quelque sorte « l’évolution de l’emploi la plus élevée »⁵⁶ est une entreprise traitée. Dans ce cas, il se peut que cela soit dû au traitement ou par chance ; un succès est alors dit *attribuable au traitement* s’il n’aurait pas pu être comptabilisé si l’entreprise n’avait pas bénéficié du dispositif JEI. Intuitivement là encore, si la fréquence des « succès », s’avère supérieure à celle obtenue simplement par l’allocation aléatoire du traitement au sein de chaque paire (comme dans le cas où l’hypothèse d’indépendance conditionnelle est respectée) et en l’absence d’effet, alors il est possible de conclure à un effet du traitement ; et ce, sans avoir toutefois contraint, comme dans les résultats précédents, la forme de celui-ci (additif, identique entre toutes les entreprises, etc.). De même, il est aussi possible de distinguer le nombre de succès liés à la chance de ceux attribuables au dispositif, c’est-à-dire plus précisément de déterminer le nombre minimal de succès observés attribuables au traitement que l’on ne peut rejeter par exemple au seuil de 95%.

8.2.1 Proportion d’entreprises JeI qui connaissent une hausse de leur emploi salarié imputable au traitement

Nous considérons tout d’abord comme « succès » pour l’entreprise une situation où l’on observe une hausse de son emploi salarié total. Formellement, nous cherchons donc dans cette partie à étudier l’effet du traitement sur une variable dichotomique, R_i qui prend la valeur 1 si l’emploi salarié ETP croît ($\Delta ETP_{t,1} > 0$) et à mener l’analyse de sensibilité correspondante. Pour cela, il est utile de préciser tout d’abord comment s’interprète un simple tableau de contingence élaboré à partir de l’échantillon des entreprises appariées en fonction des situations potentielles, c’est-à-dire des situation avec (r_{T_i}) et sans (r_{C_i}) recours au dispositif JEI. Le tableau 19 explicite le contenu des cellules du tableau de contingence de la variable de succès, R , avec la variable de traitement Z .

54. dans notre étude. Une démarche analogue peut être implémentée en considérant un nombre plus élevé de paires (voir sur ce point les explications fournies [Rosenbaum, 2010](#), au chapitre 2)

55. deux bénéficiaires et deux non bénéficiaires.

56. Nous détaillerons dans ce qui suit ce que l’on entend précisément.

Tableau 19 – Tableau de contingence en fonction du revenu observé et du traitement

	$\Delta ETP > 0$ $R_i = 1$	$\Delta ETP \leq 0$ $R_i = 0$	Total
Traitées $Z_i = 1$	$\sum Z_i R_i$	$\sum Z_i (1 - R_i)$	m
Contrôles $Z_i = 0$	$\sum (1 - Z_i) R_i$	$\sum (1 - Z_i) (1 - R_i)$	n-m

Lecture : Chaque case correspond au nombre d'entreprises concernées : le nombre d'entreprises traitées et ayant du succès est $\sum Z_i R_i$, tandis que celui d'entreprises traitées et n'ayant pas de succès est $\sum Z_i (1 - R_i)$.

Note : Le nombre total d'entreprises de notre échantillon, n , correspond à deux fois le nombre de paires m , soit deux fois le nombre d'entreprises bénéficiaires.

Comme le succès observé R_i peut s'exprimer simplement en fonction des succès potentiels en présence et en absence de recours au dispositif, $R_i = Z_i r_{Ti} + (1 - Z_i) r_{Ci}$, le tableau 19 peut s'écrire :

	$\Delta ETP > 0$ $R_i = 1$	$\Delta ETP \leq 0$ $R_i = 0$	Total
Traitées $Z_i = 1$	$\sum Z_i r_{Ti}$	$\sum Z_i (1 - r_{Ti})$	m
Contrôles $Z_i = 0$	$\sum (1 - Z_i) r_{Ci}$	$\sum (1 - Z_i) (1 - r_{Ci})$	n-m

Ceci posé, considérons le test de l'hypothèse d'absence d'effet du traitement :

$$H_0 : \tau_i = 0, \text{ pour tout } i = 1 \dots, n$$

Si le traitement n'a pas d'effet, $R_i = r_{Ci}, i = 1, \dots, n$, et donc sous H_0 , le tableau de contingence correspond à :

	$\Delta ETP > 0$ $R_i = 1$	$\Delta ETP \leq 0$ $R_i = 0$	Total
Traitées $Z_i = 1$	$\sum Z_i r_{Ci}$	$\sum Z_i (1 - r_{Ci})$	m
Contrôles $Z_i = 0$	$\sum (1 - Z_i) r_{Ci}$	$\sum (1 - Z_i) (1 - r_{Ci})$	n-m

Si l'on suppose que le recours au dispositif par les entreprises de l'échantillon *après appariement* est aléatoire, c'est-à-dire que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est vérifiée, alors le tableau de contingence précédent décrit les succès obtenus après un tirage aléatoire sans remise de m entreprises traitées parmi la population totale des n entreprises appariées⁵⁷. Formellement, sous H_0 , $\sum Z_i r_{Ci}$ correspond au nombre total de succès de l'échantillon de taille m tiré (sans remise) dans une population de taille n , dont on sait

57. soit $2m$ dans le cadre de cette étude, puisque que chaque entreprise bénéficiaire du dispositif JEI est appariée à une seule entreprise non bénéficiaire.

qu'elle présente $\sum_{i=1}^n r_{Ci}$ « succès » ($R_i = 1$) et $\sum_{i=1}^n 1 - r_{Ci}$ « échecs ». Plus précisément, sous H_0 , $\sum Z_i r_{Ci}$ correspond donc à la réalisation d'une loi hypergéométrique dont les paramètres sont connus et à partir de laquelle nous pouvons tester l'hypothèse d'absence d'effet du traitement.

Par exemple, si l'on s'intéresse à l'évolution de l'emploi salarié total ETP la 2^e année, des entreprises qui recourent pour la première fois au dispositif JEI au cours de leur 2^e année d'activité, le tableau de contingence correspondant est :

Tableau 20 – Tableau de contingence pour les entreprises bénéficiaires au cours de leur 2^e année d'activité, de l'évolution de l'emploi salarié total cette même année en fonction de leur recours au dispositif JEI

	$\Delta ETP > 0$ $R_i = 1$	$\Delta ETP \leq 0$ $R_i = 0$	Total
Traitées $Z_i = 1$	451	49	500
Contrôles $Z_i = 0$	265	235	500
Total	706	284	1000

Ainsi, 90% des entreprises bénéficiaires présentent une évolution (strictement) croissante de l'emploi salarié total ETP entre la 2^e et la 1^{re} année, contre 53% des entreprises auxquelles elles sont appariées. Si l'hypothèse H_0 d'absence d'effet du traitement est vraie, alors la cellule ($Z_i = 1, R_i = 1$) suit une loi hypergéométrique $\mathcal{H}(500, 0.706, 1000)$ ⁵⁸, ce qui permet d'estimer la probabilité que le nombre effectif d'entreprises traitées ayant eu du succès correspond ou non à celui attendu en l'absence d'effet, $P(T \geq 451) = 1.7 \times 10^{-42}$. Ce résultat nous permet de conclure à $100(1 - 1.7 \times 10^{-42})\%$ qu'il existe des entreprises qui ont vu leur emploi salarié total ETP croître du fait du recours au JEI.

Ce premier résultat peut en outre être complété en déterminant le nombre d'entreprises bénéficiaires (i) qui ont connu une évolution croissante de leur emploi, et (ii) qui, si elles n'avaient pas connu une hausse de leur emploi, ne nous auraient pas permis de rejeter l'hypothèse d'absence d'effet du traitement. Cette valeur pivot correspond à la notion d'*effet attribuable au traitement* explicitée par Rosenbaum (2001). Formellement, nous testons l'hypothèse $H_0 : \tau_i = \tau_{0i}$, avec $\tau_{0i} \in \{0,1\}$, c'est-à-dire l'hypothèse d'un effet attribuable au traitement, A , tel que $A = A_0 = \sum \tau_{0i}$.

Ainsi, pour tester par exemple, $H_0 : A = 200$, il suffit d'appliquer la même démarche au tableau de contingence modifié (cf. tableau 20). La loi de la statistique de test reste une loi hypergéométrique, dont les paramètres sont connus mais différents. Dans notre exemple, la $P(T \geq 251) = 0.74$, ce qui nous conduit à rejeter l'hypothèse que $A \geq 200$, ou pour le dire autrement à affirmer qu'au moins 44% (= 200/451) des hausses d'emploi salarié total ETP observées chez les entreprises bénéficiaires seraient dues au recours au dispositif JEI.

Dès lors, pour déterminer la proportion d'effets attribuables au traitement, il suffit de déterminer la valeur A qui conduit à ne plus rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'effet du traitement. Cette approche peut être étendue au cadre du modèle d'analyse de sensibilité, en utilisant les bornes de la distribution hypergéométrique définies par le paramètre Γ , comme dans le cas de la statistique de Wilcoxon signée du rang (nous renvoyons le lecteur

58. où 0.706 correspond à la proportion d'entreprises ayant eu du succès.

