

Le préfinancement du CICE et ses effets sur l'emploi : une évaluation *ex post*

Haithem Ben Hassine
Claude Mathieu



FRANCE STRATÉGIE
ÉVALUER. ANTICIPER. DÉBATTRE. PROPOSER.

Les documents de travail de France Stratégie présentent les travaux de recherche réalisés par ses experts, seuls ou en collaboration avec des experts extérieurs. L'objet de leur diffusion est de susciter le débat et d'appeler commentaires et critiques. Les documents de cette série sont publiés sous la responsabilité éditoriale du commissaire général. Les opinions et recommandations qui y figurent engagent leurs auteurs et n'ont pas vocation à refléter la position du Gouvernement.

Le préfinancement du CICE et ses effets sur l'emploi : une évaluation *ex post*

Sommaire

Résumé	3
Introduction	5
1. Les principales causes des défaillances	7
1.1. Niveaux de performance : facteur explicatif incontournable.....	7
1.2. Crises économiques : un facteur explicatif important.....	7
1.3. Contraintes de crédit : des effets mitigés.....	8
2. Estimation de l'effet causal par appariement	11
3. Données utilisées et statistiques descriptives.....	13
3.1. Les bases de données utilisées	13
3.2. Premiers enseignements sur les entreprises préfinancées.....	14
4. Résultats	21
4.1. Les déterminants du préfinancement du CICE	21
4.2. Un effet limité du préfinancement du CICE sur l'emploi sauvegardé par la non-défaillance.....	27
4.3. Tests de robustesse	28
Conclusion.....	33
Annexe	35
Bibliographie	41

Le préfinancement du CICE et ses effets sur l'emploi : une évaluation *ex post*

Haithem Ben Hassine
Claude Mathieu¹

Résumé

Le CICE est un crédit d'impôt en faveur des entreprises redevables de l'impôt sur les sociétés et de l'impôt sur le revenu dont l'assiette est la masse salariale inférieure à 2,5 fois le SMIC. Il ne réduit effectivement l'impôt payé par les entreprises qu'avec une année de retard au mieux, par rapport au moment où sont versés les salaires déclenchant le fait générateur de la créance sur l'État. Afin de permettre à certaines entreprises de bénéficier dès l'année de versement des salaires d'un effet du CICE sur leur trésorerie, un dispositif de préfinancement a été mis en place dès 2013 sous l'égide de Bpifrance et des banques commerciales.

L'évaluation *ex post* présentée ici cherche à mesurer les effets éventuels de ce dispositif de préfinancement sur la préservation de l'emploi due à de moindres défaillances d'entreprises. L'analyse économétrique repose sur des données exhaustives de l'Insee et l'utilisation de méthodes d'appariement (Kernel, cinq plus proches voisins et Caliper) fondées sur le score de propension. Les résultats obtenus indiquent que les entreprises préfinancées auraient pu détruire entre 2 500 et 3 000 emplois (selon la méthode d'appariement utilisée) si, toutes choses égales d'ailleurs, elles n'avaient pas été préfinancées. Cet effet ne concerne que les entreprises employant entre 10 et 100 salariés et ne portent que sur l'année 2013. Ainsi, les

¹ Haithem BEN HASSINE, France Stratégie (haithem.ben-hassine@strategie.gouv.fr).

Claude MATHIEU, France Stratégie et Université Paris Est Créteil (mathieu@u-pec.fr).

Nous tenons à remercier Xavier d'Haultfoeuille, Farid Toubal, Baptiste Thornary, et Matthieu Brun pour leurs précieux commentaires. Ce travail a également bénéficié des remarques de Jean-Pierre Villetelle et de Benjamin Bureau de l'Observatoire des entreprises. Les membres du comité de pilotage technique du CICE ont aussi largement contribué à en améliorer la qualité. Pour réaliser cette étude, les auteurs ont bénéficié de l'accueil de l'Observatoire des entreprises de la Banque de France pour utiliser la base de données FIBEN (Fichier bancaire des entreprises) ainsi que les fichiers FARE de l'Insee et MVC de la DGFIP.

résultats de l'étude ne montrent aucun effet significatif ni sur les très petites entreprises (entre 2 et 9 salariés), ni sur les entreprises de plus de 100 salariés. De plus, cet effet semble être limité dans le temps puisqu'aucun impact significatif n'a été obtenu en 2014 et ce, quelles que soient la méthode d'appariement et la classe de taille (intervalles interdéciles) retenues.

Mots clés : Crédit d'impôt compétitivité emploi (CICE) ; préfinancement ; défaillance des entreprises ; emplois sauvegardés ; économétrie de l'évaluation ; appariement sélectif.

Introduction

Sur la période 1999-2013, la France a connu un recul de ses parts de marché à l'exportation plus sensible que celui de la plupart des pays industrialisés, en particulier l'Allemagne (Bussiere, Gaulier et Jean, 2014). Pour faire face à une compétitivité des entreprises françaises qui s'est dégradée et qui a affecté plusieurs agrégats économiques dont l'emploi, le Crédit d'Impôt pour la Compétitivité et l'Emploi (CICE) a été mis en place le 1^{er} janvier 2013. Ce dispositif d'aide aux entreprises s'est élevé à près de 12 milliards d'euros en 2013 et à près de 18 milliards d'euros chaque année en 2014 et 2015. Le CICE est un crédit d'impôt, les entreprises doivent attendre l'année fiscale suivante pour pouvoir récupérer leur créance vis-à-vis de l'administration fiscale. Toutefois, les entreprises peuvent obtenir auprès des banques (Bpifrance ou banques commerciales) une avance de trésorerie dont le montant maximal est généralement égal à 85% de la créance (dispositif de préfinancement)².

Cette avance de trésorerie peut être coûteuse pour les entreprises employant un grand nombre de travailleurs assez peu qualifiés puisqu'au-delà des frais de dossiers³ et des commissions d'engagement⁴, les banques appliquent des intérêts d'emprunt avec un taux moyen observé compris entre 3 % et 4 %⁵. Ce taux est supérieur à celui des crédits de trésorerie échancée (en-dessous de 2 % en 2013 et en 2014) et à celui des découverts (en dessous de 3,2 % en 2013 et en 2014) selon la Banque de France⁶. Ce différentiel de taux d'intérêt constaté peut être considéré comme une prime de risque appliquée par les banques commerciales à des entreprises (préfinancées) plus fragiles donc plus risquées que la moyenne (rapport du Comité de suivi du CICE, France Stratégie, 2017).

Avec la crise de 2008, le nombre de défaillances en France a fortement augmenté pour atteindre 62 532 défaillances en 2013 et 62 430 en 2014. En 2015, les chiffres enregistrés (63 159) sont proches des pics des années 1993 (63 709) et 2009 (63 205) (Banque de France, 2017). Les défaillances ont un coût social puisqu'à chaque fois des emplois sont menacés, 211 700 en 2013. On estime qu'au travers de la baisse de la défaillance au cours des années 2014 et 2015, près de 21 000 emplois ont été sauvegardés.

La défaillance d'une entreprise est l'événement juridique qui officialise une cessation de paiements. Pour l'Insee, est considérée comme défaillante une entreprise pour laquelle a été

² Ce préfinancement prend la forme d'un prêt accordé par Bpifrance ou par une banque commerciale. Pour une présentation plus détaillée de ce dispositif voir le rapport du Comité de suivi du CICE, France Stratégie (2017).

³ Aucun frais pour les montants inférieurs à 50 000 euros, 150 euros au-delà.

⁴ Commission d'engagement, calculée sur le montant de l'autorisation accordée pour la période, sur la base de 1 % pour une année pleine.

⁵ Pour plus de précisions sur les conditions d'éligibilité et la tarification du préfinancement du CICE, voir **Le préfinancement du CICE**, Bpifrance.

⁶ Voir **Taux des crédits aux entreprises**, Banque de France.

ouverte une procédure collective de redressement ou de liquidation (la Banque de France utilise la même définition). De fait, la défaillance n'est qu'une partie des sorties du marché des entreprises. On ne tient pas compte ici des arrêts volontaires d'activité qui peuvent en représenter au moins autant que les liquidations et les fusions acquisitions/cessions, considérées aussi comme des sorties du marché (Calavrezo, Duhautois et Walkowiak, 2010) et qui sont en dehors de notre champ d'analyse.

L'objet de cette étude est d'évaluer l'effet du préfinancement du CICE sur l'emploi au cours des deux premières années d'application du dispositif (2013 et 2014). Il s'agit d'apprécier si ce préfinancement a permis de préserver l'emploi en réduisant le nombre de défaillances d'entreprises.

Sans équivalent à l'étranger, le dispositif de préfinancement n'a fait l'objet que d'une seule évaluation en France sur le taux de défaillance des entreprises (Ben Hassine et Mathieu, 2017). Cette évaluation couvre la période 2013-2014 et ne concerne que les entreprises de plus de 750 000 € de chiffres d'affaires. Elle met en évidence un effet négatif du recours au préfinancement sur le taux de défaillance des entreprises bénéficiaires. Cet effet est plus important en 2013, année de mise en place du dispositif, qu'en 2014. Des travaux récents menés sous l'égide de France Stratégie ont bien évalué les effets du CICE lui-même, sur l'emploi, les salaires, les marges et les exportations des entreprises en place. De ce point de vue, on peut considérer que les analyses produites raisonnent en termes de marge intensive. Dans le cadre de cette étude, l'effet du préfinancement sur l'emploi s'évalue au travers de la défaillance d'entreprises qui sont proches de la sortie du marché. L'analyse s'opère ici en termes de marge extensive.

Pour réaliser cette évaluation de l'effet du préfinancement du CICE sur l'emploi au travers du taux de défaillance des entreprises, nous utilisons une méthode d'appariement fondée sur le score de propension comme dans Crépon et Duguet (2004) et Duhautois, Redor et Desiage (2015). Le score de propension est estimé à l'aide d'un modèle probit expliquant la probabilité d'obtention du préfinancement. Les variables explicatives introduites dans ce modèle rendent compte de la situation financière des firmes et de leurs performances. Elles sont principalement extraites de la base de données FARE (Fichier Approché des résultats ESANE) de l'Insee. La richesse de cette base de données permet de tenir compte des caractéristiques observables des entreprises préfinancées, c'est-à-dire qui reçoivent le traitement et de leur associer un contrefactuel (les entreprises non préfinancées ayant des caractéristiques proches). Cette base permet aussi de considérer les entreprises de petite taille (à partir de deux salariés⁷). Quant aux entreprises défaillantes, elles sont identifiées à partir de la base FIBEN (Fichier bancaire des entreprises) de la Banque de France.

La première partie de ce document de travail est consacrée à une revue de la littérature sur les déterminants des défaillances des entreprises. Puis nous détaillons la stratégie économétrique retenue. La troisième partie présente les données utilisées et des statistiques descriptives. Enfin, nous exposons les résultats des estimations économétriques.

⁷ Les données bilancielles des entreprises de moins de deux salariés sont très mal renseignées.

