

L'effet du préfinancement du CICE sur la défaillance des entreprises

Haithem Ben Hassine
et 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.

L'effet du préfinancement du CICE sur la défaillance des entreprises

Sommaire

Résumé	3
Avant-propos	5
Introduction	7
1. Les principales causes des défaillances	9
1.1. Crises économiques : un facteur explicatif important	9
1.2. Contraintes de crédit : des effets mitigés	9
1.3. Niveaux de performance : un facteur explicatif incontournable.....	10
1.4. Des jeunes entreprises moins vulnérables grâce aux aides publiques	11
2. Estimation de l'effet causal par appariement	13
3. Caractéristiques des données et statistiques descriptives	15
3.1. Les bases de données utilisées	15
3.2. Premiers enseignements sur les entreprises préfinancées	18
4. Résultats	23
4.1. Les déterminants du préfinancement du CICE	23
4.2. L'effet du préfinancement du CICE sur la défaillance des entreprises.....	29
4.3. Tests de robustesse complémentaires.....	32
Conclusion	33
Annexes	35
Bibliographie	39

L'effet du préfinancement du CICE sur la défaillance des entreprises

Haithem Ben Hassine¹

Claude Mathieu²

Résumé

Le préfinancement pour recouvrer sans délai la créance du Crédit d'impôt compétitivité emploi (CICE) est un dispositif original permettant d'aider les entreprises les plus en difficultés en limitant les avances de trésorerie. L'étude réalisée et présentée dans ce document de travail a pour objet d'évaluer l'effet de ce dispositif sur le taux de défaillance des entreprises sur les deux premières années de sa mise en œuvre (2013 et 2014). Pour évaluer l'effet du préfinancement sur le taux de défaillance des entreprises, nous privilégions la méthode d'appariement du Kernel. La construction du contrefactuel, formé d'entreprises qui n'ont pas bénéficié du préfinancement mais qui ont des caractéristiques proches de celles qui en ont bénéficié, repose sur le score de propension estimé à partir d'un modèle Probit. L'évaluation est réalisée en utilisant des données d'entreprises issues de la base de données FIBEN de la Banque de France, qui ne couvre que les entreprises de plus de 750 000 euros de chiffre d'affaires.

Les résultats des estimations mettent en évidence que le recours au préfinancement a surtout été sensible la première année. Le taux de défaillance des entreprises bénéficiaires a diminué d'un tiers en 2013 alors que la baisse n'a été que de 14 % en 2014. De plus, le nombre d'entreprises qui n'ont pas connu la défaillance grâce au préfinancement s'est élevé à 90 en 2013 et à 38 en 2014.

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

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

² Claude MATHIEU, France Stratégie et université Paris-Est Créteil (mathieu@u-pec.fr).

L'effet du préfinancement du CICE sur la défaillance des entreprises

Avant-propos

Cette étude s'inscrit dans le cadre d'un exercice plus large prévu par la loi de Finances rectificative pour 2012 et piloté par France Stratégie depuis 2013, visant à évaluer les effets du crédit d'impôt compétitivité emploi (CICE). Dès la mise en place du dispositif, un Comité de suivi du CICE a été installé, présidé par le commissaire général de France Stratégie et réunissant administrations, partenaires sociaux, parlementaires et experts, avec pour mission de mettre en place un processus d'évaluation de ce dispositif.

Des études qualitatives et quantitatives sur données individuelles ont ainsi été lancées par France Stratégie, principalement pour appréhender l'impact dans le temps du CICE sur les décisions des entreprises en matière d'emploi, d'investissement, d'innovation, d'exportation, de salaire ou de marge.

En 2016, à l'occasion de la publication des premiers résultats de ces travaux d'évaluation – qui portaient uniquement sur les années 2013 et 2014 – il est apparu nécessaire au Comité de suivi d'examiner plus attentivement une question : dans quelle mesure le CICE a-t-il pu affecter l'emploi à court terme en permettant de préserver des entreprises qui, sans cela aurait connu une défaillance, faute de ressources financières suffisantes ? En particulier, dans quelle mesure le dispositif de préfinancement du CICE créé dès 2013 et qu'ont mobilisé chaque année quelques milliers d'entreprises, a pu contribuer à lui seul à sauvegarder certaines entreprises et leurs emplois ?

Pour y répondre, un premier travail a été initié en novembre 2016 par France Stratégie, avec la collaboration de la Banque de France et de Bpifrance, pour estimer si les entreprises ayant eu accès au préfinancement en 2013 et 2014 présentent un moindre risque de défaillance que celles qui, bien qu'ayant un profil comparable, n'y ont pas eu recours.

Ce document de travail rend compte des résultats obtenus, de façon plus détaillée que dans le rapport complémentaire du Comité de suivi publié en mars 2017. Les travaux engagés se poursuivent actuellement à partir de données d'entreprise exhaustives et actualisées, afin de mieux quantifier l'éventuel effet du CICE sur l'emploi par ce canal au fil des ans.

Introduction

En France, après avoir connu un pic en 2013, le nombre de défaillances d'entreprises est passé de 62 118 en 2014 à 60 834 en 2015, soit une baisse de 2,1 % (Baqué, 2016). Le taux de défaillance, qui rapporte le nombre de défaillances au stock d'entreprises, est revenu en 2015 à son niveau d'avant crise, soit près de 1,3 %. Selon la même étude, on estime que cette baisse s'est traduite par 21 000 emplois sauvegardés en France. À l'exception du Portugal, cette tendance est aussi constatée pour l'année 2015 dans plusieurs pays européens : en Espagne (– 25 %), aux Pays-Bas (– 24 %), en Suède (– 11 %), au Royaume-Uni (– 10 %) ou en Allemagne (– 4 %).

La défaillance d'une entreprise est l'événement juridique qui officialise une cessation de paiement. L'Insee considère comme défaillante une entreprise pour laquelle a été ouverte une procédure collective de redressement ou de liquidation (la Banque de France utilise la même définition). De fait, la défaillance ne constitue qu'une partie des sorties du marché des entreprises. On ne tient compte ici ni des arrêts volontaires d'activité – qui peuvent représenter au moins autant de sorties que les liquidations –, ni des fusions acquisitions/cessions – qui peuvent être considérées comme des sorties du marché (Calavrezo, Duhautois et Walkowiak, 2010) et qui sont en dehors de notre champ d'analyse.

L'objet de notre étude est d'évaluer l'effet du préfinancement de la créance du Crédit d'impôt compétitivité emploi (CICE) sur le taux de défaillance des entreprises pour les deux premières années d'application du dispositif (2013 et 2014).

Le CICE est une mesure conforme au droit de la concurrence européen qui peut conduire notamment à une amélioration de la compétitivité des entreprises françaises, en réduisant les coûts salariaux pour les travailleurs rémunérés en dessous de deux fois et demie le Smic. Les entreprises peuvent prétendre au travers du CICE à une restauration des marges et une augmentation des profits nets d'impôt, permettant de dégager des ressources suffisantes pour financer leurs investissements.

Un autre canal d'action par lequel transite le CICE est le préfinancement. Il s'agit d'une avance de trésorerie dans la limite de 85 % de la créance du CICE. Cette avance devrait permettre de sauver des entreprises – parmi les plus fragiles financièrement – de la défaillance. Ainsi, le CICE aurait un impact non seulement sur la marge intensive (compétitivité des entreprises en place), mais aussi sur la marge extensive (effet sur la défaillance/faillite des firmes). C'est ce dernier impact que nous tentons de mesurer dans le cadre de cet exercice d'évaluation.

La mise en place d'un préfinancement pour recouvrer sans délai la créance du CICE est une démarche originale qui, à notre connaissance, n'a pas d'équivalent dans d'autres pays³. Il

³ 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 2016 du comité de suivi du CICE, France Stratégie.

n'existe donc aucun travail évaluant ce type de dispositif qui constitue une mesure d'aide indirecte aux entreprises.

Pour évaluer l'effet du préfinancement sur le taux de défaillance des entreprises, nous utilisons une méthode de *matching* fondée sur le score de propension comme dans Crépon et Duguet (2004) et Duhautois, Redor et Desiège (2015), qui évaluent l'aide au chômeur créant ou reprenant une entreprise (ACCRE). Pour construire ce score de propension et donc un contrefactuel, nous estimons 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 FIBEN (Fichier bancaire des entreprises)⁴ de la Banque de France. 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).

Toutefois, cette base de données présente l'inconvénient de ne renseigner que les entreprises dont le chiffre d'affaires est supérieur à 750 000 euros ou dont l'endettement bancaire déclaré à la Centrale des risques de la Banque de France dépasse 380 000 euros, cette dernière condition s'appliquant jusqu'en 2012⁵. Clairement, les TPE et les petites entreprises se trouvent largement exclues du champ d'évaluation de notre étude.