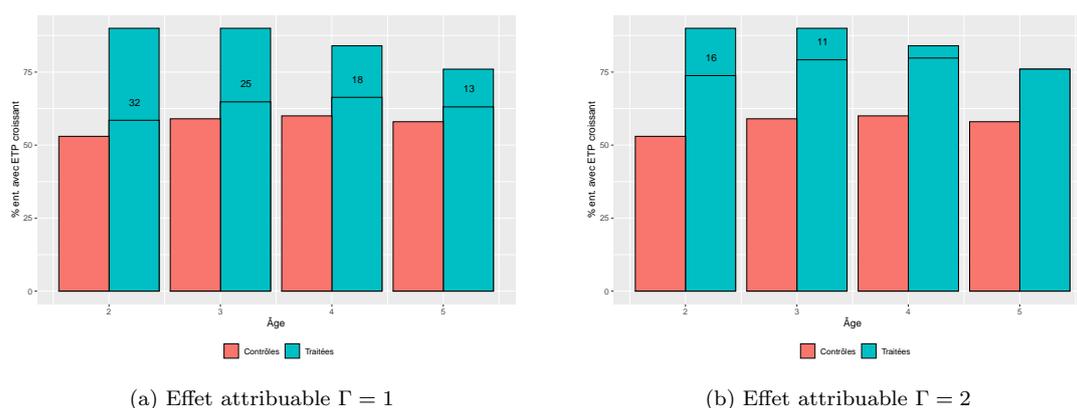
Tableau 21 – Tableau de contingence pour tester $H_0 : A = 200$

	$\Delta ETP > 0$ $R_i = 1$	$\Delta ETP \leq 0$ $R_i = 0$	Total
Traitées $Z_i = 1$	451-200	49+200	500
Contrôles $Z_i = 0$	265	235	500
Total	506	484	1000

intéressé à [Rosenbaum \(1995\)](#)).

Les graphiques 9a et 9b illustrent les résultats obtenus pour les entreprises bénéficiaires du dispositif JEI à partir de leur 2^e année d'activité, respectivement sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle et pour $\Gamma = 2$. Ainsi, sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse que moins de 32% des entreprises bénéficiaires ont connu une croissance de leur emploi salarié la 2^e année grâce aux aides JEI ⁵⁹. Si l'on relâche cette hypothèse en posant $\Gamma = 2$, 16.2% des entreprises bénéficiaires auraient connu une croissance de leur emploi salarié total grâce au dispositif JEI. Cette proportion se réduit cependant avec le temps de recours au dispositif, de telle sorte qu'il n'est plus possible, par exemple, d'attribuer un effet sur l'emploi salarié la 5^e année si l'on relâche l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Des résultats similaires sont présentés pour les autres cohortes et pour des valeurs plus élevées de Γ (cf. tableau C.4). Ils concluent tous à l'existence d'une hausse de l'emploi salarié attribuable au traitement pour une proportion d'entreprises bénéficiaires du dispositif JEI, dès lors qu'elles commencent à recourir au dispositif. Si ce constat apparaît robuste à un relâchement de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle de l'ordre de $\Gamma = 2$, il ne saurait masquer que cette proportion diminue avec le temps et un recours tardif au dispositif.

Graphique 9 – Proportion d'entreprises, JEI à partir de leur 2^e année d'activité, qui connaissent une hausse de leur emploi salarié imputable au traitement

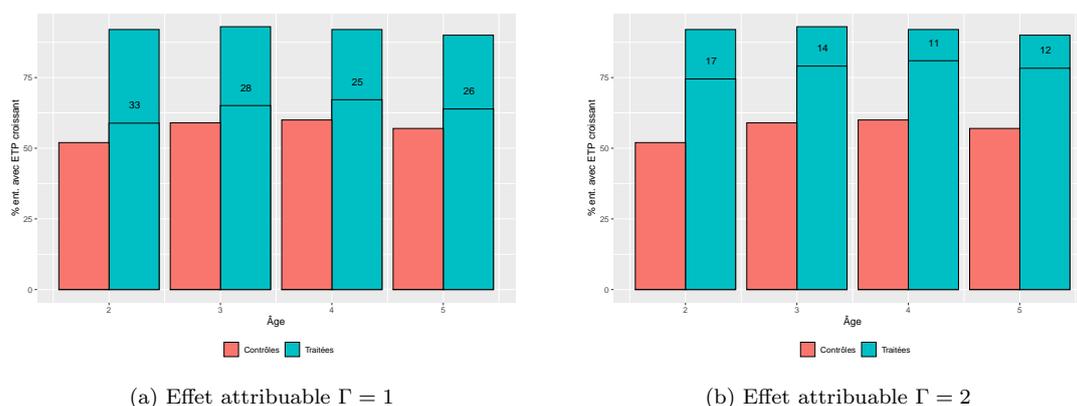


Comme nous l'avons souligné précédemment, il est important de noter que les entreprises

59. Intuitivement, sur le graphique, il apparaît que « retirer » à chaque âge la proportion attribuable au traitement conduit à « égaliser » les proportions dans le groupe des bénéficiaires et des non bénéficiaires. L'écart restant est bien sûr d'autant plus important que l'on autorise la présence d'un biais de sélection élevé (c'est-à-dire lorsque Γ augmente).

ne recourent pas nécessairement continûment aux allègements de cotisations sociales ou aux exonérations fiscales. La diminution de l'effet avec le temps mis en évidence jusqu'ici reflète donc aussi en partie le moindre recours avec le temps au dispositif des entreprises bénéficiaires. Il est donc essentiel dans la compréhension des effets estimés de s'interroger à nouveau sur ceux obtenus si l'on se restreint aux seules entreprises qui recourent continûment au dispositif JEI. Les estimations obtenues suggèrent cette fois encore que les aides octroyées conduisent à accroître la proportion d'entreprises qui connaissent une hausse de leur emploi salarié total ETP, et ce pendant toutes les années de recours, même si l'on relâche l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Ainsi, par exemple, pour $\Gamma = 2$, entre 17% et 11% des JEI à partir de leur 2^e année connaissent une hausse de leur emploi salarié qui serait imputable au traitement, selon l'âge considéré. Cette proportion se réduirait néanmoins avec le temps (cf. graphiques 10a et 10b) et avec l'âge d'entrée dans le dispositif comme le montre le tableau C.5. Au final, ces résultats confirment donc un effet positif sur l'emploi salarié du recours au dispositif JEI, qui perdurerait dans le temps, mais celui-ci ne concernerait qu'une proportion de plus en plus faible d'entreprises bénéficiaires au fil des ans. Néanmoins, cette fois encore, ces conclusions ne sont valides que pour les entreprises qui entrent avant leur 4^e année d'activité dans le dispositif JEI.

Graphique 10 – Proportion d'entreprises continûment JEI, à partir de leur 2^e année d'activité, qui connaissent une hausse de leur emploi salarié imputable au traitement



8.2.2 Existence d'un effet différencié du dispositif JEI sur l'emploi salarié

Comme nous l'évoquons en introduction de cette partie, le test de robustesse précédent ne tient pas compte de l'*ampleur* de l'accroissement de l'emploi salarié dans sa comparaison des résultats obtenus par les entreprises bénéficiaires et non bénéficiaires. Dans cette partie, nous présentons donc la démarche et les résultats obtenus si l'on adopte la seconde définition évoquée en introduction pour caractériser un « succès ». On appellera « succès » toute comparaison de deux paires d'entreprises appariées qui désigne une entreprise traitée comme celle qui parmi les quatre présente « l'évolution de l'emploi la plus élevée »⁶⁰. Pour préciser la démarche implémentée, nous nous appuyons sur les explications détaillées par Rosenbaum (2010) dont nous reprenons ici les principaux éléments. Comme précédemment, nous considérerons, dans un premier temps, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle valide (soit $\Gamma = 1$), avant d'étendre la démarche explicitée au modèle d'analyse de sensibilité.

Tout d'abord, il convient de préciser ce que nous entendons par « l'emploi le plus élevé ». Au sein d'une paire s , nous considérons la différence entre l'emploi salarié, par exemple,

60. Ainsi, contrairement au test précédent, un maintien de l'emploi ou un moindre recul grâce au dispositif JEI est aussi considéré comme un « succès ».

observé pour une entreprise donnée, R_{si} et la moyenne correspondante $\bar{R}_s = (R_{s1} + R_{s2})/2$, dénommée dans ce qui suit « réponse alignée » pour reprendre l'appellation introduite par [Hodges et Lehmann \(1962\)](#)⁶¹. Si l'on reprend les notations pour les revenus potentiels introduites à la partie 6.1, et si l'entreprise 1 est bénéficiaire du dispositif JEI, cela revient à considérer, pour une paire s donnée, le couple de valeurs suivant :

$$\left(r_{Ts1} - \frac{r_{Ts1} + r_{Cs2}}{2}, r_{Cs2} - \frac{r_{Ts1} + r_{Cs2}}{2} \right) \quad (3)$$

Avec cette écriture, il apparaît par ailleurs que si l'hypothèse d'absence d'effet du traitement est vraie, ce couple de valeurs correspond à :

$$\left(r_{Cs1} - \frac{r_{Cs1} + r_{Cs2}}{2}, r_{Cs2} - \frac{r_{Cs1} + r_{Cs2}}{2} \right) \quad (4)$$

puisqu'alors $r_{Tsi} = r_{Csi}$ pour toute entreprise i au sein de chaque paire s .