1. Les principales causes des défaillances

1.1. Niveaux de performance : facteur explicatif incontournable

La défaillance/sortie du marché des entreprises dépend d'abord de leurs performances. Les modèles sur la dynamique des entreprises supposent une hétérogénéité des firmes en termes de profitabilité ou de productivité et ce même à l'intérieur de branches définies à un niveau très fin (Syverson, 2011). Des entreprises peu profitables (à la limite de la défaillance) coexistent sur un même marché avec d'autres, plus profitables, du fait de la présence de produits différenciés (Melitz, 2003 ; Melitz et Ottaviano, 2008), de capacités managériales différentes (Lucas Jr., 1978) ou de frictions/coûts d'ajustement (Fort *et al.*, 2013). Dans ce cadre d'analyse, les entreprises qui ne peuvent pas tirer profit de leur activité, même quand la conjoncture est favorable, sortent du marché. D'autres entreprises se créent et peuvent alors les remplacer en exploitant de nouvelles innovations (Aghion *et al.*, 2005 ; Hopenhayn, 1992) ou, plus largement, en investissant suffisamment en capital corporel et incorporel par rapport à leurs concurrentes (Ericson et Pakes, 1995).

De nombreuses études empiriques couvrant un large champ de pays et de périodes supportent la proposition théorique selon laquelle les firmes les moins performantes sont celles dont le risque de sortie du marché est le plus élevé. Ainsi, à partir d'un échantillon représentatif de 1 886 entreprises espagnoles, Farinas et Ruano (2005) montrent que sur la période 1990-1997, la décision de sortie s'explique par des différences dans le niveau de productivité des firmes. Plus précisément, les deux auteurs montrent que les entreprises sortantes se concentrent dans la partie basse de la distribution de productivité, contrairement aux firmes en place. Au Royaume-Uni, Disney, Haskel et Heden (2003) mettent en évidence que sur la période 1986-1991, ce sont les établissements les plus productifs qui ont le taux de survie le plus élevé. Aux États-Unis, Doms, Dunne et Roberts (1995) observent sur les années 1987-1991, un effet négatif notable de la productivité des établissements manufacturiers sur leur probabilité de sortie. Foster, Haltiwanger et Syverson (2008) trouvent des résultats très similaires pour la période 1977-1997.

Dans le cas français, Blanchard, Huiban et Mathieu (2014) montrent que dans tous les secteurs de l'économie, les firmes les moins productives sont celles dont la probabilité de sortie est la plus élevée. De plus, dans les secteurs manufacturiers, cette baisse de performance intervient plusieurs années avant la sortie (l'effet du « shadow of death ») tandis que dans les secteurs des services, le processus de sortie est beaucoup plus soudain.

1.2. Crises économiques : un facteur explicatif important

La crise de 2008 a contribué à contracter la demande agrégée en France. L'ajustement de l'offre a davantage fragilisé les entreprises les moins performantes en réduisant non seulement leur marge mais aussi leur liquidité. Dans ce contexte, à partir de 2013 le préfinancement du CICE permet de desserrer la contrainte de liquidité pour les entreprises fragilisées. Cette aide peut permettre de limiter les sorties du marché et de réduire le taux de

défaillance (Ben Hassine et Mathieu, 2017). De fait, les crises peuvent être source de difficultés pour des entreprises, souvent jeunes et de petite taille qui auraient pu poursuivre leur activité dans une conjoncture économique plus favorable. Toutefois, les crises sont aussi à l'origine d'un mécanisme de « cleansing » sur la base duquel la sélection du marché s'exerce à plein. Ainsi, les entreprises les moins performantes sortent du marché à un rythme plus soutenu qu'en période de stabilité économique. À partir d'un panel de firmes suédoises suivies sur la période 1990-2009, Jacobson, Linde et Roszbach (2013) montrent que durant les crises bancaires, la probabilité de défaillance (incidents de paiements et faillites) s'accroît fortement même après avoir contrôlé de caractéristiques individuelles des entreprises. Fougère *et al.* (2013) examinent les effets de la crise en 2007 et 2008 sur la défaillance de jeunes entreprises françaises créées entre 2000 et 2007. La défaillance correspond ici à l'ouverture d'une procédure collective de redressement ou de liquidation. L'impact de la crise est estimé à l'aide d'un modèle de durée et des données FIBEN de la Banque de France. Pour contrôler de l'effet d'autres variables, l'âge, la taille, le secteur d'activité et la chronologie des incidents de paiement sur effets de commerce sont introduits dans ce modèle. Il apparaît que près de 40 % des défaillances d'entreprises enregistrées entre 2008 et 2010 sont imputables à la crise.

Pour autant, il est difficile de conclure que les entreprises les plus jeunes sont les plus vulnérables à la conjoncture puisque la contribution de la crise au taux de défaillance est très similaire pour les cohortes 2000 (48 %) et 2001 (43 %) comparé à celles de 2006 (43 %) et 2007 (47 %). Par ailleurs, une analyse sectorielle révèle que l'effet de la crise sur le taux de défaillances varie fortement selon le secteur. Ainsi, il est de 27 % dans le commerce de détail, 35 % dans les transports, 43 % dans l'industrie et 46 % dans la construction, secteur fortement soumis aux oscillations de la conjoncture.

1.3. Contraintes de crédit : des effets mitigés

Les entreprises les plus jeunes et les PME peuvent se trouver fragilisées par de fortes contraintes de crédit pour faire face à leurs difficultés de trésorerie. Utilisant la taille des firmes comme variable proxy de l'accès au marché du crédit, Gertler et Gilchrist (1994) estiment la réponse des PME et des grandes entreprises manufacturières à des changements de politiques monétaires aux États-Unis. Leurs résultats indiquent que les deux catégories de firmes réagissent de façon très similaire à un assouplissement des conditions de crédit. En revanche, les PME connaissent un déclin plus prononcé que les grandes entreprises pour leurs ventes et leurs stocks dans les périodes de resserrement du crédit. Ainsi, les chocs négatifs de conjoncture impactent davantage les PME que les grandes entreprises à travers des contraintes d'accès aux crédits. Kudlyak et Sanchez (2016) ne confirment pas ce résultat. À partir de données couvrant la période 2007-2009, les auteurs montrent que la contraction des dettes de court terme et des ventes concerne plus les grandes entreprises que les PME. Dans le cas de la France, Kremp et Sevestre (2013) montrent, à partir d'un échantillon de 60 000 PME indépendantes, que celles-ci n'ont pas été soumises à un rationnement du crédit par les banques depuis 2008 alors que ces dernières avaient des exigences de garantie plus élevées pour accorder leurs prêts.

Ces travaux récents remettent en cause l'argument selon lequel la diffusion des crises s'opère au travers de contraintes de crédit supportées par les PME. De plus, ces contraintes d'accès aux crédits ne semblent pas être à l'origine d'un accroissement de sorties du marché par les PME.

2. Estimation de l'effet causal par appariement

Ce document de travail évalue l'effet sur l'emploi du préfinancement au titre du CICE. Le préfinancement de la créance détenue par les entreprises au titre du CICE pourrait améliorer leur trésorerie et leur permettre de se maintenir sur le marché. L'effet sur l'emploi serait dans ce cas lié à des sorties du marché moins fréquentes pour les entreprises en difficulté et donc à des taux de défaillance plus faibles.

Plusieurs facteurs peuvent cependant affecter à la fois la défaillance des entreprises et l'obtention du préfinancement, créant ainsi un biais de sélection. En lien avec les arguments avancés dans la revue de la littérature, une entreprise qui demande le préfinancement le fait conditionnellement à ses performances économiques et financières mais aussi aux difficultés structurelles et conjoncturelles qu'elle rencontre. Au-delà de ce processus d'auto-sélection qui dépend de la stratégie interne de l'entreprise, il y a un processus de sélection par les banques (Bpifrance et banques commerciales) qui décident de préfinancer ou de ne pas préfinancer la créance du CICE en fonction des risques de défaut encourus. Ne pas tenir compte de ces processus de sélection biaiserait les estimations.

Pour étudier l'effet du préfinancement du CICE sur l'emploi en lien avec la défaillance des entreprises, en contrôlant de ces biais de sélection, il convient d'estimer, dans une première étape, un score de propension correspondant à la probabilité de demander un préfinancement. Ainsi, pour chaque entreprise préfinancée (groupe des traités) il est possible d'identifier une entreprise dite jumelle (groupe contrefactuel) au sens où les entreprises des deux groupes ont des probabilités très proches de recevoir le traitement. Ces probabilités sont calculées uniquement à partir des caractéristiques observables des entreprises. Dans une seconde étape, pour déterminer l'impact du préfinancement du CICE, il convient de comparer l'emploi moyen d'entreprises jumelles préfinancées et non préfinancées, potentiellement défaillantes. Il est important de noter que l'effet du préfinancement sur l'emploi n'est pas direct mais se produit au travers de la baisse (attendue) de la probabilité de défaillance due au préfinancement. Il est donc nécessaire de déterminer cet écart de probabilité de défaillance entre les deux groupes d'entreprises (traitées et non traitées) (Crépon et Duguet, 2004; Duhautois, Redor et Desiage, 2015). Mais, il est également important de s'assurer que lors de l'appariement les entreprises des deux groupes possèdent des effectifs les plus proches possibles. La méthode que nous proposons est simple et directe ; de surcroît, elle autorise l'inférence statistique.

Le panel exhaustif des mouvements sur créance (MVC) de la DGFIP⁸ que nous apparions avec la base de données comptables FARE-ESANE de l'Insee, nous permet de distinguer, pour 2013 et 2014, les entreprises préfinancées ($PREF = 1$) de celles qui ne le sont pas ($PREF = 0$).

⁸ Direction générale des Finances publiques.

L'effet direct du préfinancement du CICE sur la défaillance des entreprises est mesuré par la variable de résultat DEF ($DEF = 1$ en cas de défaillance et 0 autrement).

L'effet sur l'emploi se mesure alors par le produit de l'emploi par l'indicatrice de défaillance, soit $L \times DEF$. En notant $Y = L \times DEF$, cette variable prend deux valeurs possibles, Y^1 si l'entreprise bénéficie du préfinancement et Y^0 autrement.

L'effet moyen du traitement sur les traités (ATT) ou en d'autres termes ici l'effet moyen du préfinancement sur l'emploi des entreprises préfinancées est tel que :

$$ATT = E(Y^1 | PREF = 1) - E(Y^0 | PREF = 1)$$

Le premier terme est identifiable contrairement au second. En effet, on n'observe pas ce qui se serait passé pour une entreprise préfinancée en l'absence de préfinancement. Lorsque l'hypothèse d'indépendance est vérifiée, c'est-à-dire que la variable de résultat est indépendante de l'issue de la demande du préfinancement (être traité ou ne pas l'être), on peut remplacer $E(Y^0 | PREF = 1)$ des traités par l'espérance du résultat pour les non-traités $E(Y^0 | PREF = 0)$ (Rubin, 1974).

Comme cette propriété d'indépendance a de fortes chances de ne pas être vérifiée, nous optons pour une condition d'identification plus réaliste qui consiste à construire un groupe de contrôle dont la distribution des caractéristiques observables, noté X , est la même que celle du groupe des entreprises préfinancées. Nous avons dans ce cas la propriété d'indépendance suivante :

$$(Y^1, Y^0) \perp PREF | X$$

Toutefois, l'appariement multidimensionnel sur X est en pratique très compliqué. Imbens (2004) préconise l'utilisation de l'appariement sur le score de propension.

Cette méthode d'appariement unidimensionnel est basée sur la relation suivante :

$$(Y^1, Y^0) \perp PREF | X \Rightarrow (Y^1, Y^0) \perp PREF | \Pr(PREF = 1 | X)$$

où $\Pr(PREF = 1 | X)$ correspond à la probabilité de recevoir le préfinancement du CICE conditionnellement aux caractéristiques observables des entreprises. Cette probabilité constitue un résumé unidimensionnel des variables d'appariement (Rosenbaum et Rubin, 1983).