Ce travail est structuré de la façon suivante : la première partie est consacrée à une revue de la littérature sur la défaillance des entreprises, puis nous détaillons la stratégie économétrique retenue. La troisième partie est dédiée à la présentation des données utilisées et à une analyse des résultats statistiques. Enfin, nous exposons les résultats des estimations économétriques. L'analyse s'achève par des remarques conclusives.

⁴ 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 : <https://entreprises.banque-france.fr/cotation-des-entreprises/en-savoir-plus-sur-la-base-de-donnees-fiben>.

⁵ À partir de 2013, seules les entreprises dont le chiffre d'affaires est supérieur à 750 000 euros sont maintenues dans la base. Le seuil de 380 000 euros lié à l'endettement bancaire déclaré à la Centrale des risques de la Banque de France n'est plus pris en compte.

1. Les principales causes des défaillances

1.1. Crises économiques : un facteur explicatif important

La crise de 2008 a contribué à contracter la demande agrégée en France. L'ajustement a davantage fragilisé les entreprises les moins performantes en réduisant non seulement leur marge mais aussi leur liquidité. Dans ce contexte et à partir de 2013, le préfinancement du CICE permet de desserrer la contrainte de liquidité pour des entreprises fragilisées par la crise. Cette aide est donc susceptible de limiter les sorties du marché et de réduire le taux de défaillance. 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 paiement et faillites) s'accroît fortement, même après avoir contrôlé de caractéristiques individuelles des entreprises. Fougère *et al.* (2013) examinent le rôle de la crise de 2008 sur les 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 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 aussi important pour les cohortes d'entreprises créées en 2000 (48 %) et en 2001 (43 %) que pour celles créées en 2006 (43 %) et en 2007 (47 %). Par ailleurs, une analyse sectorielle révèle que l'effet de la crise sur le taux de défaillance 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.

1.2. Contraintes de crédit : des effets mitigés

En période de crise, 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 le début de la crise de 2008 (2007-2009), les auteurs montrent que la contraction des dettes de court terme et des ventes est plus sensible pour les grandes entreprises que pour 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 de 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 que la diffusion des crises s'opère au travers de contraintes de crédit supportées par les PME.

1.3. Niveaux de performance : un facteur explicatif incontournable

La sortie des entreprises repose également sur leurs performances. Les modèles sur la dynamique des entreprises supposent une hétérogénéité des firmes en termes de rentabilité ou de productivité, et ce même à l'intérieur de branches définies à un niveau très fin (Syverson, 2011). Des entreprises peu rentables (à la limite de la défaillance) coexistent sur un même marché avec d'autres, plus rentables, 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. Dans ce cadre, les firmes sortent du marché car elles tirent peu de profits de leur activité, même quand la conjoncture est favorable. En parallèle, de nouvelles firmes peuvent entrer pour exploiter des innovations récentes ou prendre la place des firmes qui sont sorties (Hopenhayn, 1992). On considère que les entrants ont des perspectives différentes et incertaines sur leur efficacité technique, leurs demandes et leurs coûts respectifs.

De nombreuses études empiriques couvrant un large champ de pays et de périodes montrent que 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 1886 entreprises espagnoles sur la période 1990-1997, Farinas et Ruano (2005) montrent que la décision de sortie repose sur les différences de productivité des firmes. Plus précisément, les deux auteurs mettent en évidence qu'en moyenne les firmes en place sont plus productives que les firmes sortantes. Au Royaume-Uni, Disney, Haskel et Heden (2003) montrent que les établissements plus productifs ont un taux de survie plus élevé sur la période 1986-1991 que les entreprises moins productives. Aux États-Unis, Doms, Dunne et Roberts (1995) obtiennent un effet négatif notable de la productivité des entreprises manufacturiers, observés sur la période 1987-1991, 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 productive intervient plusieurs années avant la sortie (l'effet du « *shadow of death* ») tandis que celle-ci est beaucoup plus soudaine dans les secteurs des services. Une vaste littérature empirique existe aussi pour documenter le fait que de faibles performances financières accroissent le risque de défaillance. Ainsi à partir d'un panel de 2000 PME américaines suivies sur la période 1994-2002, Altman et Sabato (2007) montrent que la rentabilité des firmes a un effet négatif sur la probabilité de faillite. De leur côté, Gupta, Gregoriou et Healy (2015) mettent en évidence, à partir d'un échantillon d'entreprises britanniques observées sur la période 2000-2009, que la rentabilité augmente la probabilité de survie.

1.4. Des jeunes entreprises moins vulnérables grâce aux aides publiques

Dans de nombreux pays développés, les nouvelles entreprises entrantes, considérées comme particulièrement vulnérables, reçoivent des aides publiques⁶. Les gouvernements leur accordent des aides ou des garanties de crédit. Pellegrini et Muccigrosso (2016) évaluent si les nouvelles entreprises italiennes subventionnées, dans le cadre de la loi 488/1992 dédiée à la création de nouvelles firmes et au développement d'un tissu industriel dans les régions les plus pauvres, survivent plus longtemps que les nouvelles entreprises non subventionnées. Pour ce faire, les deux auteurs appliquent la méthode de régression sur discontinuité sur un échantillon de nouvelles firmes localisées dans le Mezzogiorno sur la période 1995-2009. Les résultats indiquent une diminution du risque de défaillance des nouvelles entreprises subventionnées.

En France, depuis le début des années 2000 plusieurs études très documentées ont été réalisées dans ce domaine. Ainsi en utilisant l'enquête SINE (Source d'information sur les nouvelles entreprises) de 1994, Crépon et Duguet (2004) analysent l'effet sur trois ans des subventions publiques et des prêts bancaires accordés aux entreprises créées en 1994. La principale subvention publique est l'ACCRE (Aide au chômeur créant ou reprenant une entreprise), une somme fixe (32 000 francs) allouée aux chômeurs créateurs d'entreprise. Un modèle Logit multinomial a été utilisé pour prendre en compte la structure financière des entreprises créées, en distinguant les aides publiques, les prêts bancaires et une combinaison des deux. À l'issue de cette première étape, une procédure d'appariement est utilisée pour comparer la survie des firmes suivant leur mode de financement. Les résultats obtenus indiquent que la subvention accordée aux chômeurs créateurs d'entreprise a un effet positif sur la survie de leurs entreprises. De plus, l'obtention de prêts bancaires garantis vient renforcer l'effet de cette aide publique directe.

De leur côté, Cabannes et Fougère (2012) utilisent la vague 1998 de l'enquête SINE pour évaluer l'effet de l'ACCRE sur la durée de vie des entreprises. L'octroi de l'ACCRE peut être endogène du fait d'un processus de sélection des meilleurs candidats et d'une possible auto-sélection sur le fait d'être informé et de demander l'aide. La prise en compte de cette

⁶ Les politiques publiques visant à aider les nouvelles entreprises et à favoriser l'entrepreneuriat ont débuté aux États-Unis dans les années 1950 et en Europe durant la décennie 1980. Elles sont aujourd'hui quasiment présentes partout dans le monde (Greene et Storey, 2010).

endogénéité conduit les deux auteurs à estimer un modèle à effets aléatoires bi-variés où sont spécifiées de manière jointe la durée de vie de l'entreprise et la probabilité de l'obtention de l'ACCRE. Pour instrumenter l'aide accordée, un indicateur de tension du marché du travail et une indicatrice du trimestre de création de l'entreprise sont utilisés. Les résultats obtenus indiquent qu'il n'existe pas d'effet de l'ACCRE sur la durée de vie à cinq ans des entreprises dont le créateur a passé moins d'un an au chômage au préalable. Pour des durées de chômage plus élevées, l'effet est incertain et peut s'interpréter, selon les auteurs, comme des problèmes de spécification du modèle retenu.

Duhautois, Redor et Desiage (2015) utilisent eux aussi la vague 1998 de l'enquête SINE pour évaluer les effets de l'ACCRE sur le taux de défaillance des jeunes entreprises qui sont suivies chaque année sur la période 1998-2006⁷. Comme dans Crépon et Duguet (2004), les auteurs utilisent plusieurs méthodes d'appariement sur le score de propension pour contrôler un possible biais de sélection, l'ACCRE n'étant pas allouée de façon aléatoire. Ils montrent que la subvention accordée aux jeunes entreprises augmente leur taux de survie après les deux premières années de leur existence et ce, quels que soient leur capital initial et leurs sources de financement.