Lorsque l'on considère deux paires, l'entreprise qui parmi les quatre présente la réponse alignée la plus élevée est une entreprise dont l'évolution de l'emploi est supérieure à celle d'une entreprise qui présente par ailleurs des caractéristiques socio-économiques similaires. C'est aussi parmi les quatre entreprises celle qui présente le plus grand écart. Avec quelle probabilité se peut-il que cette entreprise particulière soit une entreprise bénéficiaire du dispositif JEI ? Même en l'absence d'effet du dispositif, au sein de chaque paire, l'une des deux entreprises présente une valeur positive de réponse alignée, de telle sorte qu'en comparant les entreprises de deux paires, il y avait au total *une chance sur deux*, en l'absence d'effet du dispositif, pour que l'entreprise particulière que nous avons retenue soit effectivement une entreprise bénéficiaire. L'objectif de la démarche est donc de pouvoir distinguer et quantifier les « succès » dûs à l'affectation aléatoire du traitement de ceux qui sont effectivement causés par un effet du dispositif.

Dans ce qui suit, nous désignerons le « succès » obtenu en comparant deux paires, par la variable $H_f = 1$ où f désigne un couple de paires d'entreprises appariées (par exemple $f = (s_1, s_3)$). Formellement, [Rosenbaum \(2010\)](#) définit le nombre de succès A attribuables au traitement comme $A = \tilde{T} - \tilde{T}_C = \sum_{f \in \mathcal{F}} H_f - \sum_{f \in \mathcal{F}} H_{Cf}$, où H_{Cf} correspond au succès enregistré si aucune entreprise des deux paires considérées n'avaient bénéficié du traitement, et \mathcal{F} l'ensemble des couples de paires possibles (soit (s_1, s_2) , (s_1, s_3) , etc.). Afin d'interpréter une telle grandeur, il est préférable de la rapporter au nombre total de cas considérés, c'est-à-dire formellement de s'intéresser à $A/|\mathcal{F}|$ et de la comparer au nombre de succès observés soit $\tilde{T}/|\mathcal{F}|$. Cependant, si \tilde{T} peut être déterminé car les couples de valeur définis par (3) sont observées, tel n'est pas le cas pour \tilde{T}_C car la situation en l'absence de traitement n'est pas connue pour l'une des deux entreprises de chaque paire et le couple de valeurs définies en (4) dès lors non observé. Comment contourner cette difficulté ? Sans entrer dans tous les détails, nous explicitons dans ce qui suit les grandes lignes de la démarche proposée par [Rosenbaum \(2010\)](#).

Pour cela, [Rosenbaum](#) montre tout d'abord que le nombre total de succès obtenus en considérant tous les couples de paires possibles peut s'exprimer sous la forme d'une statistique signée du rang de Wilcoxon qui s'appuient simplement sur les *rangs* des écarts à la moyenne, $R_{si} - \bar{R}_s$ ⁶² des S paires obtenus après appariement (et non sur les résultats

61. L'approche détaillée par [Rosenbaum](#) dans son ouvrage est similaire dans le cas de données appariées deux à deux à celle de [Rosenbaum \(2002b\)](#) qui s'appuie non sur les réponses alignées mais sur les moyennes de Walsh.

62. dont nous avons donné la définition précédemment

des $S! / (2!(S-2))!$ comparaisons possibles de paires deux à deux distinctes). Schématiquement⁶³, le calcul du nombre de succès en les comparant deux à deux se ramène à la somme de S variables aléatoires qui peuvent chacune prendre deux valeurs, 0 ou \tilde{q}_s ⁶⁴, cette dernière dépendant uniquement du rang de la valeur observée $R_{si} - \bar{R}_s$. La valeur 0 est attribuée à la paire, si en son sein, c'est l'entreprise non bénéficiaire qui prend la valeur $R_{si} - \bar{R}_s$ la plus élevée. Dans le cas contraire, c'est le rang correspondant à cette valeur, \tilde{q}_s qui lui est affecté.

Nous supposons vérifiée, dans un premier temps, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Dès lors, comme le souligne Rosenbaum, fort du constat précédent, la distribution de \tilde{T}_C s'en déduit en remarquant que pour cette statistique, chaque paire, c'est-à-dire chacune des S variables aléatoires, peut prendre l'une ou l'autre de ses deux valeurs, avec la même probabilité, $1/2$ ⁶⁵. Connaître cette distribution permet de déterminer le quantile t_α telle que $P(\tilde{T}_c \leq t_\alpha) \geq 1 - \alpha$. Or, Rosenbaum (2010) montre qu'alors :

$$P(A \geq \tilde{T} - t_\alpha) \geq 1 - \alpha$$

Comme $\tilde{T} - t_\alpha$ est calculable il est possible de déterminer une valeur pivot pour laquelle on peut conclure sur un minimum de succès obtenus imputables au dispositif avec une confiance de $1 - \alpha$ %.

Afin de faciliter la compréhension de la démarche mise en œuvre, nous détaillons dès à présent les résultats obtenus en supposant satisfaite l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Le tableau 22 présente ainsi notre estimation de l'effet attribuable au dispositif JEI sur l'emploi salarié total en ETP, à différents âges et en fonction de la date d'entrée⁶⁶. Tout d'abord, il détaille le pourcentage de succès obtenu en comparant toutes les paires deux à deux. Par exemple, pour les entreprises qui commencent à recourir dès leur 2^e année d'activité au dispositif JEI, dans 80% des 124 750 comparaisons possibles, l'entreprise qui présente l'évolution⁶⁷ de l'emploi salarié total ETP la plus élevée est une entreprise bénéficiaire du dispositif JEI, soit 30 points de pourcentage au-delà des 50% que l'on aurait pu espérer en l'absence de traitement. Parmi ces succès, combien peuvent être cependant être attribués au dispositif JEI? En l'absence de biais lié à une caractéristique inobservée, comme le montre les résultats du tableau 22 lorsque $\Gamma = 1$, il n'est pas plausible de considérer que moins de 75% de succès ne soient pas liés au dispositif JEI. Plus exactement, nos estimations nous conduisent à rejeter l'hypothèse, au seuil de 95%, que moins de 75% de succès ne soient attribuables au dispositif JEI, soit 25 points de pourcentage au delà des 50% attendus. Ceci laisse à penser que le dispositif JEI aurait un effet sur la croissance de l'emploi salarié total de plusieurs entreprises bénéficiaires, au cours de leur 2^e année d'activité. Celui-ci serait d'ampleur potentiellement diverse, puisque nous n'avons pas contraint dans notre test l'ampleur des effets (par exemple à être identique), mais suffisamment fréquent pour exclure que nombre d'entre elles aurait connu une situation similaire en l'absence du dispositif JEI. Soulignons, cependant, qu'*a contrario* rien ne nous permet pour autant de conclure qu'ils représentent par exemple plus que 75% des succès

63. Pour ne pas alourdir notre propos, nous renvoyons le lecteur intéressé à l'expression exacte de cette statistique dans le chapitre correspondant de Rosenbaum (2010)

64. pour reprendre les notations de Rosenbaum

65. Ce constat est d'autant plus remarquable que, comme nous l'avons déjà souligné dans la partie 6.5, cette statistique présente l'avantage de suivre (asymptotiquement) une loi Normale dont les moments ne dépendent que des rangs possibles et non des valeurs qui les engendrent. Les valeurs prises par \tilde{q}_s ne dépendent en effet que du nombre de valeurs distinctes entre les paires. Nous renvoyons le lecteur intéressé aux extensions présentées par Rosenbaum en présence de valeurs identiques.

66. Les estimations ont été menées en utilisant le package `sensitivity2x2xk` de Rosenbaum et Small (2015)

67. entendu au sens de la réponse alignée.

observés.

Les estimations menées sur les différentes cohortes d'entreprises bénéficiaires mettent toutes en évidence une proportion minimale de succès attribuables au dispositif JEI, de 10 points de pourcentage supérieur aux 50% attendus, dès lors que les entreprises commencent à recourir aux aides. Cette proportion serait par ailleurs d'autant plus élevée que l'entrée dans le dispositif serait précoce. Enfin, nos résultats suggèrent aussi que le pourcentage minimal de succès imputables au dispositif JEI décroît pour toutes les cohortes avec le temps.