Il est aussi nécessaire que les entreprises traitées et non traitées retenues pour l'appariement aient des tailles similaires. Pour vérifier cette contrainte, une solution possible aurait été d'introduire des classes de taille dans le modèle probit et d'estimer ainsi le score de propension sur l'ensemble de l'échantillon. La très forte hétérogénéité entre entreprises ne nous a pas permis de retenir cette solution. Nous avons donc opté pour une stratégie alternative. Nous estimons le score de propension par classe de taille, chaque classe de taille étant formée de deux intervalles interdéciles. L'effet moyen du traitement à estimer est alors tel que :

$$ATT_{size} = E_{size} \left(Y^1 | P_{size} (PREF = 1 | X), PREF = 1 \right) - E_{size} \left(Y^0 | P_{size} (PREF = 1 | X), PREF = 0 \right)$$

où *size* caractérise les classes de taille. Pour l'appariement à la deuxième étape, nous privilégions un estimateur à noyau (*Kernel estimator*). Cette méthode permettant d'utiliser tous les individus du groupe de contrôle mais pondérés par leur distance aux traités, présente l'avantage d'améliorer la précision de l'estimation de l'effet du traitement. En effet, un grand nombre d'observations est utilisé pour construire le contrefactuel. Toutefois, comme cette méthode présente l'inconvénient que les firmes présentes dans le contrefactuel peuvent avoir des caractéristiques assez différentes de celles des entreprises traitées, nous construisons un contrefactuel à partir de la méthode du plus proche voisin (en fait nous retenons les cinq plus proches voisins) et de celle du Caliper⁹.

3. Données utilisées et statistiques descriptives

3.1. Les bases de données utilisées

Trois sources principales de données sont mobilisées pour l'analyse.

- ✓ Les variables économiques et comptables sur les entreprises sont tirées du Fichier Approché des résultats ESANE¹⁰ (FARE) de l'Insee. Cette base de données couvre notamment l'ensemble des entreprises soumises à l'impôt sur les sociétés. Elle contient des informations sur les performances économiques des entreprises (chiffre d'affaires, valeur ajoutée, investissement, excédent brut d'exploitation, etc.), le financement de leurs activités de production (autofinancement, dettes, capitaux propres, charges et produits financiers, trésorerie, etc.) et d'autres variables comme les effectifs, les immobilisations corporelles et incorporelles et le secteur d'activité de l'entreprise.
- ✓ Pour identifier les entreprises défailtantes nous utilisons la base FIBEN (Fichier bancaire des entreprises)¹¹ de la Banque de France. Comme mesure de la défaillance, nous ne retenons que les ouvertures de procédures de redressement ou de liquidation judiciaire. Cette mesure, adoptée par l'Insee et la Banque de France, est différente de la notion de disparition d'entreprise puisqu'une entreprise en redressement judiciaire peut, à l'issue ou au cours de la période d'observation du plan de redressement, régler l'intégralité de ses dettes et reprendre une activité normale. Dans la mesure où la base n'enregistre pas l'issue des procédures (continuation ou cession), il est difficile de déterminer l'emploi qui serait sauvé

⁹ Pour une présentation de ces méthodes alternatives, voir Caliendo et Kopeinig (2008).

¹⁰ Élaboration des statistiques annuelles d'entreprise.

¹¹ Le fichier FIBEN est utilisé pour l'analyse des risques de crédit. Les entreprises qui y sont recensées font l'objet d'une cotation qui fournit des éléments d'appréciation de leur capacité à honorer leurs engagements financiers à un horizon de trois ans. Pour plus de détails, voir En savoir plus sur la base de données FIBEN.

par le biais d'un plan de cession. L'absence de cette information conduit, de ce point de vue, à surestimer l'effet du CICE sur la sauvegarde de l'emploi. Cette base est alimentée à partir des greffes de commerce, des tribunaux de grande instance et des journaux d'annonces légales. Ces informations sont établies à la date de jugement et non à la date de publication permettant ainsi de mieux rendre compte de la fréquence des défaillances. La base de données FIBEN fournit également des informations sur les incidents de paiement sur effets de commerce (pour des montants d'incidents de paiement supérieurs ou égaux à 1 524 euros). Le montant des incidents de paiement est utilisé comme variable explicative de la demande du préfinancement du CICE.

- ✓ Pour identifier les entreprises préfinancées ainsi que le montant de leur préfinancement au titre du CICE, nous utilisons le fichier MVC (Mouvement sur créance) de l'administration fiscale. Celui-ci recense toutes les entreprises ayant reçu un préfinancement soit de la part de Bpifrance, soit de la part de banques commerciales. Le montant du préfinancement agrégé représente près de 80 % du montant total de la créance. Lorsque des incohérences sont détectées dans ce fichier (montant du préfinancement supérieur à la créance du CICE par exemple), nous utilisons l'information déclarée par Bpifrance (quand elle existe).

L'unité statistique retenue pour l'étude est l'unité légale, identifiée par son numéro SIREN et désignée, pour simplifier, par le terme « entreprise ». Nous ne suivons pas ici le décret n°2008-1354 qui considère aussi comme entreprise un groupe d'unités légales interdépendantes au plan économique. Deux raisons expliquent ce choix :

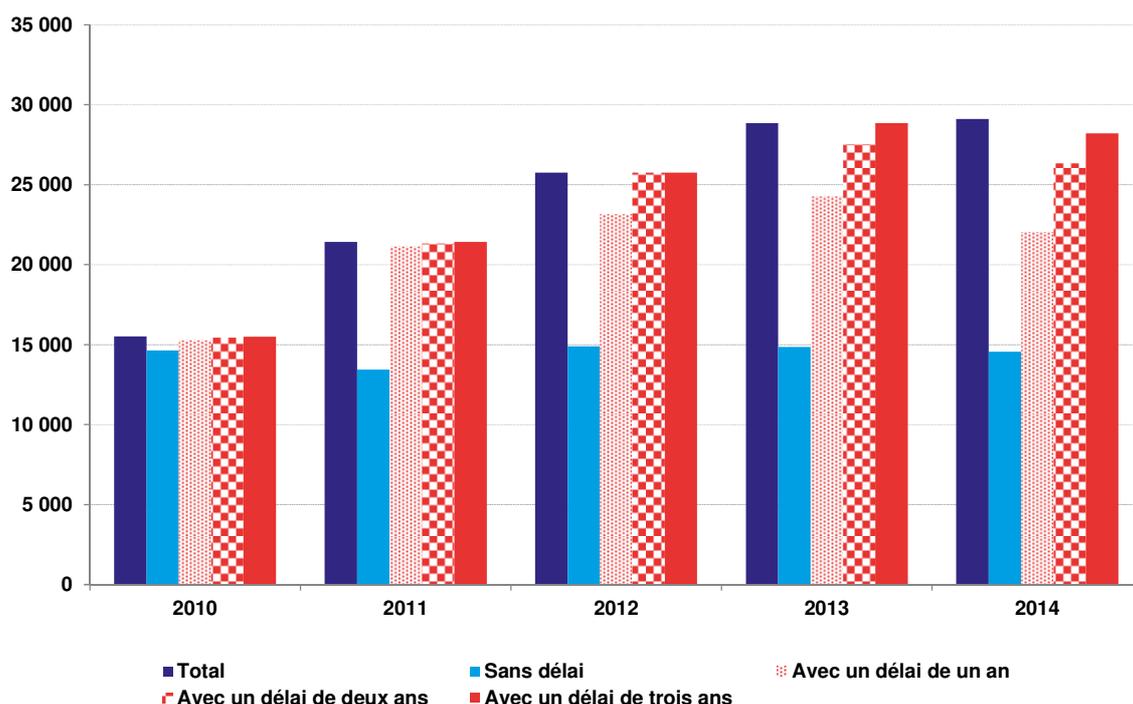
- la base de données sur les défaillances concerne les unités légales et non l'entreprise au sens « groupe » ;
- la reconstruction du périmètre des groupes en utilisant des données sur les liaisons financières, telles que les données de la base LIFI ou DIANE, ne permet pas d'identifier d'éventuels comportements stratégiques poussant les maisons-mères soit à laisser leurs filiales périr, soit à les aider à se redresser.

3.2. Premiers enseignements sur les entreprises préfinancées

Il est fréquent que les entreprises en difficulté arrêtent de publier leurs comptes avant d'être placées dans une procédure collective de défaillance par décision du tribunal. Disposer de données depuis 2010 permet d'identifier les décalages entre la date de déclaration du dernier bilan de l'entreprise et la date de sa défaillance. Le graphique 1 indique qu'un nombre significatif d'entreprises arrête de renseigner leur bilan une année avant la date de la première entrée dans une procédure collective. Malgré tout, pour les années 2013 et 2014, années de notre analyse, il apparaît que plus de 90 % des entreprises renseignent un dernier bilan au cours des deux années précédant la date de la première défaillance (redressement ou liquidation). L'hypothèse d'indépendance conditionnelle sur laquelle repose notre stratégie d'identification pour estimer l'effet du préfinancement du CICE sur l'emploi sauvegardé requiert l'utilisation de caractéristiques observables d'entreprises (performance, situation financière, environnement économique, etc.). Cette contrainte nous

conduit à retenir un délai de deux années de décalage entre la déclaration du dernier bilan et la défaillance. Ainsi, il est possible de maintenir suffisamment d'entreprises défaillantes dans notre échantillon.

Graphique 1
Nombre d'entreprises défaillantes
(après fusion de la base défaillance et de la base FARE)

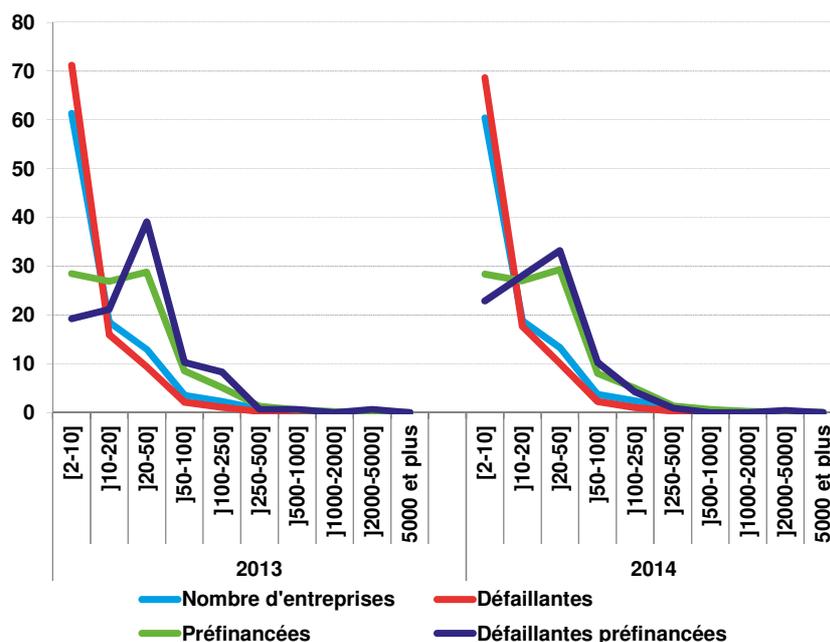


Pour la période 2012-2014, le taux de défaillance des entreprises a été le plus faible en 2014 (2,235 %), une année après la mise en place du dispositif de préfinancement du CICE, et le plus élevé en 2013 (2,707 %), l'année de l'entrée en vigueur du CICE (tableau 1). Les défaillances ne reposent ici que sur des procédures collectives juridiques. On ne tient pas compte des arrêts volontaires d'activité (départs à la retraite, retour à un emploi salarié, cessation pour motifs économiques hors procédure de redressement ou de liquidation) qui, en pourcentage, peuvent représenter au moins autant que le taux de défaillance. Si l'on compare à présent les entreprises préfinancées et celles qui ne le sont pas, on s'aperçoit que le taux de défaillance est systématiquement moins élevé pour les premières mais s'est sensiblement rapproché du taux de défaillance des secondes en 2014 (2,237 % pour les entreprises non préfinancées et 2,178 % pour les entreprises préfinancées)¹². Toutefois,

¹² Le taux de défaillance est calculé ici selon la définition de l'Insee. Pour une année donnée, le numérateur correspond au nombre d'entreprises défaillantes et le dénominateur au nombre d'entreprises présentes à la fin de l'année précédente. Il existe d'autres méthodes de calcul du taux de défaillance. Ainsi dans l'approche utilisée par Bpifrance, les entreprises préfinancées le mois d'une année donnée sont considérées comme défaillantes si elles sont rentrées dans une procédure de redressement ou de liquidation au plus un an après avoir reçu leur préfinancement. Dans ce cas le

l'analyse de ces taux doit être complétée en tenant compte de la distribution par taille des entreprises défaillantes et préfinancées. Le graphique 2 montre que près de 85 % des entreprises préfinancées ont moins de 50 salariés¹³ et que près de 80 % des entreprises préfinancées défaillantes appartiennent à cette même catégorie d'entreprises en 2013.