Ces résultats sur l'efficacité des aides fournies en France aux nouvelles entreprises sont dans l'ensemble plutôt encourageants. Bien évidemment, ils ne préjugent en rien des effets du préfinancement sur la défaillance des firmes les plus vulnérables.

⁷ Ce suivi par année est permis grâce à la fusion de l'enquête SINE avec la base administrative FICUS qui fournit des informations comptables sur les firmes soumises à l'impôt sur les bénéfices.

2. Estimation de l'effet causal par appariement

Dans ce travail, nous évaluons l'effet du préfinancement au titre du CICE sur la survie des entreprises. L'intérêt de l'analyse de cette relation est important dans la mesure où le CICE représente depuis 2012 la mesure phare pour redresser la compétitivité et l'emploi des entreprises en France. Plusieurs facteurs sont susceptibles d'affecter à la fois la probabilité de survie des entreprises et leur demande de préfinancement, créant ainsi un potentiel biais de sélection. L'entreprise décide de demander le préfinancement de son CICE selon ses performances économiques et financières, et en fonction des difficultés structurelles ou conjoncturelles qu'elle rencontre. À cette autosélection des entreprises s'ajoute un processus de sélection des banques (Bpifrance et banques commerciales) qui décident de préfinancer ou pas le CICE de l'entreprise. Ne pas tenir compte de ces processus de sélection biaiserait les estimations.

Comme dans Crépon et Duguet (2004) et dans Duhautois, Redor et Desiage (2015), pour étudier l'effet du préfinancement du CICE sur la survie des entreprises en contrôlant ces biais de sélection, nous mobilisons, dans un premier temps, les méthodes d'appariement sur le score de propension.

Ces méthodes consistent à construire pour chaque entreprise ayant reçu un préfinancement de son CICE (groupe des traités) une entreprise similaire (contrefactuel) exposée aux mêmes contraintes économiques et financières. Ces entreprises dites « jumelles » sont identifiées à partir d'un groupe témoin qui n'a pas demandé le préfinancement de sa créance (CICE). En comparant la survie des entreprises jumelles préfinancées et non préfinancées, on est en mesure de déterminer l'impact du préfinancement du CICE sur la survie des entreprises traitées.

Le panel exhaustif des mouvements sur créance (MVC) de la DGFIP que nous apparions avec la base de données FIBEN de la Banque de France nous permet de distinguer, pour les années 2013 et 2014, les entreprises préfinancées une année donnée ($PREF = 1$) de celles qui ne l'ont pas été ($PREF = 0$). L'impact du préfinancement du CICE sur la survie des entreprises est mesuré par la variable de résultat DEF ($DEF = 1$ en cas de défaillance et 0 autrement).

L'effet moyen du traitement sur les traités (ATT) ou, en d'autres termes, l'effet moyen du préfinancement sur la défaillance des entreprises ayant bénéficié de la mesure est tel que : $ATT = E(DEF_{pref} | PREF = 1) - E(DEF_{pref} | PREF = 0)$, où $pref$ représente l'indice des entreprises préfinancées.

Le premier terme est observable car il s'agit du taux moyen de défaillance pour les entreprises préfinancées. En revanche, le second terme est inconnu car on n'observe pas ce qui se serait passé pour une firme 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 $E(DEF_{pref} | PREF = 0)$ par l'espérance du résultat pour les non-traités (Rubin,

1974). Comme cette propriété d'indépendance a de fortes chances de ne pas être vérifiée, nous optons pour une condition d'identification moins restrictive qui consiste à construire un groupe de contrôle dont la distribution des caractéristiques observables, notée X , est la même que celle du groupe des entreprises préfinancées. Nous avons dans ce cas la propriété d'indépendance suivante :

$$\left(DEF_{pref}, DEF_{\overline{pref}} \right) \perp PREF \mid X$$

où DEF_{pref} est le résultat obtenu pour les entreprises préfinancées et $DEF_{\overline{pref}}$ le résultat pour les firmes qui n'en ont pas reçu. Il est alors possible d'estimer ATT puisque $E(DEF_{pref} \mid PREF = 0, X) = E(DEF_{\overline{pref}} \mid PREF = 0, X)$. 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 :

$$\left(DEF_{pref}, DEF_{\overline{pref}} \right) \perp PREF \mid X = \left(DEF_{pref}, DEF_{\overline{pref}} \right) \perp PREF \mid P(X)$$

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

Les méthodes d'appariement sur le score de propension sont des méthodes en deux étapes. Nous estimons dans un premier temps le score de propension de chaque entreprise à une année donnée du traitement à partir d'un modèle Probit. À la deuxième étape, nous apparions les entreprises traitées et non traitées ayant le même score de propension pour estimer l'effet moyen du préfinancement sur le taux de défaillance en 2013 et 2014. L'impact du préfinancement sur le taux de défaillance est calculé comme la différence entre le taux de défaillance moyen pour les entreprises préfinancées et le taux de défaillance moyen pour les entreprises non préfinancées ayant un score de propension proche des entreprises préfinancées. Pour l'appariement, 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. Pour contrôler la robustesse des résultats obtenus, nous utilisons deux autres estimateurs : l'estimateur des cinq plus proches voisins et l'estimateur du Caliper.

3. Caractéristiques des données et statistiques descriptives

3.1. Les bases de données utilisées

Pour estimer l'effet du préfinancement du CICE sur la survie des entreprises, nous utilisons plusieurs sources de données sur les entreprises qui appartiennent aux secteurs manufacturiers et des services. Notre principale source de données est la base FIBEN de la Banque de France. Notre étude mobilise les informations suivantes :

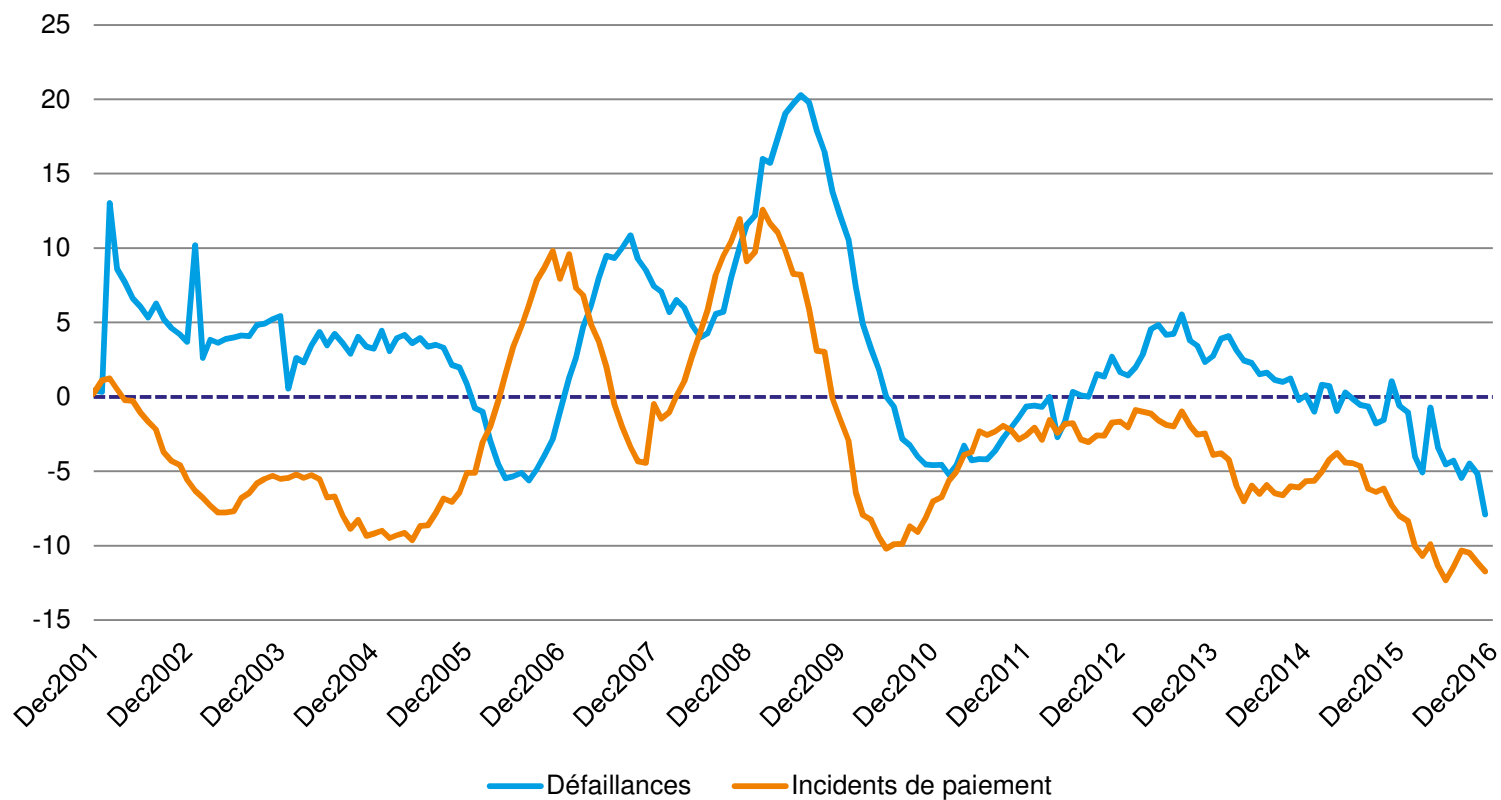
- des données comptables annuelles pour les entreprises dont le chiffre d'affaires est supérieur ou égal à 750 000 euros ou dont, jusqu'en 2012, l'endettement bancaire déclaré à la Centrale des risques de la Banque de France atteint 380 000 euros. Cette base de comptes sociaux regroupe environ 270 000 bilans en 2013 et un peu plus en 2014. Les informations collectées sont issues des liasses fiscales (entreprises soumises à l'imposition des BIC-BRN – Bénéfices industriels et commerciaux et Bénéfice réel normal) et concernent des variables comme le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée, les immobilisations corporelles et incorporelles, l'effectif, le chiffre d'affaires à l'export, l'investissement, les emprunts et dettes, la trésorerie, les salaires et traitements, l'appartenance sectorielle, etc. Nous disposons également d'éléments descriptifs comme la date de création ou la nature juridique de l'entreprise ;
- des données sur les entreprises soumises à une procédure collective. Pour traiter de la question des défaillances, nous ne retenons que les ouvertures de procédures de redressement ou de liquidation puisqu'il s'agit de la définition qui est retenue pour ce travail. Cette définition est différente de la notion de disparition d'entreprise puisqu'une entreprise en redressement judiciaire peut, à l'issue voire au cours de la période d'observation du plan de redressement, régler l'intégralité de son passif et reprendre une activité normale. La base utilisée est alimentée à partir des greffes des tribunaux 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. Toutefois, nous ne faisons pas de différence entre des défaillances survenues à des dates différentes de la même année ;
- des données sur les incidents de paiement sur effet de commerce d'un montant supérieur ou égal à 1 524 euros. Au niveau agrégé, le nombre d'incidents de paiement en glissement annuel semble être un indicateur avancé de la défaillance (graphique 1). Par conséquent, nous utilisons cette variable comme variable explicative de la demande du préfinancement du CICE. Comme pour les défaillances, nous annualisons ces données afin d'obtenir pour chaque entreprise le nombre d'incidents de paiement et leur montant par année ;
- 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. Ce fichier recense toutes les entreprises ayant reçu un préfinancement soit de la part de Bpifrance, soit de la part des 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 privilégions l'information déclarée par Bpifrance sur le montant du préfinancement (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 notre 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 à laisser leurs filiales périlcliter ou à les aider à se redresser.