Tableau 22 – Effet attribuable au traitement sur une hausse de l'emploi salarié total ETP pour différentes valeurs de Γ

	Âge d'entrée			
	2	3	4	5
<hr/>				
% de succès				
$\hat{\text{Age}}=2$	80	41	36	37
$\hat{\text{Age}}=3$	80	76	46	46
$\hat{\text{Age}}=4$	72	75	71	48
$\hat{\text{Age}}=5$	67	70	70	72
<hr/>				
% minimum de succès attribuables au traitement (au seuil de 95%) : $\Gamma = 1$				
$\hat{\text{Age}}=2$	75	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>
$\hat{\text{Age}}=3$	75	70	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>
$\hat{\text{Age}}=4$	68	70	65	<i>n.c.</i>
$\hat{\text{Age}}=5$	62	65	64	63
<hr/>				
% minimum de succès attribuables au traitement (au seuil de 95%) : $\Gamma = 2$				
$\hat{\text{Age}}=2$	59	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>
$\hat{\text{Age}}=3$	59	54	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>
$\hat{\text{Age}}=4$	51	54	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>
$\hat{\text{Age}}=5$	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>	<i>n.c.</i>
<hr/>				
Nombre de paires	500	347	232	132

Note : Part des effets attribuables au dispositif JEI sur l'emploi salarié total ETP, à différents âges et en fonction de la date d'entrée dans le dispositif. Pour chaque couple de paires d'entreprises appariées, un succès correspond au fait que l'entreprise qui présente la réponse alignée la plus élevée est une entreprise traitée. La part des effets attribuables correspond à la proportion minimale de succès dus au dispositif JEI en l'absence de biais lié à une caractéristique inobservée ($\Gamma = 1$) ou en relâchant dans une certaine ampleur ($\Gamma = 2$) le respect de cette hypothèse. C'est-à-dire à la proportion minimale de succès que l'on n'aurait pas observés si l'entreprise n'avait pas été bénéficiaire du dispositif.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Ces premières conclusions corroborent l'existence d'un effet sur l'emploi salarié total des entreprises bénéficiaires, mais si l'on suppose après appariement valide l'hypothèse d'absence d'hétérogénéité inobservée. Il est possible cependant de relâcher cette hypothèse avec le modèle d'analyse de sensibilité proposé par Rosenbaum déjà explicité dans la partie 6.3. En effet, pour s'en convaincre, il suffit de remarquer que la statistique de Wilcoxon signée du rang que nous utilisons dans cette partie peut être à nouveau encadrée par deux statistiques de Wilcoxon⁶⁸, \tilde{T}^{min} et \tilde{T}^{max} qui attribuent à chacune des deux valeurs possibles pour chaque paire une probabilité fonction de Γ . Formellement, si l'on note $c_{\Gamma,\alpha}^{max}$,

68. cf. l'inégalité (2) de la partie 6.3

la valeur telle que $P(\tilde{T}_\Gamma^{max} \geq c_{\Gamma,\alpha}^{max}) = \alpha$, il vient que :

$$P(A \geq \tilde{T} - c_{\Gamma,\alpha}^{max}) \geq 1 - \alpha$$

Le tableau 22 présente ainsi les résultats de l'analyse de sensibilité menée sur le pourcentage minimum de succès imputables au dispositif, lorsque $\Gamma = 1,5$, c'est-à-dire lorsque l'on autorise, malgré l'appariement, l'existence d'une caractéristique inobservée qui a un impact, modéré, sur la probabilité d'être bénéficiaire. Comme attendu, nos estimations mettent en évidence un pourcentage de succès imputables au dispositif JEI, plus faible que précédemment. Il s'avère cependant toujours plus élevé pour les entreprises qui entrent précocement dans le dispositif, c'est-à-dire au cours de leur 2^e ou 3^e année d'activité. Pour celles-ci, ce pourcentage est au minimum de 10 points supérieur, au cours des deux premières années d'aides, par rapport à celui que l'on aurait observé en absence d'effet du traitement. S'il n'est pas exclu qu'une part plus importante soit attribuable au traitement, nos estimations conduisent toujours à rejeter l'hypothèse que *moins* de 10 points de pourcentage supplémentaires puissent être imputables à 95% au dispositif JEI, même après avoir relâché l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Cependant, comme dans le cas où $\Gamma = 1$, la proportion de succès attribuables aux aides JEI décroît dans le temps pour n'être potentiellement pas supérieure à 2 points de pourcentage la 5^e année d'activité par rapport à la situation qui aurait prévalu en l'absence du dispositif. Cette fois, la proportion attribuable au dispositif JEI est faible, mais reste encore positive.

Ces différents constats nous apparaissent à même de confirmer l'existence, au moins au cours des deux premières années de bénéfice du dispositif et pour les bénéficiaires les plus précoces, d'un effet sur l'emploi salarié total ETP. Nous ne quantifions pas son ampleur par cette méthode. L'effet peut être faible pour certaines entreprises bénéficiaires ou à l'inverse très élevé pour d'autres. Mais il apparaît difficile de rejeter l'hypothèse d'une proportion minimale d'entreprises qui voient leur emploi salarié s'accroître parce qu'elles utilisent le dispositif JEI, même en relâchant l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Toutefois, rappelons que cet effet reste étroitement corrélé à un recours simultané plus important des autres aides à l'innovation, comme nous l'avons déjà mentionné.

9 Conclusion

Mis en place en 2004, le dispositif « Jeune entreprise innovante » permet à des entreprises nouvellement créées, indépendantes et qui réalisent des dépenses de recherche et de développement à hauteur d'au moins 15 % de leurs charges fiscales déductibles, de bénéficier d'allègements sociaux et fiscaux au cours de leurs huit premières années d'existence. Les entreprises bénéficiaires sont notamment exonérées de cotisations sociales d'assurances sociales et d'allocations familiales pour les rémunérations versées à des employés dont plus de la moitié du temps de travail est consacrée au projet R&D.

Cette étude propose une évaluation *ex post* de l'impact des allègements dont ont bénéficié les jeunes entreprises innovantes, à la fois en termes d'emplois et de salaires. En effet, comme le soulignent [Gautier et Wolff \(2019\)](#), ces aides diminuant le coût du travail peuvent conduire les entreprises bénéficiaires à accroître aussi bien leur nombre d'emplois salariés, que les salaires versés. Notre approche méthodologique s'appuie sur un appariement des JEI avec des entreprises non bénéficiaires de ces aides mais *a priori* « similaires », afin de contrôler du biais de sélection dans le recours à ce dispositif. L'identification de l'effet causal repose alors sur la validité de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle qui pose que « conditionnellement aux caractéristiques socioéconomiques retenues pour l'appariement, recourir au dispositif JEI est seulement lié au hasard ». Cette hypothèse forte se

heurte cependant à l'existence possible d'un biais de sélection qui résulterait d'une caractéristique non observée, conduisant par exemple à une estimation biaisée de l'effet causal.

Le modèle d'analyse de sensibilité proposé par [Rosenbaum \(2010, 2007, 2002c\)](#) que nous implémentons ici consiste justement à évaluer l'impact d'un relâchement de cette hypothèse d'indépendance conditionnelle en considérant par exemple qu'après appariement l'une des deux entreprises (pas nécessairement l'entreprise bénéficiaire) a encore deux fois plus de chances de recourir au dispositif JEI. Plus précisément, l'approche mise en œuvre ici teste l'hypothèse de l'existence d'un effet sur l'emploi (ou le salaire) des allègements sociaux et fiscaux dont bénéficient les JEI et quantifie l'ampleur du biais de sélection inobservée qui conduirait à disqualifier toute causalité dans la corrélation mise en évidence sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle.

Nos résultats font tout d'abord apparaître qu'il n'est pas possible, pour les entreprises qui recourent précocement au dispositif JEI, de rejeter l'hypothèse d'un effet sur l'emploi salarié, total ou dédié à la recherche, même si l'on considère, qu'après appariement ⁶⁹, l'une des deux entreprises présente toujours deux fois plus de chances de recourir au dispositif. Ainsi, si l'on pose que l'effet sur l'emploi salarié est le même pour toutes les entreprises bénéficiaires, il est possible de conclure que les JEI entrant dans le dispositif au cours de leur 2^e ou 3^e année d'activité présenteraient, à leur 5^e année d'activité, au moins 0,5 (et au plus 3,5) emplois salariés en équivalent temps plein de plus que ce qu'elles auraient eu si elles n'en avaient pas bénéficié (cf. partie 7.1). Comme le montre cet exemple, l'impact du dispositif JEI peut être faible dès lors que l'on relâche d'autant (« deux fois plus de chances ») l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, mais il reste significatif et positif. Plus encore, sans présager de l'ampleur de l'effet ni imposer qu'il soit identique pour toutes les entreprises bénéficiaires, nos estimations rejettent l'hypothèse que moins de 10% (mais peut-être pas plus) des JEI qui bénéficient des aides à partir de leur 2^e année d'activité, connaîtraient une croissance de leur emploi salarié en équivalent temps plein ⁷⁰, même si les JEI, par exemple, présentaient après appariement deux fois de chances de recourir au dispositif que les entreprises non bénéficiaires. À l'inverse, un tel biais de sélection exclut de conclure à l'existence d'un impact sur le salaire horaire moyen, quel que soit l'âge à l'entrée dans le dispositif et l'année considérée.

Comme le suggèrent ces quelques résultats, notre étude met ainsi en évidence qu'il existe, pour une proportion potentiellement faible mais significative des entreprises bénéficiaires évaluées, un effet du recours au dispositif JEI sur l'emploi salarié total et dédié à la R&D. Cet effet serait d'autant plus conséquent qu'elles en bénéficient rapidement. Cet impact sur l'emploi salarié conduirait à une hausse de la masse salariale totale, mais ne s'accompagnerait pas d'un effet sur le salaire horaire moyen. Ces constats sont en accord avec les résultats de l'étude de [Gautier et Wolff \(2019\)](#) qui questionnait l'impact du dispositif JEI sur l'ensemble des entreprises bénéficiaires au moins une fois entre 2004 et 2012. Notre approche complète cependant leur analyse en plusieurs points. Tout d'abord soulignons que l'approche par l'effet attribuable mise en œuvre ici n'impose aucune forme fonctionnelle à l'impact du dispositif sur les différentes grandeurs évaluées (additive, multiplicative ou constante, par exemple), offrant en cela une plus grande robustesse à nos conclusions. De plus, notre évaluation s'appuie explicitement sur les trajectoires en termes d'emploi des entreprises non bénéficiaires. Cela permet d'évaluer l'impact des aides octroyées par le dispositif, et non l'effet d'un recours plus précoce tel que le permet leur comparaison avec les JEI entrées plus tardivement dans le dispositif. De plus, si [Gautier et Wolff](#) excluent

69. et donc toutes choses *observées* égales par ailleurs

70. dès lors qu'elles sollicitent ces aides (cf. partie 8.2.1)

toute interprétation causale de leurs principaux résultats⁷¹, notre évaluation s'attache au contraire à quantifier l'incertitude liée à l'existence d'une caractéristique inobservée sur les hypothèses testées. Dans notre interprétation, nous avons retenu l'éventualité que l'entreprise bénéficiaire puisse être jusqu'à deux fois plus susceptible de bénéficier des allègements du dispositif JEI que l'entreprise non aidée à laquelle elle est appariée. Comme nous l'avons souligné dans la partie 7.2, un déterminant du recours au dispositif JEI aussi important qu'avoir déjà bénéficié du Crédit impôt recherche ou des aides Bpifrance quadruple la probabilité d'être JEI. Choisir une amplitude moins élevée du biais de sélection, même après appariement, peut être discuté, mais une telle comparaison nous paraît offrir au lecteur des éléments de réflexion pour infirmer ou conforter les conclusions énoncées.