Graphique 2
Distribution par classes de taille
des entreprises défaillantes et préfinancées (en %)



Sources : Fare (Insee), Fiben (Banque de France) et MVC (DGFIP)

Lecture : Plus de 70 % des entreprises défaillantes et plus de 60 % de l'ensemble des entreprises de l'échantillon appartiennent à la classe de taille [2-10]. Les entreprises préfinancées et les entreprises préfinancées défaillantes représentent près de 30 % et près de 20 % des entreprises ayant entre 2 et 10 salariés, respectivement.

Cette forte hétérogénéité entre entreprises nécessite d'être prise en compte dans le calcul de l'effet du préfinancement du CICE sur l'emploi safeguardé. Ainsi, nous effectuerons des estimations par classes de taille, les estimations basées sur l'ensemble des entreprises préfinancées n'ayant fait apparaître aucun effet sur l'emploi (safeguardé).

taux de défaillance repose sur une durée d'observation de deux années car il intègre par exemple les entreprises préfinancées en décembre de l'année courante et qui sont déclarées en défaillance un an plus tard. Cette méthode de calcul du taux de défaillance ne peut pas être retenue ici car des données annuelles de bilan sont utilisées pour estimer l'effet du préfinancement.

¹³ Hors entreprises individuelles.

Par ailleurs, une comparaison des entreprises préfinancées et non préfinancées fait apparaître des caractéristiques différentes confirmant la plus grande fragilité des premières comparées aux secondes (tableau 3). Ainsi, les entreprises préfinancées ont un excédent brut d'exploitation plus faible : 0,17 million d'euros en moyenne en 2011¹⁴ contre 0,54 million d'euros pour les entreprises non préfinancées. Elles sont aussi plus endettées avec une dette totale qui s'élève en moyenne à 9,89 millions d'euros en 2011 (6,78 millions d'euros pour les non-préfinancées). Ce sont les entreprises préfinancées qui connaissent le plus d'incidents de paiement (2,4 en 2011 en moyenne contre 1,32 pour les non-préfinancées) avec des montants plus élevés (14 560 euros en moyenne contre 6 150 euros pour les non-préfinancées). Les entreprises préfinancées sont aussi moins intensives en capital¹⁵ (0,05 millions d'euros par salarié) que les entreprises non préfinancées (0,11 millions d'euros par salarié). Par ailleurs, en moyenne les entreprises non préfinancées ne sont pas nécessairement de plus grande taille que les préfinancées. C'est le cas si l'on considère le chiffre d'affaires alors que si l'on retient la valeur ajoutée ou l'effectif, ce sont les entreprises préfinancées qui ont la plus grande taille. Il apparaît également que les entreprises préfinancées sont plus productives et disposent d'un fond de roulement net global (FRNG) plus important que les entreprises non préfinancées. Ces derniers éléments de comparaison viennent quelque peu nuancer l'image de plus grande fragilité des entreprises préfinancées.

En comparant à présent les entreprises préfinancées défaillantes et les entreprises non préfinancées défaillantes, les premières apparaissent clairement encore plus en difficulté que les secondes. Ainsi les entreprises non préfinancées défaillantes sont plus productives et disposent d'un FNRG certes négatif mais plus élevé que celui des entreprises préfinancées défaillantes. Le nombre d'incidents de paiement était en 2011 de 18,78 en moyenne pour les entreprises défaillantes préfinancées, soit près de deux fois et demi le nombre d'incidents de paiement des entreprises défaillantes non préfinancées (7,61). Leur montant s'élevait en moyenne à 117,22 millions d'euros pour les entreprises défaillantes préfinancées et à 27,13 millions d'euros pour les entreprises défaillantes non préfinancées. Les écarts constatés en 2011 se confirment en 2012 sans toutefois véritablement s'amplifier.

¹⁴ L'année 2011 est utilisée ici plutôt que 2013 car nous retenons dans notre échantillon des firmes défaillantes qui ont publié leur bilan deux années (au plus) avant de rentrer dans une procédure collective de défaillance.

¹⁵ L'intensité capitalistique est mesurée en rapportant le capital physique à l'effectif moyen.

Tableau 1
Nombre d'entreprises défaillantes et préfinancées par année

	Statut	# entreprises en fonction du statut			Taux de défaillance		
		Non préfinancées	Préfinancées	Total	Non préfinancées	Préfinancées	Total
2012	Non défaillantes	292 580		292 580	--	--	2,564
	Défaillantes	7 700		7 700			
2013	Non défaillantes	294 867	9 357	304 224	2,741	1,640	2,707
	Défaillantes	8 310	156	8 466			
2014	Non défaillantes	286 892	9 610	296 502	2,237	2,178	2,235
	Défaillantes	6 565	214	6 779			

NB : Le fichier MVC préfinancement 2013 contient 15 370 observations avant traitement. Celui de 2014 contient 15 889 observations. En 2014, sur les 214 entreprises défaillantes préfinancées, 54 entreprises accèdent pour la première fois au préfinancement. Les 160 entreprises restantes ont préfinancé leur créance en 2013 et en 2014. Sur les 9 610 entreprises non défaillantes préfinancées en 2014, 3 849 entreprises sont primo-accédantes au préfinancement. Le taux de défaillance des entreprises primo-accédantes au préfinancement en 2014 est alors de 1,38 %.

Tableau 2
Nombre d'entreprises défaillantes et préfinancées par année, avant nettoyage
(échantillon exhaustif)

Année	Statut	Non préfinancées	Préfinancées	Taux de défaillance des Préfinancées
2012	Défaillantes	60 885	--	--
2013	Non défaillantes	--	15 150	
2013	Défaillantes	62 092	220	1,43
2014	Non défaillantes	--	15 544	
2014	Défaillantes	61 859	345	2,17

NB : Le fichier MVC préfinancement 2013 contient 15 370 observations avant traitement.
Celui de 2014 contient 15 889 observations.

Tableau 3
Caractéristiques des entreprises du champ de l'étude en fonction de leur statut, défaillantes ou non défaillantes
(en moyenne par année)

	2013						2014					
	Non Préfinancée			Préfinancée			Non Préfinancée			Préfinancée		
	Non déf.	Déf.	Total	Non déf.	Déf.	Total	Non déf.	Déf.	Total	Non déf.	Déf.	Total
Chiffre d'affaires ¹	9,35	2,19	9,22	8,75	10,40	8,77	9,41	2,09	9,28	9,90	4,72	9,79
Chiffre d'affaires à l'exportation ¹	1,60	0,20	1,57	0,89	1,32	0,89	1,63	0,29	1,60	1,06	0,62	1,06
Investissement ¹	0,60	0,07	0,59	0,60	0,44	0,60	0,51	0,06	0,50	0,58	0,21	0,57
Autofinancement ¹	0,64	-0,24	0,62	0,34	-1,31	0,31	0,65	-0,24	0,64	0,30	-0,87	0,27
Valeur ajoutée ¹	2,45	0,47	2,42	3,45	2,76	3,44	2,49	0,45	2,46	3,75	1,25	3,69
Intensité capitalistique	0,11	0,04	0,11	0,05	0,03	0,05	0,11	0,04	0,11	0,05	0,03	0,05
Productivité du travail	0,07	0,04	0,07	0,08	0,04	0,08	0,07	0,04	0,07	0,08	0,04	0,08
Dettes totales ¹	6,88	1,44	6,78	9,98	4,33	9,89	7,21	1,47	7,11	10,19	3,10	10,04
EBE ¹	0,55	-0,23	0,54	0,20	-1,16	0,17	0,56	-0,21	0,55	0,23	-0,59	0,21
FRNG ¹	2,02	-0,16	1,99	2,23	-1,10	2,18	2,19	-0,20	2,15	2,40	-0,31	2,34
Nombre moyen d'IP	1,14	7,61	1,32	2,13	18,78	2,40	1,08	8,09	1,24	1,95	15,88	2,25
Montant des IP ³	5,56	27,13	6,15	12,84	117,22	14,56	5,43	28,34	5,94	12,00	91,55	13,73
Effectif ²	29,87	13,10	29,57	61,41	73,74	61,60	30,36	14,01	30,09	64,22	36,29	63,62
Nombre d'entreprises	294 867	8 310	303 177	9 357	156	9 513	286 892	6 565	293 457	9 610	214	9 824

¹ Moyenne en millions d'euros, en t-2

² Effectif moyen en t-2 (moyenne annuelle de l'effectif en fin de trimestre)

³ Moyenne en milliers d'euros, t-2

EBE = Excédent brut d'exploitation ; FRNG = Fond de roulement net global ; IP = Incidents de paiement en t-2

4. Résultats

4.1. Les déterminants du préfinancement du CICE

La probabilité de bénéficier du préfinancement (score de propension) estimée pour reproduire une expérience naturelle, permet de contrôler de l'hétérogénéité observée entre un groupe traité (les entreprises préfinancées pour la première fois en 2013 (2014)) et un groupe témoin (les entreprises jamais préfinancées). Le score de propension est estimé à partir d'un modèle Probit. De plus, pour estimer de façon satisfaisante l'effet du préfinancement sur l'emploi, il est nécessaire de contrôler que les entreprises traitées et celles présentes dans le contrefactuel ont des tailles similaires. Ainsi pour chaque année, les estimations des modèles Probit sont effectuées en distinguant les intervalles interdéciles de taille des entreprises pour chaque classe de taille. Chaque modèle Probit est associé à deux intervalles interdéciles, pour vérifier que la taille n'est pas un facteur d'hétérogénéité observée entre les entreprises préfinancées pour la première fois et celles qui ne le sont jamais. Il est important de noter que les résultats d'estimation sont présentés uniquement pour les entreprises ayant entre 10 et 100 employés (tableaux 5). Les estimations sur les autres classes de taille, c'est-à-dire entre 2 et 10 employés et de plus de 100 employés, ne sont pas présentées ici car l'effet du préfinancement sur l'emploi sauvegardé n'est pas significatif. De fait, ce résultat corrobore les différences de distribution substantielles par classe de taille pour les entreprises défaillantes et pour celles bénéficiant du préfinancement (graphiques 2). Ainsi, les entreprises de moins de 10 salariés ont un taux de défaillance élevé mais bénéficient assez peu du préfinancement alors que pour celles dont l'effectif est supérieur à 100 salariés, c'est surtout le taux de défaillance qui est faible.