Graphique 1 - Incidents de paiement sur effets de commerce pour incapacité de payer, et défaillances
(glissement annuel en % du nombre cumulé sur douze mois – décembre 2001 à décembre 2016)

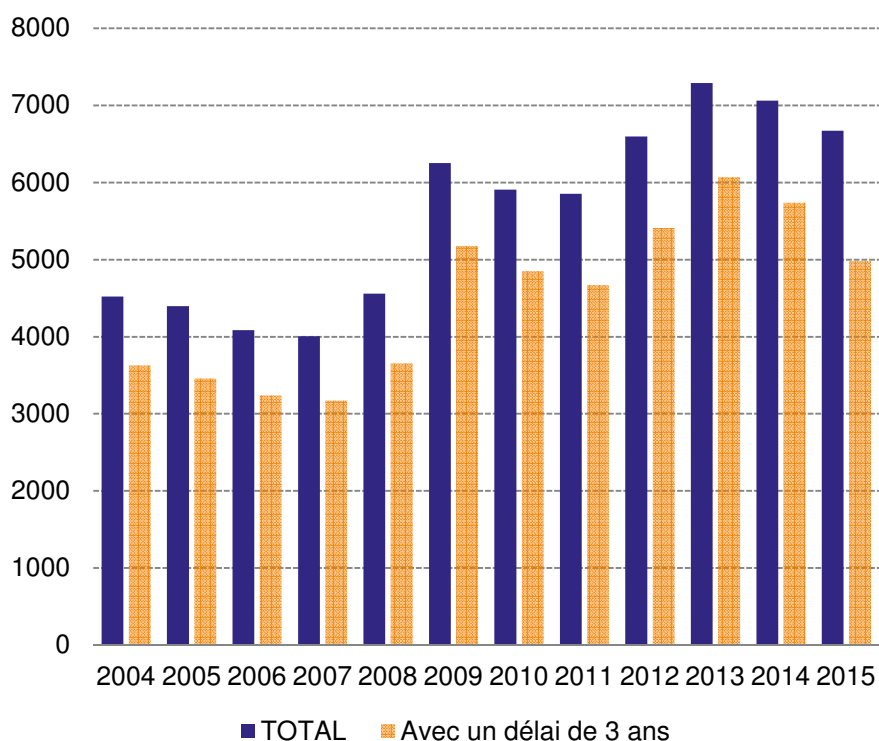


3.2. Premiers enseignements sur les entreprises préfinancées

Il est assez fréquent que les entreprises en difficulté arrêtent de publier leurs comptes. Disposer de données depuis 2004 permet d'identifier les décalages entre la date de déclaration du dernier bilan de l'entreprise et la date de sa défaillance. Le graphique 2 indique qu'un nombre significatif d'entreprises arrête de renseigner leur bilan plusieurs années 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 80 % des entreprises renseignent un dernier bilan au cours des trois 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 la défaillance des entreprises requiert de contrôler un grand nombre de caractéristiques d'entreprises (performance, situation financière, environnement économique, etc.). Cette contrainte nous conduit à retenir un délai de trois 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 2
Nombre d'entreprises défaillantes

(après fusion des données de la base Défaillances et des données comptables de la base Bilan)



Le tableau 1 indique que, sur la période 2008-2015, le taux de défaillance des entreprises dont le chiffre d'affaires est supérieur à 750 000 euros a été le plus faible en 2011 (1,51 %), une période d'accalmie dans la crise, et le plus élevé en 2009 (1,84 %), au plus fort de la crise. Malgré tout, ces taux de défaillance sont inférieurs à ceux obtenus généralement dans la littérature sur le taux de sortie des firmes du marché.

Deux explications peuvent être avancées pour justifier un tel écart. i) Les défaillances ne reposent ici que sur des procédures de redressement ou de liquidation judiciaires. 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 peuvent représenter au moins autant en pourcentage que le taux de défaillance. ii) Les entreprises présentes dans notre échantillon sont des entreprises de taille assez importante. La prise en compte d'entreprises de plus faible taille, *a priori* plus vulnérables, devrait conduire à un taux de défaillance plus élevé (Farinas et Moreno, 2000). 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 plus élevé pour les premières. On peut donc en conclure que le préfinancement est davantage orienté vers les firmes les plus en difficulté.

Une comparaison des entreprises préfinancées et non préfinancées fait apparaître des caractéristiques différentes mettant en évidence que les secondes sont plus fragiles que les premières (tableau 2). Les entreprises non préfinancées ne sont pas nécessairement de plus grande taille en moyenne que les préfinancées. Elles le sont 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. À l'inverse, le préfinancement est octroyé à des entreprises en difficulté. Ainsi, elles ont un excédent brut d'exploitation plus faible : 0,38 million d'euros en moyenne en 2010 contre 0,99 million d'euros pour les entreprises non préfinancées. Elles sont aussi plus endettées, avec une dette totale qui s'élève en moyenne à 13,69 millions d'euros en 2010 contre 11,73 millions d'euros pour les non préfinancées. Ce sont les entreprises préfinancées qui connaissent le plus d'incidents de paiement (2,6 en 2010 en moyenne contre 1,5 pour les non préfinancées), avec des montants plus élevés (17,45 milliers d'euros en moyenne contre 8,54 milliers d'euros pour les non préfinancées). Les entreprises préfinancées sont aussi moins intensives en capital⁹ (10,29 %) que les entreprises non préfinancées (15,81 %). Ces dernières bénéficient d'un fonds de roulement net global (FRNG) plus élevé que celui des entreprises préfinancées qui disposent donc d'une moindre stabilité financière. En effet, l'excédent de FRNG contribue à former la trésorerie nette des entreprises. Cette trésorerie est en moyenne déficitaire pour les entreprises défaillantes.