Enfin, que l'on accorde ou non une certaine pertinence à l'ampleur, retenue pour établir nos conclusions, du biais de sélection persistant après appariement, il convient surtout de garder à l'esprit que nous n'évaluons pas l'effet de ce dispositif sur les entreprises qui bénéficient d'aides dès leur création, ou au cours de leur première année d'activité, c'est-à-dire environ 75 % des bénéficiaires. Par ailleurs, nos estimations révèlent aussi qu'une proportion importante de bénéficiaires quittent précocement le dispositif JEI, et qu'il est difficile de conclure à l'existence d'un effet lorsque l'entreprise commence à bénéficier des aides tardivement. Enfin, nous avons souligné l'importance (et la fréquence) du recours concomitant au Crédit impôt recherche et aux aides Bpifrance. Tous ces éléments incitent donc à la prudence pour qui souhaiterait conclure à un effet propre, pérenne et généralisé à toutes les entreprises bénéficiaires du dispositif sur l'emploi (total ou dédié à la recherche).

71. Rappelons que l'analyse restreinte qu'ils mènent sur les premières entreprises bénéficiaires, c'est-à-dire en 2004, année d'introduction du dispositif, peut cependant s'interpréter comme issue d'une expérience naturelle pour ces jeunes entreprises innovantes.

Références

- Manuel ADELINO, Song MA et David ROBINSON : Firm Age, Investment Opportunities, and Job Creation. *The Journal of Finance*, 72(3):999–1038, 2017. URL <https://doi.org/10.1111/jofi.12495>.
- D.P. BERTSEKAS : *Linear Network Optimization*. Cambridge MA : MIT Press, 1991.
- Nicolas BIGNON et Marc SIMON : Les entreprises en forte croissance. *INSEE Première*, 1718, novembre 2018.
- Pierre BLANCHARD, Jean-Pierre HUIBAN, Antonio MUSOLESI et Patrick SEVESTRE : Where there is a will, there is a way? assessing the impact of obstacles to innovation. *Industrial and Corporate Change*, 22, 05 2012.
- Antoine BOZIO, Delphine IRAC et Loriane PY : Impact of Research Tax Credit on R&D and Innovation : Evidence from the 2008 French Reform. Working Paper 532, Banque de France, 2014. URL <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2544604>.
- M. BRUN et F. CHAI : Les PME en forte croissance. *Bulletin de la Banque de France*, 187, 2012.
- Simon BUNEL et Benjamin HADJIBEYLI : Évaluation du crédit impôt innovation. Documents de travail G2019/12, INSEE, décembre 2019.
- M Diane BURTON, Michael S DAHL et Olav SORENSON : Do startups create good jobs? Draft Manuscript, mars 2016.
- Ryan DECKER, John HALTIWANGER, Ron JARMIN et Javier MIRANDA : The role of entrepreneurship in us job creation and economic dynamism. *Journal of Economic Perspectives*, 28(3):3–24, 2014. URL <http://dx.doi.org/10.1257/jep.28.3.3>.
- Erwan GAUTIER et François-Charles WOLFF : Les aides à l'innovation ont-elles un effet sur les salaires et l'emploi des jeunes entreprises innovantes? Document de travail non publié, 2019.
- Bronwyn H HALL et Josh LERNER : The financing of r&d and innovation. *In Handbook of the Economics of Innovation*, volume 1, pages 609–639. Elsevier, 2010.
- Sébastien HALLÉPÉE et Antoine HOULOU-GARCIA : Évaluation du dispositif JEI. Rapport, Direction générale de la compétitivité, de l'industrie et des services, septembre 2012. URL <https://www.economie.gouv.fr/evaluation-dispositif-jeunes-entreprises-innovantes>.
- John HALTIWANGER, Ron S. JARMIN, Robert KULICK et Javier MIRANDA : High Growth Young Firms : Contribution to Job, Output, and Productivity Growth. *In Measuring Entrepreneurial Businesses : Current Knowledge and Challenges*, NBER Chapters, chapitre 1, pages 11–62. National Bureau of Economic Research, Inc, septembre 2017.
- John HALTIWANGER, Ron S JARMIN et Javier MIRANDA : Who Creates Jobs? Small versus Large versus Young. *Review of Economics and Statistics*, 95(2):347–361, mai 2013. URL https://doi.org/10.1162/REST_a_00288.
- Ben B. HANSEN et Stephanie Olsen KLOPFER : Optimal Full Matching and Related Designs via Network Flows. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 15(3):609–627, 2006. URL <https://doi.org/10.1198/106186006X137047>.

- J.L. HODGES et E.L. LEHMANN : Rank Methods for Combination of Independent Experiments in Analysis of Variance. *The Annals of Mathematical Statistics*, 33:482–497, février 1962. URL <https://doi.org/10.1214/aoms/1177704575>.
- J.L. HODGES et E.L. LEHMANN : Estimates of location based on ranks. *The Annals of Mathematical Statistics*, 34(2):598–611, juin 1963. URL <https://doi.org/10.1214/aoms/1177704172>.
- William R KERR et Ramana NANDA : Financing innovation. *Annual Review of Financial Economics*, 7(1):445–462, 2015. URL <https://doi.org/10.1146/annurev-financial-111914-041825>.
- J.W. KUHN : The Hungarian method for the assignment problem. *Naval Research Logistic Quarterly*, 2:83–97, 1955. URL <https://doi.org/10.1002/nav.3800020109>.
- E.L. LEHMANN : *Nonparametrics : Statistical methods based on ranks*. San Francisco : Holden-Day, 1975.
- Claire LELARGE : Le dispositif « Jeune entreprise innovante » a dynamisé les jeunes entreprises de services de R&D. *les 4 pages du SESSI*, 45, mai 2008.
- Claire LELARGE : *Les déterminants du comportement d'innovation des entreprises : Facteurs internes et externes*. Thèse de doctorat, Université de Paris X - Nanterre, 2009.
- Maria Luisa MANCUSI et Andrea VEZZULLI : R&D and credit rationing in SMEs. *Economic Inquiry*, 52(3):1153–1172, 2014. URL <https://doi.org/10.1111/ecin.12080>.
- Adel MOUTAABBID : Le dispositif « jei » a bénéficié à 3 500 entreprises en 2015, essentiellement des secteurs du numérique et des activités scientifiques. *Le 4 pages de la DGE*, 66, décembre 2016.
- Jerzy NEYMAN : On the application of probability theory to agricultural experiments. Essay on principles. Section 9. *Roczniki Nauk Rolniczych*, Tom X:1–51, 1923. Réimprimé en anglais dans *Statistical Science*, 1990, 5, 463-480.
- Pierpaolo PARROTTA et Dario POZZOLI : The effect of learning by hiring on productivity. *The RAND Journal of Economics*, 43(1):167–185, mars 2012. URL <https://doi.org/10.1111/j.1756-2171.2012.00161.x>.
- Gabriele PELLEGRINO et Maria SAVONA : No money, no honey ? financial versus knowledge and demand constraints on innovation. *Research Policy*, 46(2):510–521, 2017. URL <https://doi.org/10.1016/j.respol.2017.01.001>.
- Paul R. ROSENBAUM : Quantiles in nonrandom samples and observational studies. *Journal of the American Statistical Association*, 90:1424–1431, 1995.
- Paul R. ROSENBAUM : Effects Attributable to Treatment : Inference in Experiments and Observational Studies with a Discrete Pivot. *Biometrika*, 88(1):219–231, mars 2001.
- Paul R. ROSENBAUM : Attributing effects to treatment in matched observational studies. *Journal of the American Statistical Association*, 97(457):183–192, 2002a. URL <https://doi.org/10.1198/016214502753479329>.
- Paul R. ROSENBAUM : Exact Confidence Intervals for Nonconstant Effects by Inverting the Signed Rank Test. *The American Statistician*, 57(2):132–138, 2002b. URL <https://doi.org/10.1198/0003130031405>.
- Paul R. ROSENBAUM : *Observational Studies*. Springer Series in Statistics, 2002c.