Comme mentionné dans la littérature, les déterminants de la défaillance reposent sur les performances des entreprises, leurs contraintes de crédits et, corrélativement, leurs (faibles) capacités de financement. Pour expliquer la défaillance, la littérature retient des variables de performances productives (Foster, Haltiwanger et Syverson, 2008; Blanchard, Huiban et Mathieu, 2014) et financière (Altman et Sabato, 2007; Gupta, Gregoriou et Healy, 2015). De même, des variables de liquidité, de capacités de financement et d'activité sont utilisées. À ces facteurs explicatifs importants de la défaillance, il convient d'ajouter la taille et l'appartenance à un groupe. Si la taille permet de vérifier que les entreprises préfinancées pour la première fois et celles qui ne le sont jamais ont des effectifs similaires, l'appartenance à un groupe permet de contrôler que les firmes en difficulté peuvent faire appel à leur maison mère pour surmonter certaines difficultés, notamment de financement de leurs activités. Des variables indicatrices sectorielles sont également introduites pour contrôler de possibles différences entre industries. Le tableau 4 liste, par catégorie, toutes les variables retenues ainsi que la méthode de calcul utilisée pour leur construction.

Tableau 4
Liste des variables utilisées pour estimer le score de propension

Catégorie	Variables	Définition	Calcul
Performances			
<i>Rentabilité</i>	EBITDAAT au carré	EBITDA / Actif total	EBITDA ¹ /AT
<i>Productivité</i>	PAT	Valeur ajoutée / Effectif (en logarithmes)	VA/L
Capacités et contraintes financières			
<i>Liquidité</i>	EPAT	(Trésorerie + placement) / Actif total	TP/AT
<i>Financement</i>	CFAT EBITDACA	Charges financières / Actif total EBITDA / Charges d'intérêt	CF/AT EBITDA/CI
<i>Activité</i>	FRAT	Fonds de roulement / Actif total	FR ² /AT
	CAAC	Chiffre d'affaires / Actifs corporels	CA/AC
<i>Solvabilité</i>	IP	Montant des incidents de paiement (en milliers d'euros)	
Variables de contrôle			
	Taille (effectifs)	DEC_SUP indicatrice pour l'intervalle interdécile supérieur	
	Groupe	Appartenance à un groupe	
	Indicatrices sectorielles	Secteurs NAF 2digit. rév2	

¹ EBITDA = Chiffre d'affaire hors taxes – Achats et charges externes – Charges de personnel – Autres charges

² FR = Actifs à court terme – Passifs à court terme

Pour les deux années étudiées et les différentes classes de taille retenues, les variables de performance et de liquidité ont systématiquement des effets significatifs sur la probabilité d'être préfinancée (tableaux 5 a et 5 b). Ainsi, les entreprises qui ont une faible productivité apparente du travail (PAT) ont une probabilité plus faible de recevoir le traitement ou en d'autres termes de bénéficier du préfinancement, toutes choses égales par ailleurs. Ce sont également les firmes les moins rentables, rentabilité mesurée ici par le ratio EBITDAAT, rapportant l'EBITDA à l'actif total, qui ont la probabilité la plus élevée de bénéficier du préfinancement. EBITDA est ici élevé au carré pour prendre en compte la relation non

linéaire entre cette variable de rentabilité et le recours au préfinancement¹⁶. À l'évidence, les entreprises les moins performantes ont une probabilité plus élevée de recourir au préfinancement. Les carrés des autres variables ont également été introduits dans les modèles Probit. Les résultats obtenus étant des plus mitigés, les estimations n'ont pas été reportées.

Le préfinancement devrait être un moyen de limiter les problèmes de trésorerie des entreprises les plus fragiles. Il semble que l'objectif soit atteint puisque ce sont les entreprises disposant le moins de liquidités (EPAT) qui ont la probabilité la plus élevée d'être préfinancées.

Un autre indicateur de fragilité des entreprises est le montant des incidents de paiement (MONTANT_IP). L'étude montre qu'il s'agit là d'un facteur explicatif de recours au préfinancement en 2013, hormis pour les entreprises de 14 à 19 employés. À l'inverse, en 2014, cet indicateur de fragilité n'a plus d'effet notable sur le recours au préfinancement. Un tel résultat peut être le signe qu'en 2014 la demande de préfinancement a émané d'entreprises moins fragiles qu'en 2013. Mais cela peut également signifier que l'octroi des prêts par les banques commerciales ou par Bpifrance a été plus sélectif.

Le ratio rapportant les charges financières à l'actif total (CFAT) indique qu'en 2013 et ce quel que soit l'intervalle interdécile retenu, les entreprises utilisent le préfinancement pour résoudre des problèmes de financement. Ceci n'est pas toujours le cas en 2014 où pour les entreprises ayant de 23 à 37 employés l'effet de la variable CFAT n'est pas significatif. L'indicateur d'activité rapportant le fond de roulement net global à l'actif total de l'entreprise (FRAT) a un impact négatif sur la probabilité de recourir au préfinancement du CICE pour les deux années. Mais à nouveau, cet effet n'est pas systématiquement significatif, dans ce cas, pour les entreprises de plus petite taille (de 10 à 11 employés) en 2013 et de plus grande taille (50 à 100 employés) en 2014.

La taille est la première variable de contrôle utilisée dans les estimations. Elle est mesurée ici par la variable indicatrice d'appartenance à l'intervalle interdécile supérieur (DEC_SUP). Cette variable n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de recourir au préfinancement, hormis pour les entreprises des 3^e et 4^e intervalles interdéciles (12 à 16 employés) en 2013 et celles des 1^{er} et 2^e intervalles interdéciles (10 à 12 employés) en 2014. Il en résulte qu'en opérant des estimations par intervalles interdéciles, les entreprises traitées et celles non traitées ont des tailles très proches même avant d'opérer l'appariement. Ainsi, l'effet du préfinancement sur la préservation de l'emploi, s'il existe, ne pourra pas être imputable à des différences d'effectifs entre les entreprises traitées et celles non traitées. Cet effet ne résultera que d'une baisse du taux de défaillance.

¹⁶ Les effets marginaux ne sont pas reportés dans les tableaux 5. Pour que leur interprétation soit pertinente, avec EBITDA élevée au carré, il convient de les représenter pour différentes valeurs de cette variable (Chunrong Ai et Norton, 2003). Une telle représentation dépasse le cadre de l'analyse présentée ici.

La seconde variable de contrôle utilisée est une indicatrice d'appartenance à un groupe. Les estimations mettent en évidence que les entreprises, de plus de 12 employés en 2013 et de plus de 16 employés en 2014, membres d'un groupe ont une probabilité plus faible de recourir au préfinancement. Il semble que l'avance de trésorerie soit assurée plus par les groupes que par le recours au préfinancement qui représente un coût financier pour les entreprises. Comme indiqué précédemment, pour contrôler de possibles différences entre secteurs d'activité, la liste des variables considérées pour prendre en compte l'hétérogénéité observée entre entreprises traitées et non traitées, intègre pour tous les modèles probit estimés des indicatrices sectorielles ce qui modifie substantiellement les estimations obtenues.

Le principal enseignement de cette première étape de l'analyse économétrique est que le dispositif du préfinancement n'est pas alloué au hasard mais repose sur une (auto-)sélection des entreprises qui en bénéficient. Cette sélection est différente selon les années et les classes de taille des entreprises. Tenir compte de cette sélection est essentiel pour proposer une mesure non biaisée de l'effet du préfinancement sur l'emploi safeguardé.

Tableau 5a
Les déterminants du recours au préfinancement du CICE pour les entreprises
de 10 à 100 employés (2013)

Variables	1^{er} et 2^e déciles	3^e et 4^e déciles	5^e et 6^e déciles	7^e et 8^e déciles	9^e et 10^e déciles
<i>Performance</i>					
PAT _{t-2}	-0,2988*** (0,036)	-0,2868*** (0,034)	-0,3411*** (0,033)	-0,4424*** (0,036)	-0,5594*** (0,038)
EBITDAAT _{t-2} ²	-0,6121*** (0,191)	-0,6891*** (0,149)	-0,8136*** (0,160)	-0,8156*** (0,160)	-1,1130*** (0,150)
<i>Liquidité</i>					
EPAT _{t-2}	-2,4678*** (0,207)	-2,6807*** (0,210)	-2,1468*** (0,182)	-2,7021*** (0,188)	-2,5161*** (0,203)
<i>Solvabilité</i>					
MONTANT_IP _{t-2}	0,0006*** (0,000)	-	0,0007** (0,000)	0,0009*** (0,000)	0,0003* (0,000)
<i>Financement</i>					
CFAT _{t-2}	2,0461*** (0,770)	1,8830*** (0,692)	3,5735*** (0,699)	3,3520*** (0,693)	2,8885*** (0,611)
EBITDACA _{t-2}			0,0000*** (0,000)	0,0000** (0,000)	0,0000*** (0,000)
<i>Activité</i>					
FRAT _{t-2}	-	-0,2554*** (0,076)	-0,2145*** (0,075)	-0,2236*** (0,072)	-0,3066*** (0,070)
<i>Contrôle</i>					
Taille _{t-2}	-	0,0794** (0,031)	-	-	-
Groupe _{t-2}		-0,0741** (0,034)	-0,0995*** (0,031)	-0,2491*** (0,030)	-0,3545*** (0,030)
Constante	-0,2149 (0,182)	-0,1092 (0,390)	0,4543*** (0,168)	0,9914*** (0,188)	1,4145*** (0,209)
Indicatrices sectorielles	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	21496	21346	20278	20766	20622
Log likelihood	-3022	-3632	-4255	-4569	-4841
Pseudo R ²	0,0794	0,0818	0,0791	0,115	0,120
ROC curve	0,736	0,735	0,731	0,766	0,772

Coefficients estimés, écart-type robuste entre parenthèses, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

¹ [10,11[1^{er} intervalle interdécile, [11,12[2^e intervalle interdécile, [12,14[3^e intervalle interdécile, [14,16[4^e intervalle interdécile, [16,19[5^e intervalle interdécile, [19,23[6^e intervalle interdécile, [23,29[7^e intervalle interdécile, [29,37[8^e intervalle interdécile, [37,50[9^e intervalle interdécile et [50,100] 10^e intervalle interdécile.