⁸ L'année 2010 est utilisée de préférence à l'année 2013, car nous retenons dans notre échantillon des firmes défaillantes qui ont publié leur bilan trois ans avant de rentrer dans une procédure collective de défaillance.

⁹ L'intensité capitaliste est mesurée en rapportant le capital physique à l'effectif moyen.

Le nombre moyen d'incidents de paiement était en 2010 de 21,2 en moyenne pour les entreprises défaillantes préfinancées, soit plus d'une fois et demi du nombre d'incidents de paiement des entreprises défaillantes non préfinancées (13,7). Leur montant s'élevait en moyenne à 147,75 millions d'euros pour les entreprises défaillantes préfinancées et à 56,66 millions d'euros pour les entreprises défaillantes non préfinancées. Ainsi, la comparaison du nombre des incidents de paiement et de leur montant indique qu'il s'agit là de deux indicateurs avancés de la défaillance encore plus précis pour les entreprises préfinancées que pour les autres firmes. Les écarts constatés en 2010 se confirment en 2011 sans toutefois véritablement s'amplifier.

Au total, les résultats du tableau 2 confortent ceux du rapport de France Stratégie concernant la fragilité des entreprises sollicitant un préfinancement du CICE¹⁰.

¹⁰ France Stratégie (2016), *Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi*, rapport d'évaluation, septembre.

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
2008	Non défaillantes	132 730		132 730			
	Défaillantes	1 769		1 769	--	--	1,32
2009	Non défaillantes	135 728		135 728			
	Défaillantes	2 540		2 540	--	--	1,84
2010	Non défaillantes	142 119		142 119			
	Défaillantes	2 312		2 312	--	--	1,60
2011	Non défaillantes	150 535		150 535			
	Défaillantes	2 306		2 306	--	--	1,51
2012	Non défaillantes	151 003		151 003			
	Défaillantes	2 552		2 552	--	--	1,66
2013	Non défaillantes	142 664	6 211	148 875			
	Défaillantes	2 545	115	2 660	1,75	1,82	1,76
2014	Non défaillantes	142 582	6 500	149 082			
	Défaillantes	2 468	148	2 616	1,70	2,23	1,72
2015	Non défaillantes	144 686		144 686			
	Défaillantes	2 410		2 410	--	--	1,64

NB : Le fichier MVC préfinancement 2013 contient 15 375 observations avant traitement. Celui de 2014 contient 15 889 observations.

Le nombre d'entreprises préfinancées avant traitement des bases de données s'élève à 10 112 entreprises en 2013 et à 10 555 entreprises en 2014.

Tableau 2 - Caractéristiques des entreprises du champ de l'étude en fonction de leur statut (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	17,09	4,22	17,04	11,82	7,50	11,78	16,93	4,30	16,89	13,43	4,53	13,35
Chiffre d'affaires à l'export ¹	3,44	0,49	3,43	1,21	2,20	1,22	3,42	0,29	3,41	1,53	0,35	1,52
Investissement ¹	0,88	0,09	0,88	0,87	0,17	0,87	0,88	0,06	0,88	0,97	0,12	0,97
Autofinancement ¹	0,62	-0,33	0,61	0,60	-0,87	0,58	0,79	-0,25	0,79	0,61	-1,18	0,60
Valeur ajoutée ¹	4,45	1,01	4,44	4,97	1,84	4,95	4,48	0,99	4,47	5,37	1,05	5,33
Capital physique ¹	9,06	1,13	9,03	9,34	2,28	9,28	9,53	1,65	9,50	9,78	1,69	9,71
Dette totale ¹	11,77	2,65	11,73	13,78	4,46	13,69	12,16	2,64	12,13	14,48	2,94	14,38
EBE ¹	0,99	-0,32	0,99	0,39	-0,78	0,38	0,97	-0,32	0,96	0,44	-0,94	0,43
FRNG ¹	3,40	-0,10	3,38	2,10	-0,86	2,07	3,56	-0,11	3,55	2,67	-0,46	2,65
Nombre moyen d'IP	1,3	13,7	1,5	2,3	21,2	2,6	1,2	11,9	1,4	2,1	17,0	2,4
Montant des IP ³	7,68	56,66	8,54	15,04	147,75	17,45	7,43	51,58	8,18	13,81	108,00	15,91
Nombre d'entreprises	142 664	2 545	145 209	6 211	115	6 326	142 582	2 468	145 050	6 500	148	6 648
Effectif ²	57,22	28,86	57,11	90,53	49,93	90,14	56,89	29,24	56,80	94,11	36,46	93,60

¹ Moyenne en million d'euros, en t-3

² Effectif moyen en t-3 (moyenne annuelle de l'effectif en fin de trimestre)

³ Moyenne en milliers d'euros, t-3

EBE = Excédent brut d'exploitation

FRNG = Fonds de roulement net global

IP = Incidents de paiement en t-3

4. Résultats

4.1. Les déterminants du préfinancement du CICE

Comme le relève la littérature, la défaillance des entreprises s'explique dans une large mesure par leurs performances, les contraintes de crédits et, corrélativement, leurs (faibles) capacités de financement. La probabilité de bénéficier du préfinancement (score de propension) doit être estimée pour reproduire une expérience naturelle. Nous construisons un groupe traité (les entreprises préfinancées) et un groupe témoin (les entreprises non préfinancées) en se basant sur leurs performances et sur leurs capacités de financement avant traitement (hypothèse d'indépendance conditionnelle). Dans la littérature sont utilisées des variables de performance productive (Foster, Haltiwanger et Syverson, 2008 ; Blanchard, Huiban et Mathieu, 2014) et financière (Altman et Sabato, 2007; Gupta, Gregoriou et Healy, 2015). De même, plusieurs variables de capacités de financement sont utilisées (levier financier, liquidité, financement, activité, solvabilité) (Lin, Ansell et Andreeva, 2012), auxquelles il convient d'ajouter des variables de contrôle comme la taille et l'appartenance sectorielle. Le tableau 3 liste, par catégories, toutes les variables retenues ainsi que la méthode de calcul utilisée pour leur construction.

Tableau 3
Liste des variables utilisées pour estimer le score de propension

Catégorie	Variables	Définition	Calcul
Performances			
Profitabilité	EBITDAAT	EBITDA / Actif total	EBITDA/AT
	EBITATPC	EBIT / Capitaux engagés	EBIT/(AT-PC)
	RNCP (ROE)	Résultat net / Capitaux propres	RN/CP
	RNCA	Résultat net / Chiffre d'affaires	RN/CA
	EBITRN	EBIT / Résultat net	EBIT / RN
	Taux de marge	Excédent brut d'exploitation/Valeur ajoutée	EBE/VA
	PAT	Valeur ajoutée / Effectif	VA/L
Croissance	CCE	$(\text{Capitaux engagés}_t / \text{Capitaux engagés}_{t-1}) - 1$	$[(\text{AT-PC})_t / (\text{AT-PC})_{t-1}] - 1$
	CVA	$(\text{Valeur ajoutée}_t / \text{Valeur ajoutée}_{t-1}) - 1$	$[(\text{VA})_t / (\text{VA})_{t-1}] - 1$
	CEBIT	$[(\text{EBIT})_t / \text{EBIT}_{t-1}] - 1$	$[(\text{EBIT})_t / \text{EBIT}_{t-1}] - 1$
Levier financier	DTATDT	Dettes totales / (Actif total - Dettes totales)	DT/(AT-DT)
	CEDT	Capitaux engagés / Dettes totales	(AT-PC)/DT
Capacités et contraintes financières			
Liquidité	EPAT	(Trésorerie + placement) / Actif total	TP/AT
	ACPC	Actif circulant / Passif circulant	AC/PC
	ACSAAPC	(Actif circ-stock-Av et acomptes)/Passif circulant	(AC-ST-AVA)/PC
	TPPC	(Trésorerie + Placement) / Passif circulant	TP / PC
Financement	CFAT	Charges financières / Actif total	CF/AT
	CFCA	Charges financières / Chiffre d'affaires	CF/CA
	EBITDACA	EBITDA / Charges d'intérêt	EBITDA/CI
	AIE	Autofinancement/Investissement d'exploitation	AUTOOF/INV
Activité	STCA	(Stock × 365) / Chiffre d'affaires	(ST × 365)/CA