- Paul R. ROSENBAUM : Sensitivity analysis for m-estimates, tests, and confidence intervals in matched observational studies. *Biometrics*, 63:456–464, 2007. URL <https://doi.org/10.1111/j.1541-0420.2006.00717.x>.
- Paul R. ROSENBAUM : *Design of observational studies*. Springer Series in Statistics, 2010.
- Paul R. ROSENBAUM : *DOS : Design of Observational Studies*, 2018. URL <https://CRAN.R-project.org/package=DOS>. R package version 1.0.0.
- Paul R. ROSENBAUM et Dylan S. SMALL : *sensitivity2x2xk : Sensitivity Analysis for 2x2xk Tables in Observational Studies*, 2015. URL <https://CRAN.R-project.org/package=sensitivity2x2xk>. R package version 1.01.
- D.B. RUBIN : Estimating causal effects of treatments in randomized and non randomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66(5):688–701, 1974. URL <https://doi.org/10.1037/h0037350>.
- Jaeyong SONG, Paul ALMEIDA et Geraldine WU : Learning-by-Hiring : When is Mobility More Likely to Facilitate Interfirm Knowledge Transfer? *Management science*, 49(4):351–365, 2003. URL <https://doi.org/10.1287/mnsc.49.4.351.14429>.

Annexes

Annexe A Définition des dépenses de recherches éligibles au CIR

Sont éligibles au CIR les activités de recherche et de développement telles que les activités de recherche fondamentale (contribution théorique ou expérimentale à la résolution de problèmes techniques) ou appliquée (applications possibles des résultats d'une recherche fondamentale ou à trouver des solutions nouvelles) et les activités de développement expérimental (prototypes ou installations pilotes), quel qu'en soit le domaine. Sont éligibles les dépenses suivantes :

- dotations aux amortissements des biens et bâtiments affectées à la recherche ;
- dépenses de personnel concernant les chercheurs et techniciens de recherche (le salaire des jeunes docteurs est pris en compte pour le double de son montant pendant 2ans après leur embauche en CDI) ;
- rémunérations supplémentaires des salariés auteurs d'une invention ;
- dépenses de fonctionnement, fixées forfaitairement à 75 % des dotations aux amortissements et 50 % des dépenses de personnel (200 % pour les dépenses concernant les jeunes docteurs) ;
- dépenses de recherche externalisées, confiées à tout organisme public, université, fondation reconnue d'utilité publique, association de la loi de 1901 ayant pour fondateur et membre un organisme de recherche ou une université, dépenses retenues pour le double de leur montant (à condition qu'il n'existe pas de lien de dépendance entre l'organisme et l'entreprise) ;
- dépenses de recherche confiées à des organismes agréés par le ministère de la recherche (limitées à 3 fois le montant total des autres dépenses de recherche ouvrant droit au crédit d'impôt) ;
- frais de brevets ;
- dépenses de normalisation des produits de l'entreprise (pour 50 % du montant) ;
- dépenses de veille technologique (60 000 € par an maximum) ;
- dépenses de nouvelles collections dans le secteur textile-habillement-cuir.

Tableau A.1 – Évolution du crédit impôt recherche

Modalités de calcul	Calcul du CIR	Montant Maximal
Incrémentale et Volume		
2004	$0.45 \times [RD(t) \sim RD(t-1)] + 0.05 \times RD(t)$	8 M€
2006	$0.40 \times [RD(t) \sim RD(t-1)] + 0.10 \times RD(t)$	10 M€
2007	$0.45 \times [RD(t) \sim RD(t-1)] + 0.10 \times RD(t)$	16 M€
Volume		
2008	Entreprises ayant déjà eu recours au CIR : - $0.30 \times RD(t)$ si $RD(t) \leq 100Me$ - $30M + 0.05 \times [RD(t) \sim 100]$ si $RD(t) > 100M€$	
2011	Entreprises ayant déjà eu recours au CIR : - $0.30 \times RD(t)$ si $RD(t) \leq 100Me$ - $30M + 0.05 \times [RD(t) \sim 100]$ si $RD(t) > 100Me$ Entreprises recourant la première fois au CIR : - $0.40 \times RD(t)$ Entreprises recourant la deuxième fois au CIR : - $0.35 \times RD(t)$	
2013	Toutes les entreprises : - $0.30 \times RD(t)$ si $RD(t) \leq 100Me$ - $30M + 0.05 \times [RD(t) \sim 100]$ si $RD(t) > 100Me$ Pour les PME : - Crédit d'impôt innovation	

Notes : RD(t) est le montant de dépenses de recherche éligible au CIR en euros. En 2011, les entreprises recourant pour la troisième fois ou plus au crédit impôt recherche ont bénéficié d'un crédit d'impôt de 30 % de leur dépenses éligibles si celles-ci sont inférieures à 100 Millions d'euros et d'un crédit d'impôt de 30 millions d'euros plus 5 % des dépenses éligibles au delà des 100 millions d'euros.

Source : IPP, [Bozio et al. \(2014\)](#)

Annexe B Les réformes du dispositif JEI

Le dispositif a connu une réforme en 2011, qui a diminué les exonérations sociales dont bénéficient les JEI via l'introduction

- de la dégressivité de l'allègement des cotisations sociales patronales de Sécurité Sociale. Les exonérations portent sur 100 % des charges patronales les quatre premières années d'existence de l'entreprise, 75 % la cinquième, 50 % la sixième, 30 % la septième et 10 % la huitième.
- d'un plafonnement par établissement des exonérations d'une JEI qui vaut trois fois le plafond de la sécurité sociale (106 056€).
- d'un plafonnement par salarié fixé à 4,5 fois le SMIC.

La réforme de 2011 a été modifiée dès 2012 afin d'en limiter sa portée.

- Le plafonnement par établissement des exonérations a été relevé de 3 à 5 fois le plafond annuel de la sécurité sociale.
- Les allègements de cotisations sociales pour les JEI de plus de quatre ont été augmentés, le taux d'exonération est passé à 80 % l'année 5, 70% l'année 6, 60 % l'année 7 et 50 % l'année 8.
- une rectification du régime d'exonérations fiscales dont bénéficient les JEI, les ramenant d'une durée de cinq ans à une durée de deux ans.

Au 1^{er} janvier 2014, les dispositions relatives aux taux dégressifs ont été supprimées, et l'exonération des cotisations sociales patronales s'applique depuis lors à taux plein tant que la JEI à moins de 8 ans à la clôture de l'exercice considéré.

Annexe C Résultats additionnels

Tableau C.1 – Estimation des effets du dispositif JEI sur l’emploi salarié total et dédié à la R&D ETP sous l’hypothèse d’indépendance conditionnelle ($\Gamma = 1$)

	Âge d’entrée			
	2	3	4	5
Emploi salarié EQTP				
Âge=2	1.0*** [0.9;1.2]	0.4*** [0.0;0.2]	0.0 [-0.1;0.1]	0.0 [-0.1;0.3]
Âge=3	1.8*** [1.5;2.0]	1.1*** [0.9;1.4]	0.2** [0.0;0.4]	0.2 [-0.0;0.6]
Âge=4	1.8*** [1.5;2.2]	1.8*** [1.4;2.1]	1.1*** [0.8;1.5]	0.3* [0.0;0.7]
Âge=5	1.9*** [1.5;2.3]	1.9*** [1.5;2.5]	1.6*** [1.1;2.2]	1.4*** [0.8;1.9]
Emploi salarié EQTP R&D				
Âge=2	0.4*** [0.3;0.5]	0.0*** [0.0;0.1]	0.0 [0.0;0.1]	0.0** [0.0;0.2]
Âge=3	0.9*** [0.7;1.0]	0.5*** [0.3;0.6]	0.0 [0.0;0.1]	0.1** [0.0;0.3]
Âge=4	0.8*** [0.6;1.0]	0.9*** [0.6;1.1]	0.5*** [0.3;0.8]	0.1* [0.0;0.3]
Âge=5	0.9*** [0.6;1.1]	0.9*** [0.6;1.2]	0.8*** [0.5;1.3]	0.5*** [0.2;0.9]
Nombre de paires	500	347	232	132

Note : Effet du dispositif JEI sur l’emploi salarié total et dédié à la R&D ETP, à différents âges et en fonction de la date d’entrée dans le dispositif. L’hypothèse d’indépendance conditionnelle est supposée vérifiée après appariement ($\Gamma = 1$). L’effet estimé correspond à l’estimateur de Hodges-Lehman de la statistique de Wilcoxon signée du rang d’un test sur un effet additif et constant τ . Le tableau reporte l’estimation obtenue et (en dessous) l’intervalle de confiance à 95 % correspondant. ***, ** et * précisent si l’effet est significatif respectivement au seuil de 1 %, 5 % ou 10 %.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Tableau C.2 – Estimation des effets du dispositif JEI sur l'évolution du salaire horaire moyen, de la masse salariale totale brute, du nombre d'heures salariées et de l'emploi équivalent temps plein sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle ($\Gamma = 1$)