Tableau 5b
Les déterminants du recours au préfinancement du CICE
pour les entreprises de 10 à 100 employés (2014)

Variables	1 ^{er} et déciles	2 ^e 3 ^e et déciles	4 ^e 5 ^e et déciles	6 ^e 7 ^e et déciles	8 ^e 9 ^e et déciles	10 ^e
<i>Performance</i>						
PAT _{t-2}	-0,3458*** (0,044)	-0,2454*** (0,043)	-0,3423*** (0,044)	-0,3341*** (0,038)	-0,3710*** (0,034)	
EBITDAAT _{t-2} ²	-1,0739*** (0,240)	-0,5859* (0,323)	-0,6857*** (0,208)	-0,3844** (0,170)	-0,5664*** (0,191)	
<i>Liquidité</i>						
EPAT _{t-2}	-1,9293*** (0,253)	-2,4495*** (0,302)	-2,1006*** (0,251)	-2,6068*** (0,326)	-2,1121*** (0,267)	
<i>Financement</i>						
CFAT _{t-2}	2,5726*** (0,761)	2,0290*** (0,723)	-	-	1,5240*** (0,485)	
EBITDACA _{t-2}	0,0001* (0,000)	-	-	0,0000*** (0,000)	-	
<i>Activité</i>						
FRAT _{t-2}	-0,4032*** (0,104)	-0,1783* (0,097)	-0,2881*** (0,071)	-0,2327*** (0,082)	-	
<i>Contrôle</i>						
Taille _{t-2}	0,1045** (0,043)	-	-	-	-	
Groupe _{t-2}	-	-	-0,1990*** (0,043)	-0,2438*** (0,042)	-0,2613*** (0,046)	
Constante	-0,5142** (0,237)	-0,4188* (0,225)	-0,2372 (0,252)	0,4055 (0,577)	-0,0273 (0,298)	
Indicatrices sectorielles	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Observations	19,841	19,684	18,906	18,883	19,367	
Log-likelihood	-1815	-1854	-2047	-2183	-1917	
Pseudo R ²	0,0819	0,0873	0,0866	0,104	0,0968	
ROC curve	0,758	0,758	0,754	0,780	0,770	

Coefficients estimés, écarts-types robustes entre parenthèses, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

¹ [10,11[1^{er} intervalle interdécile, [11,12[2^e intervalle interdécile, [12,14[3^e intervalle interdécile, [14,16[4^e intervalle interdécile, [16,19[5^e intervalle interdécile, [19,23[6^e intervalle interdécile, [23,29[7^e intervalle interdécile, [29,37[8^e intervalle interdécile, [37,50[9^e intervalle interdécile et [50,100] 10^e intervalle interdécile.

4.2. Un effet limité du préfinancement du CICE sur l'emploi sauvegardé par la non-défaillance

Comme déjà précisé, l'effet moyen du préfinancement sur l'emploi au travers de la défaillance des entreprises n'est pas présent pour toutes les tailles d'entreprises. De fait, cet effet n'a pu être mis en évidence que pour les entreprises dont l'effectif est compris entre 10 et 100 salariés, et en 2013. De plus les estimations des scores de propension ayant été réalisées sur deux intervalles interdéciles successifs, les effets moyens du traitement puis les effets totaux du préfinancement sur l'emploi sont calculés à partir de ces mêmes classes de taille (tableau 6). Pour chacune de ces classes de taille, l'effet global sur l'emploi est le produit du nombre d'entreprises bénéficiaires du préfinancement¹⁷ par l'effet moyen du traitement. Pour obtenir l'effet global pour une année donnée, il suffit alors de faire la somme des effets globaux obtenus sur l'ensemble des classes de taille.

L'effet moyen du préfinancement sur l'emploi (sauvegardé) dans les entreprises ayant bénéficié de la mesure pour sortir de la zone de la défaillance est le plus notable en 2013. Il est significatif pour toutes les classes de taille, alors qu'il ne l'est jamais en 2014 et ce, quelle que soit la méthode d'appariement utilisée. Pour autant, en 2013 cet effet moyen est sensiblement différent d'une classe de taille à l'autre. Ainsi, l'emploi moyen sauvegardé varie de 0,1 salarié pour les entreprises dont l'effectif est compris entre 10 et 12 employés (1^{er} et 2^e intervalles interdéciles) jusqu'à près de 0,6 salarié pour les entreprises dont l'effectif est de 37 à 100 employés (9^e et 10^e intervalles interdéciles). Même s'il s'agit des deux classes de taille extrêmes retenues pour l'évaluation, on peut noter que l'emploi moyen sauvegardé augmente de façon strictement monotone avec la taille des entreprises défaillantes préfinancées. Ainsi, il s'élève à près de 0,38 emploi sauvegardé en moyenne pour les entreprises de 16 à 23 salariés (5^e et 6^e intervalles interdéciles) alors qu'il est de 0,36 emploi sauvegardé pour les entreprises de 23 à 37 salariés (7^e et 8^e intervalles interdéciles). Les méthodes d'appariement des cinq plus proches voisins et du Caliper produisent des effets moyens sur l'emploi sauvegardé assez similaires, bien que légèrement plus élevés. Cet effet plus sensible du préfinancement se retrouve de façon mécanique sur les emplois totaux sauvegardés.

Pour 2013, la baisse de la défaillance du fait du recours au préfinancement a permis de sauvegarder un total d'emplois compris entre 2 469 (méthode du Kernel) et 2 730 (méthode du Caliper). Les trois méthodes d'appariement retenues produisent des résultats très similaires. La méthode des cinq plus proches voisins est celle qui conduit au plus grand nombre d'emplois sauvegardés (2 765). De son côté, la méthode du Caliper fournit un résultat très proche avec 2 730 emplois sauvegardés par la mise en œuvre du préfinancement.

¹⁷ Il s'agit du nombre d'entreprises préfinancées pour lesquelles on dispose d'informations sur les effectifs salariés.

L'emploi sauvegardé est principalement concentré dans les classes de taille de 23 à 100 salariés (du 7^e au 10^e intervalle interdécile) puisqu'il représente près des deux tiers des 2 469 emplois préservés. On constate donc que l'effet du préfinancement sur l'emploi sauvegardé est bien réel mais qu'il reste très mesuré. Toutefois, en rapportant les 2 469 emplois sauvegardés aux 9 625 salariés des entreprises défaillantes et préfinancées pour lesquelles nous disposons d'information sur les effectifs, on observe qu'en termes relatifs l'effet représente tout de même près de 26 %. Corrélativement, le recours au préfinancement a permis de sauver entre 91 (méthode du Kernel) et 103 entreprises (méthode des cinq plus proches voisins) en 2013 (cf. tableau A2 en annexe). On peut en déduire que le nombre moyen d'emplois sauvegardés par entreprise s'est élevé à 27,13 employés (méthode du Kernel) et à 26,84 employés (méthode des cinq plus proches voisins).

Quoi qu'il en soit, cet effet est limité dans le temps puisqu'à partir de 2014, il devient très faible, voire inexistant, et ce quelle que soit la méthode d'appariement utilisée. Cette absence d'effet du préfinancement sur l'emploi menacé *via* la défaillance d'entreprises pourrait s'expliquer par le fait que l'analyse se limite aux entreprises bénéficiant pour la première fois de la mesure en 2014 (54 entreprises défaillantes et primo-accédantes au préfinancement).

L'analyse a donc été prolongée en estimant, selon la même méthode d'évaluation, l'effet du préfinancement sur les entreprises qui y ont eu recours en 2013 et en 2014. À nouveau, pour toutes les classes de taille, l'effet du préfinancement sur l'emploi n'est pas significatif, et ce quelle que soit la méthode d'appariement utilisée (Kernel, cinq plus proches voisins ou Caliper). Les estimations menées sur la variable « taux de défaillance » confirment ce résultat. Ainsi, le tableau A2 (annexe) montre que le recours au préfinancement n'a pas eu d'effet significatif sur le taux de défaillance des entreprises préfinancées. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les problèmes d'avances de trésorerie liés au CICE sont moins sensibles en 2014 qu'en 2013, année de mise en place de la mesure. En 2014, les entreprises non préfinancées en 2013 touchent la totalité de leur créance CICE de l'année précédente. Ceci aurait permis de réduire leurs besoins de trésorerie, comparés à ceux des entreprises préfinancées en 2013.

Le préfinancement est finalement une mesure dont l'effet est très limité dans le temps, en plus d'être limitée à des entreprises de 10 à 100 employés.

4.3. Tests de robustesse

Pour être certain de reproduire les conditions d'une expérience naturelle dans laquelle tout se passe comme si les entreprises bénéficiant du préfinancement sont tirées au hasard, l'appariement fondé sur le score de propension doit permettre d'équilibrer la distribution des caractéristiques observables entre les entreprises traitées et celles non traitées. Un test d'égalité des moyennes avant et après appariement est donc effectué pour chaque variable retenue dans les modèles Probit estimés par classe de taille. Toutefois, le test d'égalité des

moyennes présente des limites (Austin, 2009)¹⁸. Nous privilégions donc une mesure du biais de sélection. Cette mesure est approximée par la différence des moyennes normalisées par la racine carrée des variances des deux groupes d'entreprises. Elle est exprimée en pourcentage selon la formule initialement proposée par Rosenbaum et Rubin (1985). Il est communément accepté dans la littérature que la valeur du biais ne doit pas dépasser 10 % (en valeur absolue) pour accepter qu'une variable/ caractéristiques observable soit équilibrée entre le groupe des traitées et celui des non traitées. L'analyse menée ici ne concerne que 2013, seule année pour laquelle le préfinancement a eu un effet positif significatif sur l'emploi (Tableaux A1, Annexe).

Pour être certain que cet effet ne sera pas dû à des écarts de taille entre entreprises mais résultera uniquement de la baisse de la défaillance, il convient de vérifier en premier lieu que pour les entreprises de 12 à 16 employés (3^e et 4^e intervalles interdéciles), la variable de taille est équilibrée. Rappelons que pour tous les autres intervalles interdéciles, les estimations des modèles Probit ont mis en évidence que la taille n'avait pas d'impact sur le score de propension. Ainsi, après appariement, les entreprises ont en moyenne la même taille et un pourcentage de biais de sélection très nettement inférieur à 10. On peut donc accepter l'hypothèse que pour les entreprises de 12 à 16 employés, l'effet du préfinancement sur l'emploi résulte bien d'une baisse du taux de défaillance.

Pour les autres variables retenues pour estimer les scores de propension, les résultats sont un peu plus mitigés. Il apparaît que la productivité apparente du travail est la variable la moins systématiquement équilibrée entre les entreprises traitées et non traitées. L'hypothèse d'égalité des moyennes est toujours rejetée au seuil de 5 %. Toutefois, pour les entreprises de 16 à 100 employés (du 5^e au 10^e intervalle interdéciles), l'écart du biais de sélection est faible (proche ou inférieur à 10 en valeur absolue) après appariement. De fait, la mesure de ce biais par les différences de moyenne normalisées, mesure que nous privilégions ici, fournit des résultats plutôt en faveur de variables équilibrées après appariement. Il convient de remarquer également que les variables sont presque systématiquement équilibrées pour les entreprises de 23 à 100 employés (du 7^e au 10^e intervalle interdéciles) alors que pour les entreprises de 10 à 16 employés (du 1^{er} au 4^e intervalle interdéciles) les résultats sont plus contrastés. Des tests d'égalité de moyennes et de mesure du biais de sélection ont également été réalisés quand la méthode d'appariement utilisée est celle des cinq plus proches voisins ou le Caliper. De fait, les tests d'équilibrage réalisés produisent des résultats satisfaisants. Systématiquement après appariement, on est amené à conclure à l'égalité des moyennes des variables/caractéristiques observables des deux groupes d'entreprises. On

¹⁸ De fait, les tests d'égalité des moyennes sont sensibles à la taille des échantillons. Plus cette taille sera importante, plus on sera amené à rejeter l'hypothèse d'égalité des moyennes, toutes choses égales par ailleurs. Dans notre cas, même si les estimations des modèles Probit sont réalisées sur deux intervalles interdéciles successifs, le nombre d'observations est à chaque fois proche de 20 000. De plus, ces tests supposent la normalité des distributions. Ainsi, dans le cas de la variable de liquidité EPAT, pour laquelle l'hypothèse d'égalité des moyennes entre les deux groupes d'entreprises ne semble pas vérifiée, le test de Jarque-Bera rejette l'hypothèse de normalité.

peut aussi conclure à une absence de biais de sélection. Au total, les différents tests opérés suggèrent que les appariements effectués reposent sur une expérience naturelle.