	CCCA	(Créances clients × 365) / Chiffre d'affaires	(CC × 365)/CA
	DFCA	(Dettes fournisseurs × 365) / Chiffre d'affaires	(DF × 365)/CA
	FRAT	Fonds de roulement / Actif total	FR/AT
	FRCA	Fonds de roulement / Chiffre d'affaires	FR/CA
	CAAC	Chiffre d'affaires / Actifs corporels	CA/AC
Solvabilité	ACDCT	Actif circulant / Dette à court terme	AC/DCT
	IP	Nombre d'incidents de paiement	
Variables de contrôle			
	Taille (effectifs)	[0-10[, [10-20[, [20-50[, [50-100[, [100-250[, [250-500[, [500-1000[, [1000-2000[, [2000-5000[, [5000 et plus[
	Groupe	Appartenance à un groupe	
	SECT	Appartenance sectorielle (NAF 2digit. rév2)	

Le préfinancement semble atteindre sa cible. En effet, les résultats des estimations du modèle Probit indiquent que ce dispositif est plutôt destiné aux entreprises en difficulté financière (tableau 4). En effet, la probabilité d'être préfinancées est d'autant plus forte que les firmes rencontrent des problèmes de solvabilité. Ainsi, une augmentation du ratio de solvabilité (ACDCT) de 1 % en 2010 (2011) diminue la probabilité de bénéficier d'un préfinancement de 0,5 (0,9) point de pourcentage (pp) en 2013 (2014). De plus, celui-ci s'adresse à des entreprises qui connaissent des difficultés de liquidité. L'effet marginal est ici très sensible car une augmentation de 1 % du ratio de liquidité (EPAT) en 2010 induit une diminution de la probabilité d'un préfinancement de 13,6 pp en 2013. Au-delà, les entreprises préfinancées supportent des charges financières plus élevées puisqu'un accroissement de 1 % du ratio rapportant les charges financières à l'actif total (CFAT) en 2010 conduit à une augmentation de 2,6 pp de la probabilité de bénéficier d'un préfinancement en 2013. *A contrario*, l'impact du ratio de recouvrement des charges d'intérêt par les revenus opérationnels (EBITDACA) est positif, mais il est très faible sur la probabilité d'un préfinancement en 2013 et en 2014 (Altman et Sabato, 2007).

Comme attendu également, les entreprises qui ont recours au préfinancement sont celles qui sont les moins performantes, car moins rentables ou moins productives, même si les effets marginaux sont assez faibles à ce niveau. Ainsi, une augmentation du taux de marge de 1 % en 2010 diminue la probabilité d'être préfinancées de 0,02 pp en 2013, toutes choses égales par ailleurs. Pour ce qui concerne la productivité apparente du travail (PAT), l'effet négatif sur la probabilité d'un préfinancement est relativement faible. De plus, cet effet n'est significatif que pour l'année 2014, tandis que le taux de marge n'a un impact négatif qu'en 2013. L'indicateur d'activité rapportant le fonds de roulement net global à l'actif total de

l'entreprise (FRAT) baisse la probabilité de recourir au préfinancement du CICE. Une augmentation de ce ratio¹¹ de 1 % entraîne une baisse de la probabilité d'un préfinancement de près de 0,2 pp en 2013 et de 0,9 pp en 2014.

Le ratio de levier financier (DTATDT) mesure la capacité des entreprises à rembourser leurs dettes. La dette est d'autant plus insoutenable que ce ratio est élevé. Comme attendu, une augmentation de ce ratio a un impact positif mais très faible sur la probabilité des entreprises d'être préfinancées en 2013 et en 2014. Concernant l'indicateur de croissance de l'entreprise (CCE), ce ratio impacte positivement mais faiblement cette probabilité. Un accroissement de ce ratio de 1 % augmente la probabilité de recourir au préfinancement du CICE de 0.01 pp en 2013. Enfin, le rapport capitaux engagés sur dettes totales (CEDT) baisse la probabilité de bénéficier d'un préfinancement en 2014¹².

Pour ce qui concerne les variables de contrôle, la taille semble avoir un effet en U inversé sur la probabilité d'obtenir un préfinancement. En effet, les PME et les ETI semblent davantage profiter du dispositif que les TPE et les grandes entreprises. De plus, celles appartenant à un groupe ont une probabilité plus faible de recourir au préfinancement. Au final, avec une valeur de près de 80 % associée à la courbe ROC, on peut considérer que les modèles Probit estimés (un par année) ont une bonne qualité prédictive.

Les résultats obtenus indiquent que le dispositif du préfinancement n'est pas alloué au hasard mais repose sur une (auto-)sélection des entreprises qui l'utilisent. Tenir compte de cette sélection est essentiel pour proposer une mesure non biaisée de l'effet du préfinancement sur le taux de défaillance des entreprises.

Le graphique 3 montre qu'après appariement, les distributions des scores de propension estimés sont très similaires entre entreprises préfinancées (groupe traité) et non préfinancées (groupe de contrôle). L'appariement réalisé a permis de transformer des données d'observation (non expérimentales) en données issues d'une expérimentation contrôlée (expérience naturelle) qui garantit le caractère aléatoire de l'affectation au traitement, conditionnellement à des caractéristiques observables (Rosenbaum et Rubin, 1983).

Toutefois, pour bien vérifier que le modèle Probit expliquant le recours au préfinancement est bien spécifié, nous implémentons un test qui analyse les différences standardisées (Rosenbaum et Rubin, 1985). Il s'agit ici simplement d'opérer un test d'égalité de deux moyennes : pour chaque variable explicative, nous comparons les moyennes pour des entreprises traitées et des entreprises non traitées avant et après appariement. Pour ce faire, un test d'égalité des moyennes des différentes variables caractérisant les entreprises

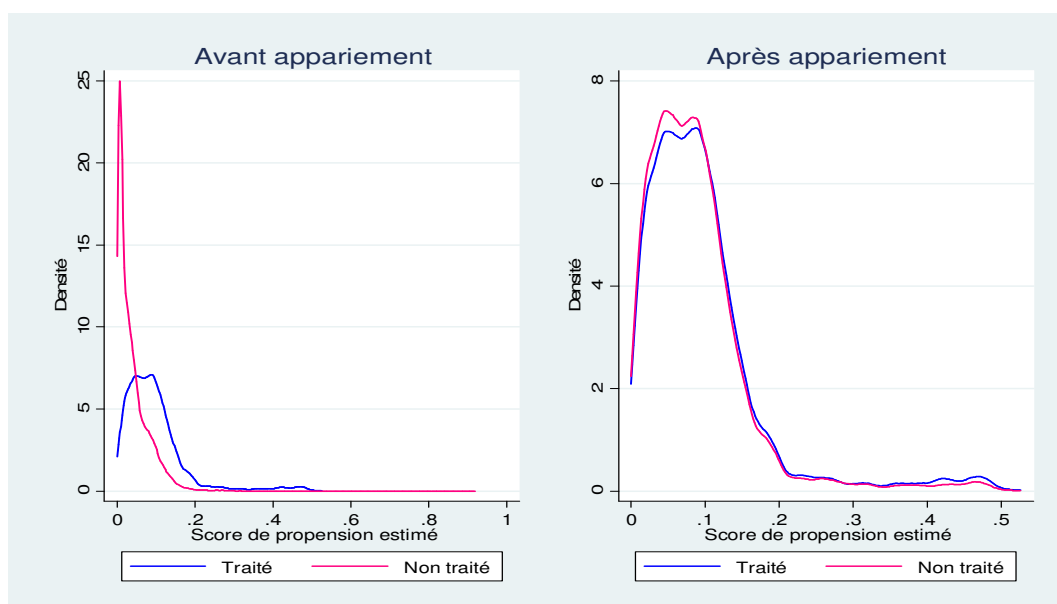
¹¹ Ce ratio mesure l'ensemble des ressources mises à la disposition de l'entreprise pour financer son activité.

¹² Le ratio CEDT fournit une indication sur la structure de l'endettement de l'entreprise. Si ce ratio est élevé, on peut conclure que l'entreprise dépend des investisseurs et a, par conséquent, une faible probabilité de recourir au préfinancement du CICE. Dans le cas contraire, la dépendance est plutôt vis-à-vis des prêteurs (banques).

traitées et non traitées est effectué après et avant appariement. La différence des moyennes normalisées par la racine carrée des variances des entreprises traitées et non traitées est aussi calculée (Rosenbaum et Rubin, 1985). Cette dernière différence mesure la réduction du biais en pourcentages due à l'appariement.

Les tableaux A1 et A2 en annexe indiquent pour les années 2013 et 2014 de très fortes réductions de ce biais (même si après appariement les écarts de moyenne peuvent continuer à être significativement différents de zéro pour certaines variables¹³). On peut donc en conclure que les caractéristiques observables utilisées permettent d'envisager une expérience naturelle et de vérifier l'hypothèse d'indépendance conditionnelle.