Âge	ETP	Salh	Sal	Nbh
Entrée à 2 ans				
2	1.0*** [0.8;1.2]	0.1*** [0.1;0.2]	1.4*** [1.0;1.9]	1.1*** [0.8;1.5]
3	1.7*** [1.3;2.0]	0.2*** [0.1;0.2]	2.8*** [2.1;3.7]	2.1*** [1.5;2.7]
4	1.7*** [1.2;2.2]	0.2*** [0.1;0.3]	3.0*** [2.1;4.2]	2.0*** [1.4;2.7]
5	2.0*** [1.4;2.6]	0.2*** [0.1;0.3]	3.4*** [2.2;5.0]	2.2*** [1.5;3.1]
Entrée à 3 ans				
2	0.2*** [0.1;0.4]	0.1** [0.0;0.1]	0.6*** [0.3;0.9]	0.5*** [0.2;0.7]
3	1.4*** [1.0;1.7]	0.2*** [0.1;0.3]	2.5*** [1.8;3.5]	1.9*** [1.4;2.6]
4	2.0*** [1.4;2.6]	0.3*** [0.2;0.4]	4.1*** [2.8;5.6]	2.8*** [2.0;3.8]
5	2.1*** [1.4;2.9]	0.3*** [0.2;0.5]	4.6*** [3.0;6.5]	3.2*** [2.1;4.5]
Entrée à 4 ans				
2	-0.1 [-0.4;0.2]	0.0 [-0.1;0.1]	0.1 [-0.2;0.5]	0.1 [-0.2;0.4]
3	0.2 [-0.1;0.6]	0.0 [-0.0;0.1]	0.7*** [0.2;1.2]	0.5** [0.1;0.9]
4	1.2*** [0.6;1.8]	0.1 [-0.0;0.2]	2.2*** [0.9;3.5]	1.4*** [0.7;2.3]
5	1.8*** [1.0;2.6]	0.3*** [0.1;0.4]	2.9*** [1.1;5.0]	1.9*** [0.9;3.4]
Entrée à 5 ans				
2	0.2 [-0.2;0.6]	0.0 [-0.1;0.1]	0.2 [-0.4;0.91]	0.0 [-0.6;0.5]
3	0.4 [-0.2;1.0]	0.1 [-0.1;0.2]	0.5 [-0.5;1.8]	0.2 [-0.5;1.0]
4	0.3 [-0.4;0.9]	0.1 [-0.1;0.2]	0.6 [-0.8;2.1]	0.1 [-0.9;1.2]
5	1.4** [0.4;2.3]	0.1 [-0.1;0.3]	1.4 [-0.8;3.8]	1.4* [-0.1;3.1]

Note : Effet du dispositif JEI sur l'évolution de l'emploi salarié total (ETP), du salaire horaire moyen (Salh), de la masse salariale brute totale (Sal) et du nombre d'heures salariées (Nbh) à différents âges et en fonction de la date d'entrée dans le dispositif. L'hypothèse d'indépendance conditionnelle est supposée vérifiée après appariement ($\Gamma = 1$). L'effet estimé correspond à l'estimateur de Hodges-Lehman de la statistique de Wilcoxon signée du rang d'un test sur un effet additif et constant τ . Le tableau reporte l'estimation obtenue et (en dessous) l'intervalle de confiance à 95 % correspondant. ***, ** et * précisent si l'effet est significatif respectivement au seuil de 1 %, 5 % ou 10 %.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Tableau C.3 – Γ_{max} pour l'emploi salarié R&D ETP

Âge	Γ_{max}	IC à Γ_{max}	Effet à $\Gamma = 1$
Entrée à 2 ans			
2	2.4	[0 ; 1.030]	0.44
3	2.8	[0 ; 2.050]	0.87
4	2.4	[0 ; 2.125]	0.84
5	2.0	[0 ; 2.105]	0.87
Entrée à 3 ans			
2	1.1	[0 ; 0.100]	0.005
3	1.9	[0 ; 1.075]	0.485
4	2.3	[0 ; 2.010]	0.860
5	2.0	[0 ; 2.135]	0.905
Entrée à 4 ans			
2	1.0	[0.00 ; 0.075]	0.00
3	1.0	[0.00 ; 0.085]	0.00
4	1.4	[0.03 ; 1.130]	0.52
5	1.6	[0.00 ; 1.995]	0.85
Entrée à 5 ans			
2	1.0	[0 ; 0.170]	0.025
3	1.0	[0 ; 0.335]	0.095
4	1.0	[0 ; 0.270]	0.100
5	1.4	[0 ; 1.250]	0.495

Note : Analyse de sensibilité pour l'intervalle de confiance d'un effet constant et additif, τ , du dispositif JEI sur l'emploi salarié dédié à la R&D ETP, à différents âges et en fonction de la date d'entrée dans le dispositif. Lorsque Γ augmente, on autorise un relâchement plus important de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, et l'intervalle de confiance s'accroît. Le tableau reporte la valeur Γ_{max} de Γ la plus élevée qu'il est possible d'obtenir sans que cet intervalle de confiance n'inclut la valeur 0. L'effet estimé pour $\Gamma = 1$ correspond à l'estimateur de Hodges-Lehman de la statistique de Wilcoxon signée du rang dans le cas de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Tableau C.4 – Analyse de sensibilité de la proportion, attribuable au traitement, des entreprises traitées qui connaissent une hausse de l’emploi salarié total ETP, pour différentes valeurs de Γ

Γ	t=2	t=3	t=4	t=5
Entrée à 2 ans				
% d’ent. avec hausse d’emploi (traitées, contrôles)	(90,53)	(90,59)	(84,60)	(76,58)
% attribuable au traitement pour les traitées				
1.0	35	28	21	17
1.4	26	20	13	7
2.0	18	12	5	n.s.
2.4	14	9	1	n.s.
3.0	10	5	n.s.	n.s.
Entrée à 3 ans				
% d’ent. avec hausse d’emploi (traitées, contrôles)	(70,69)	(94,73)	(94,69)	(87,63)
% attribuable au traitement pour les traitées				
1.0	n.s.	16	20	20
1.4	n.s.	10	14	12
2.0	n.s.	6	8	5
2.4	n.s.	3	6	2
3.0	n.s.	1	3	n.s.
Entrée à 4 ans				
% d’ent. avec hausse d’emploi (traitées, contrôles)	(63,66)	(78,78)	(95,77)	(91,69)
% attribuable au traitement pour les traitées				
1.0	n.s.	n.s.	11	16
1.4	n.s.	n.s.	7	9
2.0	n.s.	n.s.	3	4
2.4	n.s.	n.s.	1	2
3.0	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Entrée à 5 ans				
% d’ent. avec hausse d’emploi (traitées, contrôles)	(61,64)	(69,72)	(83,83)	(95,77)
% attribuable au traitement pour les traitées				
1.0	n.s.	n.s.	n.s.	10
1.4	n.s.	n.s.	n.s.	6
2.0	n.s.	n.s.	n.s.	2
2.4	n.s.	n.s.	n.s.	1
3.0	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.

Lecture : Parmi les entreprises de notre échantillon qui recourent pour la première fois au dispositif JEI leur 2^e année activité, 90 % connaissent une hausse de leur emploi salarié ETP total cette même année, contre 53 % des entreprises auxquelles elles sont appariées. De plus, il n’est pas possible de rejeter l’hypothèse (au seuil de 5 %) que *moins* de 35 % des 90 % de hausses constatées soient attribuables au traitement si l’on suppose vérifiée l’hypothèse d’indépendance conditionnelle ($\Gamma = 1$). De même, si l’on autorise un relâchement de cette hypothèse d’indépendance conditionnelle avec $\Gamma = 3$, il est exclu que moins de 10 % des hausses soient attribuables au traitement.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Tableau C.5 – Analyse de sensibilité de la proportion, attribuable au traitement, des entreprises continûment traitées qui connaissent une hausse de l'emploi salarié total ETP, pour différentes valeurs de Γ

Γ	t=2	t=3	t=4	t=5
Entrée à 2 ans				
% d'ent. avec hausse d'emploi (traitées, contrôles)	(92,52)	(93,59)	(91,60)	(90,57)
% attribuable au traitement pour les traitées				
1.0	36	30	27	29
1.4	27	22	19	21
2.0	19	15	12	13
2.4	15	12	9	9
3.0	11	8	5	6
Entrée à 3 ans				
% d'ent. avec hausse d'emploi (traitées, contrôles)	(72,70)	(95,73)	(97,69)	(94,64)
% attribuable au traitement pour les traitées				
1.0	n.s.	16	22	24
1.4	n.s.	11	16	17
2.0	n.s.	6	10	10
2.4	n.s.	4	8	8
3.0	n.s.	2	5	5
Entrée à 4 ans				
% d'ent. avec hausse d'emploi (traitées, contrôles)	(64,65)	(80,79)	(96,79)	(95,71)
% attribuable au traitement pour les traitées				
1.0	n.s.	n.s.	10	17
1.4	n.s.	n.s.	6	11
2.0	n.s.	n.s.	2	6
2.4	n.s.	n.s.	1	4
3.0	n.s.	n.s.	n.s.	2
Entrée à 5 ans				
% d'ent. avec hausse d'emploi (traitées, contrôles)	(61,64)	(69,72)	(83,83)	(95,77)
% attribuable au traitement pour les traitées				
1.0	n.s.	n.s.	n.s.	10
1.4	n.s.	n.s.	n.s.	6
2.0	n.s.	n.s.	n.s.	2
2.4	n.s.	n.s.	n.s.	1
3.0	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.