Tableau 6
Emploi sauvegardé (estimé) au sein des entreprises non défailtantes
grâce au préfinancement du CICE

Méthodes d'appariement		Nombre d'entreprises préfinancées	Emploi total sauvegardé (ATT)	Nombre d'entreprises préfinancées	Emploi total sauvegardé (ATT)	Nombre d'entreprises préfinancées	Emploi total sauvegardé (ATT)
		1 ^{ER} et 2 ^è intervalles interdéciles		3 ^è et 4 ^è intervalles interdéciles		5 ^è et 6 ^è intervalles interdéciles	
2013	Kernel	963	101 (0,105**2,3)	1092	247 (0,226***)	1321	502 (0,380***)
	Les cinq plus proches voisins		173 (0,180**)		340 (0,311***)		635 (0,481***)
	Caliper (0,0001)		197 (0,205**)		320 (0,293***)		659 (0,499***)
2014	Kernel	353	ns	381	ns	478	ns
	Les cinq plus proches voisins		ns		ns		ns
	Caliper (0,0001)		ns		ns		ns
		7 ^e et 8 ^e intervalles interdéciles		9 ^e et 10 ^e intervalles interdéciles		Entreprises de 10 à 100 salariés	
2013	Kernel	1706	612 (0,359**)	1845	1007 (0,546**)	6927	2469
	Les cinq plus proches voisins		604 (0,354**)		1013 (0,549**)		2765
	Caliper (0,0001)		674 (0,395***)		880 (0,477**)		2730
2014	Kernel	537	ns	537	ns	2286	ns
	Les cinq plus proches voisins		ns		ns		ns
	Caliper (0,0001)		ns		ns		ns

¹ Pour 2013 et 2014, [10,11[est le 1^{er} intervalle interdéciles, [10,12[le 2^e intervalle interdéciles, [12,14[le 3^e intervalle interdécile

s, [14,16[le 4^e intervalle interdéciles, [16,19[le 5^e intervalle interdéciles, [19,23[le 6^e intervalle interdéciles, [23,29[le 7^e intervalle interdéciles, [29,37[le 8^e intervalle interdéciles, [37,50[le 9^e intervalle interdéciles et [50,100[le 10^e intervalle interdéciles.

² *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

³ Les écarts-type de l'estimation par Kernel sont calculés par *bootstrap* avec 100 réplifications.

Conclusion

Dans cette étude, nous évaluons dans quelle mesure le recours au préfinancement du CICE a eu, durant les années 2013 et 2014, un effet sur le nombre d'emplois sauvegardés grâce à une baisse du nombre de défaillances. Les entreprises bénéficiaires du préfinancement ne sont pas sélectionnées de manière aléatoire. De plus, les performances et la situation financière des entreprises peuvent non seulement influencer sur leur décision de recourir au préfinancement mais aussi précipiter leur sortie du marché. La prise en compte de cette (auto-)sélection est essentielle pour proposer une mesure non biaisée de cet effet du préfinancement sur l'emploi (sauvegardé). Nous avons proposé une méthode d'appariement à partir du score de propension qui dépend de caractéristiques observables des entreprises (productivité apparente du travail, ratio de solvabilité, de liquidité, de rentabilité, etc.) tout en nous assurant que les écarts d'emplois entre entreprises traitées et non traitées n'étaient pas dus à des différences systématiques d'effectifs mais résultaient bien d'écarts de taux de défaillance.

Nos résultats montrent que l'accès au préfinancement du CICE n'est pas un processus aléatoire. Une fois pris en compte ce biais de sélection, nos estimations mettent en évidence que le recours au préfinancement préserve l'emploi *via* la diminution du taux de défaillance des entreprises bénéficiaires pour celles dont l'effectif est compris entre 10 et 100 employés. Ceci s'explique par le fait que les entreprises de petite taille (moins de 10 salariés) ont peu bénéficié du préfinancement alors qu'elles ont le taux de défaillance le plus élevé. De leur côté, les entreprises de plus de 100 salariés ont le taux de défaillance le plus faible et ont eu assez peu recours au préfinancement. L'effet de ce dispositif est également limité dans le temps puisque l'effet sur l'emploi n'intervient qu'en 2013. En 2014, l'effet du préfinancement du CICE sur l'emploi est inexistant que l'on retienne des primo-accédents à la mesure ou des entreprises qui en bénéficiaient déjà l'année précédente.

En 2013, le nombre d'emplois préservé se serait élevé à 2 469 en utilisant la méthode d'appariement du Kernel, méthode privilégiée pour l'analyse. De fait, l'emploi des deux autres méthodes d'appariement que sont les cinq plus proches voisins et le Caliper donnent des résultats d'un ordre de grandeur comparable même si l'emploi sauvegardé est un peu plus élevé : 2 765 et 2 730 emplois sauvegardés, respectivement. Ainsi, l'effet du préfinancement du CICE sur l'emploi sauvegardé, bien que réel, reste limité dans l'absolu. Toutefois en termes relatifs, cela représente tout de même 26 % de l'effectif de l'ensemble des entreprises défaillantes préfinancées.

Annexe

Tableau A1
Test d'égalité des moyennes et test de différences standardisées
 (méthode d'appariement du Kernel, 2013)

Entreprises de 10 à 12 employés
1^{er} et 2^e intervalles interdéciles

Variables	Appariement	Moyenne		% de biais	% de réduction du biais	Test d'égalité	
		Traitée	Contrôle			t	p>t
PAT_{t-2}	Sans	3,8642	4,0397	-37,5		-9,63	0,000
	Avec	3,8642	3,947	-17,7	52,8	-3,36	0,001
EBITDAAT²_{t-2}	Sans	0,06959	0,06699	1,9		0,46	0,643
	Avec	0,06959	0,06928	0,2	88,2	0,05	0,942
EPAT_{t-2}	Sans	0,0669	0,14182	-60,0		-13,62	0,000
	Avec	0,0669	0,10108	-27,4	54,4	-6,19	0,000
CFAT_{t-2}	Sans	0,01179	0,00901	21,0		5,20	0,000
	Avec	0,01179	0,01049	9,9	53,1	1,64	0,101
MONTANT_IP_{t-2}	Sans	7,1589	4,2362	8,4		1,95	0,051
	Avec	7,1589	5,9996	3,3	60,3	0,42	0,673

Tableau A1 (suite)
Test d'égalité des moyennes et test de différences standardisées
(méthode d'appariement du Kernel, 2013)

Entreprises de 12 à 16 employés
3^e et 4^e intervalles interdéciles

Variables	Appariement	Moyenne		% biais	% de réduction du biais	Test d'égalité	
		Traitée	Contrôle			t	p>t
PAT _{t-2}	Sans	3,8729	4,0398	-36,0		-10,43	0,000
	Avec	3,8729	3,9209	-10,3	71,2	-2,21	0,0028
EBITDAAT ² _{t-2}	Sans	0,07526	0,07056	1,1		0,24	0,813
	Avec	0,07526	0,07348	0,4	62,3	0,15	0,882
EPAT _{t-2}	Sans	0,06228	0,14167	-64,4		-16,29	0,000
	Avec	0,06228	0,08792	-20,8	67,7	-5,69	0,000
CFAT _{t-2}	Sans	0,01287	0,00883	22,9		6,38	0,000
	Avec	0,01287	0,01054	13,2	42,4	2,82	0,000
FRAT _{t-2}	Sans	0,14232	0,22273	-33,4		-10,35	0,000
	Avec	0,14232	0,16891	-11,0	66,9	-2,34	0,019
Groupe _{t-2}	Sans	0,34532	0,36264	-3,6		-1,10	0,272
	Avec	0,34532	0,35295	-1,6	55,9	-0,35	0,724
Taille _{t-2}	Sans	0,48613	0,44549	8,2		2,49	0,013
	Avec	0,48613	0,47111	3,0	63,0	0,66	0,508

Tableau A1 (suite)
Test d'égalité des moyennes et test de différences standardisées
 (méthode d'appariement du Kernel, 2013)

Entreprises de 16 à 23 employés
5^e et 6^e intervalles interdéciles

Variables	Appariement	Moyenne		% biais	% de réduction du biais	Test d'égalité	
		Traitée	Contrôle			t	p>t
PAT _{t-2}	Sans	3,8537	4,0301	- 36,6		-12,01	0,000
	Avec	3,8543	3,9051	- 10,5	71,2	-2,65	0,008
EBITDAAT ² _{t-2}	Sans	0,06888	0,06707	1,2		0,36	0,722
	Avec	0,06827	0,0675	0,5	57,9	0,16	0,869
EPAT _{t-2}	Sans	0,06077	0,13335	- 25,9		-14,84	0,000
	Avec	0,07085	0,08469	-4,9	80,9	-3,22	0,001
CFAT _{t-2}	Sans	0,0129	0,00859	22,1		8,97	0,000
	Avec	0,01285	0,01072	10,9	50,6	2,33	0,020
EBITDACA _{t-2}	Sans	-71,921	-110,19	3,6		0,91	0,364
	Avec	-71,989	0-77,667	0,5	85,2	0,13	0,897
FRAT _{t-2}	Sans	0,14122	0,22231	- 18,5		-10,38	0,000
	Avec	,15669	0,17396	-3,9	78,7	-1,93	0,054
MONTANT_IP _{t-2}	Sans	9,0639	5,0099	7,0		3,80	0,000
	Avec	9,0713	7,1938	3,2	53,7	0,75	0,451
Groupe _{t-2}	Sans	0,40392	0,45288	-9,9		-3,34	0,001
	Avec	0,40426	0,41497	-2,2	78,1	-0,54	0,590

Tableau A1 (suite)
Test d'égalité des moyennes et test de différences standardisées

(méthode d'appariement du Kernel, 2013)

Entreprises de 23 à 37 employés

7^e et 8^e intervalles interdéciles

Variables	Appariement	Moyenne		% biais	% de réduction du biais	Test d'égalité	
		Traitée	Contrôle			t	p>t
PAT _{t-2}	Sans	3,8186	4,0488	-50,4		-	0,000
	Avec	3,8186	3,8679	-10,8	78,6	16,64	0,003
EBITDAAT ² _{t-2}	Sans	0,07127	1,3311	-1,0		-0,27	0,788
	Avec	0,07127	0,32542	-0,2	79,8	-0,12	0,904
EPAT _{t-2}	Sans	0,06296	0,12103	-10,7		-2,85	0,004
	Avec	0,06296	0,07289	-1,8	82,9	-1,03	0,303
CFAT _{t-2}	Sans	0,01151	0,00855	14,7		4,51	0,000
	Avec	0,01151	0,01069	4,1	72,2	1,14	0,256
EBITDACA _{t-2}	Sans	-81,388	-144,83	3,4		0,91	0,361
	Avec	-81,388	-91,026	0,5	84,8	0,24	0,813
FRAT _{t-2}	Sans	,15249	0,22884	-8,9		-2,40	0,016
	Avec	,15249	0,16645	-1,6	81,7	-0,86	0,389
MONTANT_IP _{t-2}	Sans	12,911	5,8289	13,5		5,76	0,000
	Avec	12,911	9,0456	7,3	45,4	1,83	0,068
Groupe _{t-2}	Sans	0,45294	0,58104	-25,8		-9,42	0,000
	Avec	0,45294	0,45744	-0,9	96,5	-0,24	0,810