Graphique 3 - Score de propension avant et après appariement (2013)



¹³ On peut noter que ce test d'égalité des moyennes repose sur l'hypothèse, assez forte, de normalité des distributions et que ses résultats dépendent de la taille des échantillons utilisés. Les conclusions à tirer de ce test doivent être utilisées avec précaution (Austin, 2009).

Tableau 4 - Les déterminants du recours au préfinancement du CICE

Catégorie	VARIABLES	2013		2014	
		Estimation	Effets marginaux	Estimation	Effets marginaux
Profitabilité	MARGE _{t-3}	-0.00217** (0.00108)	-0.000173** (8.62e-05)	NS	NS
	PAT _{t-3}	NS	NS	-1.40e-05*** (3.23e-06)	-1.15e-06*** (2.64e-07)
Croissance	CCE _{t-3}	0.00187* (0.00106)	0.000149* (8.41e-05)	--	--
Lever financier	DTATDT _{t-3}	0.000239** (9.65e-05)	1.90e-05** (7.68e-06)	0.000232*** (7.32e-05)	1.90e-05*** (6.00e-06)
	CEDT _{t-3}	--	--	-0.0828*** (0.0134)	-0.00678*** (0.00109)
Liquidité	EPAT _{t-3}	-1.708*** (0.0695)	-0.136*** (0.00561)	-1.896*** (0.0699)	-0.155*** (0.00581)
Financement	CFAT _{t-3}	0.325*** (0.123)	0.0259*** (0.00981)	0.342*** (0.130)	0.0280*** (0.0107)
	EBITDACA _{t-3}	6.71e-05*** (2.36e-05)	5.34e-06*** (1.87e-06)	7.87e-05*** (1.72e-05)	6.44e-06*** (1.41e-06)
Activité	FRAT _{t-3}	-0.229*** (0.0335)	-0.0182*** (0.00267)	-0.117*** (0.0269)	-0.00960*** (0.00221)
Solvabilité	ACDCT _{t-3}	-0.0584** (0.0237)	-0.00465** (0.00188)	-0.109*** (0.0217)	-0.00891*** (0.00178)
	IP _{t-3}	0.00116** (0.000522)	9.24e-05** (4.15e-05)	0.00115** (0.000537)	9.38e-05** (4.39e-05)
Contrôle	[0-10] _{t-3}	Réf	Réf	Réf	Réf
	[10-20] _{t-3}	0.386*** (0.0205)	0.0307*** (0.00165)	0.411*** (0.0202)	0.0337*** (0.00167)
	[20-50] _{t-3}	0.647*** (0.0207)	0.0515*** (0.00169)	0.622*** (0.0207)	0.0509*** (0.00173)
	[50-100] _{t-3}	0.689*** (0.0274)	0.0548*** (0.00222)	0.639*** (0.0276)	0.0523*** (0.00229)
	[100-250] _{t-3}	0.655*** (0.0306)	0.0521*** (0.00246)	0.622*** (0.0305)	0.0509*** (0.00251)

[250-500] _{t-3}	0.475*** (0.0497)	0.0378*** (0.00397)	0.472*** (0.0487)	0.0386*** (0.00399)
[500-1000] _{t-3}	0.439*** (0.0726)	0.0349*** (0.00579)	0.444*** (0.0708)	0.0364*** (0.00580)
[1000-2000] _{t-3}	0.462*** (0.105)	0.0367*** (0.00832)	0.452*** (0.107)	0.0370*** (0.00877)
[2000-5000] _{t-3}	NS	NS	NS	NS
[5000 et plus] _{t-3}	NS	NS	NS	NS
Group _{t-3}	-0.100*** (0.0148)	-0.00799*** (0.00118)	-0.149*** (0.0148)	-0.0122*** (0.00121)
Indicatrice secteur	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	-2.197*** (0.0795)		-2.018*** (0.0799)	
# Observations	151,184	151,184	150,035	150,035
Pseudo R ²	0.125		0.142	
chi2	4803		5238	
Likelihood	-22987		-23351	
ROC	0.780		0.795	

Écarts-types robustes entre parenthèses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

NS = Non significatif

4.2. L'effet du préfinancement du CICE sur la défaillance des entreprises

L'estimation de l'effet moyen du préfinancement sur la défaillance des entreprises ayant bénéficié de la mesure indique une baisse du taux de défaillance de – 0,89 pp en 2013 (tableau 5). L'effet est notable puisqu'il représente une baisse de près d'un tiers du taux de défaillance (2,71 %) par rapport à ce qu'il aurait été sans traitement. Toutefois, l'effet de la mesure semble s'atténuer en 2014 pour les entreprises primo-accédantes au préfinancement puisque la baisse du taux de défaillance du fait du préfinancement est à présent de – 0,36 pp, soit une baisse de 14 % du taux de défaillance au regard d'entreprises similaires n'en ayant pas bénéficié.

Comme on pouvait s'en douter, le traitement n'est pas alloué de façon aléatoire. Ainsi, en l'absence d'appariement pour estimer le taux de défaillance des entreprises traitées si elles n'avaient pas bénéficié du traitement, il apparaît que le préfinancement est sans effet : les firmes traitées et non traitées ont un taux de défaillance très proche en 2013 et les firmes non traitées ont un moindre taux de défaillance en 2014.

La méthode du Kernel retenue pour l'appariement accroît la précision de l'estimation de l'effet du traitement car un grand nombre d'observations est utilisé pour construire le

contrefactuel. Toutefois, cette méthode présente l'inconvénient que les firmes du contrefactuel ressemblent assez peu aux entreprises traitées.

Pour tester la robustesse des résultats déjà obtenus, nous construisons un contrefactuel à partir de la méthode du plus proche voisin et de celle du Caliper¹⁴. Les estimations confirment qu'en 2013 et 2014, le préfinancement accordé a bien permis une diminution du taux de défaillance pour les entreprises qui ont bénéficié de la mesure. De plus, elles corroborent le fait que cet effet a été plus marqué la première année comparativement à la seconde.

La différence la plus notable est que ces deux méthodes produisent des effets du préfinancement sur le taux de défaillance plus sensibles, avec une précision des estimations améliorée notamment en 2014.

Si l'on retient la méthode du Caliper, cet effet s'élève à $-1,24$ ($-0,76$) pp en 2013 (2014) sur le taux de défaillance des entreprises préfinancées. Cela représente une baisse de près de 40 % (35 %) du taux de défaillance en 2013 (2014) au regard d'entreprises similaires aux firmes traitées mais n'ayant pas reçu de préfinancement. Cet effet plus sensible du préfinancement se traduit par un nombre d'entreprises sauvées plus élevé.

En multipliant le nombre total d'entreprises préfinancées à notre disposition avant traitement des bases des données, soit 10 112 entreprises en 2013 et 10 555 entreprises en 2014, par l'effet moyen du traitement sur les entreprises préfinancées, il est possible d'estimer le nombre d'entreprises préservées de la défaillance. Il s'élève à 90 (38) entreprises qui n'ont pas connu de défaillance en 2013 (2014) lorsque l'appariement est fondé sur la méthode du Kernel, 120 (77) avec la méthode du plus proche voisin et 125 (80) avec la méthode du Caliper.

¹⁴ Pour une présentation de ces méthodes alternatives, voir Caliendo et Kopeinig (2008).

Tableau 5 - Effet estimé du préfinancement du CICE sur la défaillance des Entreprises

Estimateur à noyau (Kernel)					
Variable	Total	Traités (%)	Contrefactuel (%)	Différence en pp (Écart-type)	
2013	Défaillance	Avant appariement	1,818	1,756	0,062 (0,00168839)
		Après appariement	1,818	2,708	-0,890*** (0, 00165)
	# entreprises	151 184	6 326	144 858	
2014	Défaillance	Avant appariement	2,226	1,624	0,602*** (0,00159856)
		Après appariement	2,226	2,586	-0,360** (0, 0018)
	# entreprises	150 035	6 648	143 387	
Les cinq plus proches voisins se trouvant dans un rayon inférieur à 0,0001 (Nearest Neighbors)					
Variable	Total	Traités (%)	Contrefactuel (%)	Différence en pp (Écart-type)	
2013	Défaillance	Avant appariement	1,818	1,756	0,062 (0,00168839)
		Après appariement	1,867	3,055	-1,188*** (0, 0021122)
	# entreprises	150 964	6 106	144 858	
2014	Défaillance	Avant appariement	2,226	1,624	0,602*** (0,00159856)
		Après appariement	2,271	3,004	-0,733*** (0,00221958)
	# entreprises	149 772	6 385	143 387	
Toutes les entreprises se trouvant dans un rayon inférieur à 0,0001 (Caliper)					
Variable	Total	Traités (%)	Contrefactuel (%)	Différence en pp (Écart-type)	
2013	Défaillance	Avant appariement	1,818	1,756	0,062 (0,00168839)
		Après appariement	1,867	3,106	-1,239*** (0,00184937)
	# entreprises	150 964	6 106	144 858	
2014	Défaillance	Avant appariement	2,226	1,624	0,602*** (0,00159856)
		Après appariement	2,271	3,031	-0,760*** (0,00197622)
	# entreprises	149 772	6 385	143 387	

Les écarts-type de l'estimateur à noyau (Kernel) sont estimés par la méthode du bootstrap avec 100 répliquions. Le nombre d'entreprises préfinancées avant traitement des bases de données s'élève à 10 112 entreprises en 2013 et à 10 555 entreprises en 2014.