Lecture : Parmi les entreprises de notre échantillon qui recourent pour la première fois au dispositif JEI leur 2^e année activité, 92 % connaissent une hausse de leur emploi salarié ETP total cette même année, contre 52 % des entreprises auxquelles elles sont appariées. De plus, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse (au seuil de 5 %) que *moins* de 36 % des 92 % de hausses constatées soient attribuables au traitement si l'on suppose vérifiée l'hypothèse d'indépendance conditionnelle ($\Gamma = 1$). De même, si l'on autorise un relâchement de cette hypothèse d'indépendance conditionnelle avec $\Gamma = 3$, il est exclu que moins de 11 % des hausses soient attribuables au traitement.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Annexe D Effet du dispositif JEI sur la probabilité de survie des bénéficiaires

Dans cette étude, l'échantillon des entreprises évaluées sont en activité continue pendant leurs cinq premières années d'existence. Comme le souligne les résultats présentés dans le tableau 10, 10 % des entreprises qui ne recourent pas au dispositif JEI avant leur 2^e année d'activité n'exercent pas continûment leur activité durant leurs cinq premières années d'existence. Dans cette section, nous testons l'hypothèse de l'existence d'un effet du dispositif JEI sur la survie des entreprises bénéficiaires, en incluant donc dans l'échantillon des entreprises évaluées, ces entreprises qui cessent leur activité⁷². La démarche adoptée est identique à celle mise en œuvre dans la partie 8.2.1 : nous étudions l'effet sur la variable dichotomique, R_i qui prend la valeur 1 si l'entreprise est en activité l'année considérée et nous menons l'analyse de sensibilité correspondante.

Tableau D.6 – Analyse de sensibilité de la proportion, attribuable au traitement, des entreprises traitées toujours en activité à différents âges et pour différentes valeurs de Γ

Γ	t=3	t=4	t=5
Entrée à 2 ans			
% d'ent. en activité (traitées, contrôles)	(98,96)	(98,91)	(93,84)
% attribuable au traitement pour les traitées			
1.0	1	4	7
1.2	0	3	4
1.4	0	2	3
1.6	n.s	1	2
1.8	n.s	1	1
2.0	n.s	1	n.s
2.2	n.s	0	n.s
2.4	n.s	n.s	n.s
Entrée à 3 ans			
% d'ent. avec hausse d'emploi (traitées, contrôles)		(99,94)	(97,89)
% attribuable au traitement pour les traitées			
1.0		7	4
1.2		4	3
1.4		3	2
1.6		2	1
1.8		1	1
2.0		n.s.	n.s.
2.2		n.s.	n.s.
2.4		n.s	n.s.

Lecture : Parmi les entreprises de notre échantillon qui recourent pour la première fois au dispositif JEI leur 2^e année activité, 98 % sont toujours en activité l'année suivante, contre 96 % des entreprises auxquelles elles sont appariées. De plus, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse (au seuil de 5 %) que *moins* de 1 % des 98 % de hausses constatées soient attribuables au traitement si l'on suppose vérifiée l'hypothèse d'indépendance conditionnelle ($\Gamma = 1$). Cependant, si l'on autorise un relâchement de cette hypothèse d'indépendance conditionnelle avec $\Gamma = 2$, le recours au dispositif JEI n'aurait pas d'effet sur la probabilité d'être toujours en activité l'année suivante.

Source : MESRI, Bpifrance, Insee, calcul des auteurs.

Les résultats sont présentés dans le tableau D.6. Dès lors que l'on relâche l'hypothèse d'indépendance conditionnelle dans une ampleur de $\Gamma = 2$, il n'est plus possible d'attribuer

72. en se restreignant aux entreprises qui recourent au dispositif JEI pour la première fois au cours de leur 2^e ou 3^e année d'activité.

un effet du dispositif JEI sur la survie des entreprises.

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

ii

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la régression de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABELA Le Choix de breveter une invention
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantes	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNER Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIE Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistance des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistance of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9107	M. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9402	J. GAUTIE Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective NOW PARU - article sorti dans <i>Économie et Prévision</i> n° 122 (1996) - pages 95 à 113
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIIEKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9112	B. CREPON et G. DUPEAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique			G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? Une modélisation microéconométrique empirique
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée			G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macroéconomiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation		

G 9606	C. DOZ - F. LENGELART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys	G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9911	G. LARROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme	G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9912	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifiée à son coût
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain: un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?	G 9808	A. MOUROUGANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » DESTINIE Le modèle de microsimulation dynamique
G 9610	S. DUJHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflexions relatives et menus coûts: tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NARU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996: une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)
G 9612	Ph. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite: les aspects incitatifs du régime général	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine: un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires: la méthode de Baxter et King
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée: une approche macroéconomique	G 9917	B. CREPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9813	A. Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France: reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle: éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANE Créabilité, indépendance et politique monétaire	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comptation internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé: une approche macroéconomique
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux complexes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A paraître	G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires: un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUDEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France: une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement: le poids du cycle
G 9707	M. HOUDEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique: une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9808	J.P. ZOYEM Bilan des activités de la DESE - 1998	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel: une prise en compte des conjonctures passées
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9909	Ch. COLIN - Fi. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 9910	Ch. COLIN - Fi. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire

G 9911	G. LARROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G 9912	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifiée à son coût	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » DESTINIE Le modèle de microsimulation dynamique	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996: une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires: la méthode de Baxter et King	G 9917	B. CREPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé: une approche macroéconomique	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement: le poids du cycle	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel: une prise en compte des conjonctures passées	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
--------	---	--------	--	--------	---	--------	---	--------	--	--------	--	--------	---	--------	---	--------	--	--------	---	-----------	---	-----------	---	-----------	---	-----------	---------------------------------------	-----------	---	-----------	--	-----------	--	-----------	---	-----------	--

G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?	microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages »	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G. BRILHAULT - Répartition des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P. -O. BEFFY - J. DEROYON - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. -O. BEFFY - J. DEROYON - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.-O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	F. HILD Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P. -O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Famille 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2004/14	J. BARDAJ - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements sur les bas salaires	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	R.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/12	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/03	Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French				G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique

G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004	G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Françaises Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique	G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin	G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE	G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'écomètre confronté à des données d'enquête
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOUGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJ - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allégements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGERE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ?
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models : a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market	G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
		G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data		
		G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail				

G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset	G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France	G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?	G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques	G2011/06	P. CHARNOT - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAIN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
G2010/11	R. RATHÉLOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSI French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/12	Y. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGINIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHÉLOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/01-F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/03	N. CECRENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms	G2013/02-F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones	G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up: How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECRENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
		G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior	G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example

G2019/08	P. PORA – L. WILNER Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution	G2020/09	J.-M. GERMAIN – T. LELLOUCH Comptabilité économique de la soutenabilité climatique
G2019/09	E. GAUTIER – S. ROUX – M. SUAREZ CASTILLO Do Minimum Wages make Wages more Rigid? Evidence from French Micro Data	G2020/10	A. BAUER – M. ROTEMBERG Tax avoidance in French Firms: Evidence from the Introduction of a Tax Notch
G2019/10	M. ANDRÉ – A. SIREYJOL Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu	G2020/11	P. AGHION - A. BERGEAUD M. LEQUIEN - M. J. MELTZ The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports
G2019/11	K. MOHKAM – O. SIMON L'empreinte matière de l'économie française : une analyse par matière et catégorie de produits	G2020/12	L. GALIANA – B. SAKAROVITCH F. SÉMÉCURBE – Z. SMOREDA Residential segregation, daytime segregation and spatial frictions : an analysis
G2019/12	S. BUNEL – B. HADJIBEYLI Évaluation du crédit d'impôt innovation	G2020/13	A. BAUER – J. BOUSSARD Market Power and Labor Share
G2019/13	C. BONNET – F. GODET – A. SOLAZ Gendered economic determinants of couple formation over 50 in France	G2020/14	A. BAUER – J. BOUSSARD – D. LASHKARI Information Technology and Returns to Scale
G2019/14	P. GIVORD – M. SUAREZ CASTILLO Excellence for all? Heterogeneity in high schools' value-added	G2020/15	V. LIN – O. MESLIN Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie
G2019/15	G. CETTE – L. KOEHL – T. PHILIPPON Labor Share in Some Advanced Countries	G2021/01	N. BECHICHI – G. THEBAULT Students' Preferences, Capacity Constraints and Post-Secondary Achievements in a Non-Selective System
G2020/01	J. SILHOL – B. VENTELOU Les zones d'intervention prioritaire relèvent-elles des écarts de pratiques des médecins généralistes ?	G2021/02	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS Une année de crise COVID : impact sur la dynamique de l'activité des entreprises en France.
G2020/02	B. BOUCHTENIK – R. LARDEUX The Take-Up of Unemployment Benefit Extensions	G2021/03	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS L'impact de la crise sanitaire sur la situation financière des entreprises en 2020 : une analyse sur données individuelles
G2020/03	J.-M. GERMAIN A Welfare Based Estimate of "Real Feel GDP" for Europe and the USA	G2021/04	A. GODZINSKI – M. SUAREZ CASTILLO Disentangling the effects of air pollutants with many instruments
G2020/04	J. BOUSSARD – R. LEE Competition, Profit Share and Concentration	2021/01	S. QUANTIN – S. BUNEL – C. LENOIR Évaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI) Un exemple d'application du modèle d'analyse de sensibilité de Rosenbaum
G2020/05	P. PORA Keep Working and Spend Less? Collective Childcare and Parental Earnings in France		
G2020/06	R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO Product Switching, market power and distance to core competency		
G2020/07	L. WILNER How do citizens perceive centralization reforms? Evidence from the merger of French regions		
G2020/08	L. WILNER The persistence of subjective well-being: permanent happiness, transitory misery?		