Tableau A1 (suite)
Test d'égalité des moyennes et test de différences standardisées
 (méthode d'appariement du Kernel, 2013)

Entreprises de 37 à 100 employés
9^e et 10^e intervalles interdéciles

Variables	Appariement	Moyenne		% biais	% de réduction du biais	Test d'égalité	
		Traitée	Contrôle			t	p>t
PAT _{t-2}	Sans	3,8395	4,1032	-58,1		-19,47	0,000
	Avec	3,8395	3,8813	-9,2	84,2	-2,62	0,009
EBITDAAT ² _{t-2}	Sans	0,06989	0,06879	1,0		0,35	0,728
	Avec	0,06989	0,07001	-0,1	89,1	-0,03	0,974
EPAT _{t-2}	Sans	0,06262	0,10879	-42,2		-14,10	0,000
	Avec	0,06262	0,07023	-7,0	83,5	-2,38	0,018
CFAT _{t-2}	Sans	0,01135	0,00866	12,1		5,04	0,000
	Avec	0,01135	0,01054	3,6	69,7	0,86	0,391
EBITDACA _{t-2}	Sans	-79,825	-673,02	2,5		0,70	0,481
	Avec	-79,825	-173,09	0,4	84,3	0,27	0,790
FRAT _{t-2}	Sans	0,15154	0,20571	-26,9		-9,59	0,000
	Avec	0,15154	0,15538	-1,9	92,9	-0,49	0,621
MONTANT_IP _{t-2}	Sans	8,9762	7,3288	3,4		1,11	0,267
	Avec	8,9762	9,7333	-1,6	54,0	-0,35	0,729
Groupe _{t-2}	Sans	0,55871	0,709	-31,6		-12,44	0,000
	Avec	0,55871	0,57548	-3,5	88,8	-0,94	0,346

Tableau A 2
Nombre (estimé) d'entreprises préservées de la défaillance
grâce au préfinancement du CICE

Méthodes d'appariement		Nombre d'entreprises préfinancées	Nombre d'entreprises sauvegardées (ATT)	Nombre d'entreprises préfinancées	Nombre d'entreprises sauvegardées (ATT)	Nombre d'entreprises préfinancées	Nombre d'entreprises sauvegardées (ATT)
		1 ^{ER} et 2 ^E intervalles interdéciles		3 ^E et 4 ^E intervalles interdéciles		5 ^E et 6 ^E intervalles interdéciles	
2013	Kernel	963	9,54 (0,991 ^{**2,3})	1092	17,95 (1,644 ^{***})	1321	26,97 (2,042 ^{***})
	Les cinq plus proches voisins		16,07 (1,669 ^{**})		24,62 (2,255 ^{***})		34,19 (2,588 ^{***})
	Caliper (0,0001)		18,4 (1,910 ^{**})		23,38 (2,141 ^{***})		35,07 (2,655 ^{***})
2014	Kernel	353	ns	381	ns	478	ns
	Les cinq plus proches voisins		ns		ns		ns
	Caliper (0,0001)		ns		ns		ns
		7 ^E et 8 ^E intervalles interdéciles		9 ^E et 10 ^E intervalles interdéciles		Entreprises de 10 à 100 salariés	
2013	Kernel	1706	21,05 (1,234 ^{***})	1845	15,98 (0,866 ^{**})	6927	91,49
	Les cinq plus proches voisins		28,32 (1,166 ^{***})		NS (0,697)		103,2
	Caliper (0,0001)		22,25 (1,304 ^{***})		NS (0,600)		99,1
2014	Kernel	537	ns	537	ns	2286	ns
	Les cinq plus proches voisins		ns		ns		ns
	Caliper (0,0001)		ns		ns		ns

¹ Pour 2013 et 2014, [10,11[est le 1^{er} intervalle interdéciles, [10,12[le 2^e intervalle interdéciles, [12,14[le 3^e intervalle interdéciles, [14,16[le 4^e intervalle interdéciles, [16,19[le 5^e intervalle interdéciles, [19,23[le 6^e intervalle interdéciles, [23,29[le 7^e intervalle interdéciles, [29,37[le 8^e intervalle interdéciles, [37,50[le 9^e intervalle interdéciles et [50,100[le 10^e intervalle interdéciles.

² *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

³ Les écarts-type de l'estimation par Kernel sont calculés par *bootstrap* avec 100 réplifications.

Bibliographie

- Aghion, Philippe, Nick Bloom, Richard Blundell, Rachel Griffith, and Peter Howitt. 2005. "Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship." *Quarterly Journal of Economics* 120 (2): 701–28.
- Altman, Edward I., and Gabriele Sabato. 2007. "Modelling Credit Risk for SMEs: Evidence from the U.S. Market." *Abacus* 43 (3): 332–57. doi:10.1111/j.1467-6281.2007.00234.x.
- Austin, Peter C. 2009. "Balance Diagnostics for Comparing the Distribution of Baseline Covariates between Treatment Groups in Propensity-Score Matched Samples." *Statistics in Medicine* 28 (25): 3083–3107.
- Baque, Guillaume. 2017. "Défaillances D'entreprises En France : Vers Une Troisième Année de Baisse En 2016." COFACE. <http://www.coface.fr/Actualites-Publications/Publications/Defaillances-d-entreprises-en-France-vers-une-troisieme-annee-de-baisse-en-2016>.
- Benjamin BUREAU et Thibault LIBERT. 2016. "Enjeux économiques des défaillances d'entreprises en France." *Banque de France*. Bulletin N° 208
- Blanchard, Pierre, Jean-Pierre Huiban, and Claude Mathieu. 2014. "The Shadow of Death Model Revisited with an Application to French Firms." *Applied Economics* 46 (16): 1883–93.
- Ben Hassine et Mathieu. 2017. "L'effet du préfinancement du CICE sur la défaillance des entreprises." *France Stratégie*, document de travail N° 2017-09.
- Bussiere, Matthieu, Guillaume Gaulier, and Sébastien Jean. 2014. "La Compétitivité-Prix Explique-T-Elle Les Performances À L'exportation de La France et de Ses Partenaires ?" *Lettre Du CEPII*, CEPII edition, sec. 349.
- Calavrezo, Oana, Richard Duhautois, and Emmanuelle Walkowiak. 2010. "Chômage partiel et disparition des établissements : une analyse à partir de données françaises." <https://hal-upem.archives-ouvertes.fr/hal-00831493/document>.
- Caliendo, Marco, and Sabine Kopeinig. 2008. "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching." *Journal of Economic Surveys* 22 (1): 31–72.
- Chunrong Ai, and Edward C. Norton. 2003. "Interaction Terms in Logit and Probit Models." *Economics Letters* 80 (1): 123–29.
- Crepon, Bruno, and Emmanuel Duguet. 2004. "Bank Loans, Start-up Subsidies and the Survival of the New Firms: An Econometric Analysis at the Entrepreneur Level." *Labor and Demography*. EconWPA. <http://econpapers.repec.org/paper/wpawuwpla/0411004.htm>.
- Disney, Richard, Jonathan Haskel, and Ylva Heden. 2003. "Entry, Exit and Establishment Survival in UK Manufacturing." *The Journal of Industrial Economics* 51 (1): 91–112.

- Doms, Mark, Timothy Dunne, and Mark J. Roberts. 1995. "The Role of Technology Use in the Survival and Growth of Manufacturing Plants." *International Journal of Industrial Organization* 13 (4): 523–42.
- Duhautois, Richard, Dominique Redor, and Lionel Desiage. 2015. "Long Term Effect of Public Subsidies on Start-up Survival and Economic Performance: An Empirical Study with French Data." *Revue d'économie industrielle*, no. 149 (June): 11–41.
- Ericson, Richard, and Ariel Pakes. 1995. "Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work." *Review of Economic Studies* 62 (210): 53.
- Farinas, Jose C., and Sonia Ruano. 2005. "Firm Productivity, Heterogeneity, Sunk Costs and Market Selection." *International Journal of Industrial Organization* 23 (7/8): 505–34.
- Fort, Teresa C., John Haltiwanger, Ron S. Jarmin, and Javier Miranda. 2013. "How Firms Respond to Business Cycles: The Role of Firm Age and Firm Size." *IMF Economic Review* 61 (3): 520–59.
- Foster, Lucia, John Haltiwanger, and Chad Syverson. 2008. "Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?" *American Economic Review* 98 (1): 394–425.
- Fougère, Denis, Cecile Golfier, Guillaume Horny, and Elisabeth Kremp. 2013. "Quel a été l'impact de la crise de 2008 sur la défaillance des entreprises ?" *Economie et Statistique*, no. 462–463: 69–97.
- France Stratégie. 2016. *Comité de suivi du CICE, rapport 2016*, septembre.
- Gertler, Mark, and Simon Gilchrist. 1994. "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms." *Quarterly Journal of Economics* 109 (2): 309–40.
- Gupta, Jairaj, Andros Gregoriou, and Jerome Healy. 2015. "Forecasting Bankruptcy for SMEs Using Hazard Function: To What Extent Does Size Matter?" *Review of Quantitative Finance and Accounting* 45 (4): 845–69.
- Hopenhayn, Hugo A. 1992. "Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium." *Econometrica* 60 (5): 1127–50.
- Imbens, Guido W. 2004. "Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects Under Exogeneity: A Review." *Review of Economics & Statistics* 86 (1): 4–29.
- Jacobson, Tor, Jesper Linde, and Kasper Roszbach. 2013. "Firm Default and Aggregate Fluctuations." *Journal of the European Economic Association* 11 (4): 945–72.
- Kremp, Elisabeth, and Patrick Sevestre. 2013. "Did the Crisis Induce Credit Rationing for French SMEs?" *Journal of Banking and Finance* 37 (10): 3757–72.
- Kudlyak, Marianna, and Juan M. Sanchez. 2016. "Revisiting Gertler-Gilchrist Evidence on the Behavior of Small and Large Firms," 41 pages.
- Lucas Jr., Robert E. 1978. "On the Size Distribution of Business Firms." *Bell Journal of Economics* 9 (2): 508–23.

Melitz, Marc J. 2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica* 71 (6): 1695–1725.

Melitz, Marc J., and Giancarlo I. P. Ottaviano. 2008. "Market Size, Trade, and Productivity." *Review of Economic Studies* 75 (1): 295–316.

Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70 (1): 41–55.

Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin. 1985. "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Models That Incorporate the Propensity Score." *American Statistician* 39 (1): 33-38.

Rubin, Donald B. 1974. "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies." <https://dash.harvard.edu/handle/1/3408692>.

Syverson, Chad. 2011. "What Determines Productivity?" *Journal of Economic Literature* 49 (2): 326–65.

RETROUVEZ
LES DERNIÈRES ACTUALITÉS
DE FRANCE STRATÉGIE SUR :



www.strategie.gouv.fr



[francestrategie](https://www.facebook.com/francestrategie)



[@Strategie_Gouv](https://twitter.com/Strategie_Gouv)



FRANCE STRATÉGIE

France Stratégie, laboratoire d'idées public, a pour mission d'éclairer les choix collectifs. Son action repose sur quatre métiers : évaluer les politiques publiques ; anticiper les mutations à venir dans les domaines économiques, sociétaux ou techniques ; débattre avec les experts et les acteurs français et internationaux ; proposer des recommandations aux pouvoirs publics nationaux, territoriaux et européens. Pour enrichir ses analyses et affiner ses propositions France Stratégie s'attache à dialoguer avec les partenaires sociaux et la société civile. France Stratégie mise sur la transversalité en animant un réseau de sept organismes aux compétences spécialisées.