4.3. Tests de robustesse complémentaires

Pour calculer le score de propension (SP), nous avons utilisé des variables (caractéristiques des entreprises bénéficiaires ou non du préfinancement) retardées de trois années. L'objectif était de prendre en compte le fait qu'un grand nombre d'entreprises en difficulté arrêtent de publier leur bilan plusieurs années avant leur défaillance. En fixant un retard à trois ans, nous avons réussi à maintenir près de 85 % des entreprises défaillantes dans l'échantillon.

Pour tester la robustesse des résultats obtenus, des estimations ont été effectuées en considérant systématiquement un retard de deux années (plutôt que trois années) pour les variables expliquant la probabilité de bénéficier du préfinancement. Les résultats sont présentés dans le tableau A3 en annexe. Ils indiquent des effets estimés très proches de ceux déjà obtenus. L'écart de taux de défaillance le plus important entre les entreprises traitées et les entreprises non traitées est ici de 0,94 point de pourcentage. Il concerne l'année 2013 avec la méthode des cinq plus proches voisins. Dans les autres cas, les écarts constatés ne dépassent pas les 0,034 point de pourcentage.

Conclusion

Dans cette étude nous évaluons l'effet du recours au préfinancement du CICE sur la défaillance des entreprises durant la période 2013-2014. Les entreprises bénéficiaires du préfinancement n'ont pas été sélectionnées de manière aléatoire. De plus, les performances et la situation financière des entreprises peuvent non seulement influencer 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 l'effet du préfinancement sur le taux de défaillance des entreprises. Pour ce faire, 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 profitabilité, etc.).

Nos résultats montrent que l'accès au préfinancement du CICE n'est pas un processus aléatoire. Une fois ce biais de sélection pris en compte, nos estimations mettent en évidence que le recours au préfinancement diminue le taux de défaillance des entreprises bénéficiaires. Il apparaît également que l'effet du préfinancement sur le taux de défaillance est plus important en 2013 qu'en 2014. Ce résultat plaide en faveur d'une fragilité plus marquée en 2013 des entreprises préfinancées.

Des tests de robustesse ont été mis en place. L'effet positif du préfinancement du CICE sur le taux de défaillance des entreprises traitées est robuste aux différentes méthodes d'appariement en 2013 et en 2014. Cependant, l'intensité de l'effet dépend de la méthode d'estimation retenue. L'estimateur à noyau (Kernel) donne l'effet le moins important alors que celui du Caliper donne l'effet le plus important, indépendamment de l'année (2013 ou 2014).

Ces conclusions restent fortement dépendantes du seuil de 750 000 euros de chiffre d'affaires pour les entreprises présentes dans FIBEN. Pour produire une estimation qui tienne davantage compte d'entreprises de plus petite taille, il conviendrait d'utiliser des données plus représentatives du tissu productif en France. De plus, il conviendrait de pouvoir évaluer l'emploi sauvegardé au travers de l'effet du préfinancement sur les défaillances.

Annexes

Tableau A1
Test de différences standardisées (2013)

Variable	Unmatched Matched	Moyenne		% biais	% réduction du biais	t-test	
		Traitée	Contrôle			t	p>t
[10 20[U	0,248	0,289	-9,4	85,9	-7,13	0,000
	M	0,248	0,254	-1,3		-0,76	0,450
[20 50[U	0,374	0,237	30,1	73,1	24,90	0,000
	M	0,374	0,338	8,1		4,32	0,000
[50 100[U	0,120	0,061	20,7	76,7	18,83	0,000
	M	0,120	0,106	4,8		2,45	0,014
[100 250[U	0,093	0,043	19,9	79,5	18,65	0,000
	M	0,093	0,082	4,1		2,03	0,042
[250 500[U	0,020	0,014	4,6	70,3	3,94	0,000
	M	0,020	0,018	1,4		0,73	0,465
[500 1000[U	0,008	0,006	2,2	83,7	1,85	0,064
	M	0,008	0,008	0,4		0,19	0,846
[1000 2000[U	0,003	0,002	1,8	86,9	1,51	0,130
	M	0,003	0,003	0,2		0,12	0,901
L3_ACDCT	U	0,892	1,258	-33,0	71,9	-20,76	0,000
	M	0,892	0,995	-9,3		-6,94	0,000
L3_DTATDT	U	5,04	1,776	1,0	63,7	0,54	0,588
	M	5,04	3,853	0,3		0,34	0,735
L3_EPAT	U	0,084	0,172	-58,8	72,7	-38,75	0,000
	M	0,084	0,108	-16,1		-10,79	0,000
L3_CFAT	U	0,016	0,012	12,2	78,3	8,84	0,000
	M	0,016	0,015	2,6		1,06	0,288
L3_EBITDACA	U	-52,722	-112,59	4,0	62,8	2,28	0,023
	M	-52,722	-74,995	1,5		1,37	0,170
L3_MARGE	U	0,045	0,174	-4,8	90,2	-2,88	0,004
	M	0,045	0,032	0,5		0,15	0,882
L3_FRAT	U	0,179	0,288	-42,5	76,7	-31,28	0,000
	M	0,179	0,204	-9,9		-5,04	0,000
L3_CCE	U	0,255	0,111	2,6	27,4	2,69	0,007
	M	0,255	0,150	1,9		1,05	0,294
L3_NB_IP	U	1,673	1,327	4,2	21,6	3,05	0,002
	M	1,673	1,402	3,3		1,97	0,049
group	U	0,589	0,524	13,1	88,2	10,15	0,000
	M	0,589	0,582	1,5		0,88	0,381

Tableau A2
Test de différences standardisées (2014)

Variable	Unmatched Matched	Moyenne		% biais	% réduction du biais	t-test	
		Traitée	Contrôle			t	p>t
[10 20[U	0,263	0,287	-5,4	100,0	-4,22	0,000
	M	0,263	0,263	0,0		0,00	0,999
[20 50[U	0,361	0,234	27,9	75,9	23,61	0,000
	M	0,361	0,330	6,7		3,69	0,000
[50 100[U	0,109	0,059	17,9	81,6	16,41	0,000
	M	0,109	0,100	3,3		1,71	0,086
[100 250[U	0,092	0,043	19,3	82,1	18,49	0,000
	M	0,092	0,083	3,5		1,76	0,078
[250 500[U	0,021	0,014	5,7	71,7	5,03	0,000
	M	0,021	0,019	1,6		0,87	0,386
[500 1000[U	0,008	0,006	2,4	94,7	2,06	0,039
	M	0,008	0,008	0,1		0,07	0,944
[1000 2000[U	0,003	0,002	1,7	61,7	1,46	0,144
	M	0,003	0,004	-0,7		-0,34	0,731
L3_ACDCT	U	0,840	1,249	-37,6	75,0	-23,04	0,000
	M	0,840	0,943	-9,4		-7,88	0,000
L3_DTATDT	U	5,129	2,492	4,2	85,9	2,93	0,003
	M	5,127	4,757	0,6		0,28	0,781
L3_EPAT	U	0,079	0,172	-63,3	75,7	-42,10	0,000
	M	0,079	0,101	-15,4		-10,88	0,000
L3_CFAT	U	0,017	0,0121	14,3	88,4	10,92	0,000
	M	0,017	0,0164	1,7		0,52	0,602
L3_EBITDACA	U	-47,305	-113,79	4,4	63,9	2,57	0,010
	M	-47,305	-71,295	1,6		1,65	0,099
L3_CEDT	U	1,017	1,493	-13,0	70,6	-7,67	0,000
	M	1,017	1,157	-3,8		-3,74	0,000
L3_FRAT	U	0,168	0,283	-44,7	81,3	-32,44	0,000
	M	0,168	0,189	-8,4		-4,30	0,000
L3_NB_IP	U	1,621	1,298	3,5	44,7	2,98	0,003
	M	1,621	1,442	1,9		0,81	0,416
L3_PAT	U	60,68	89,849	-3,1	61,3	-1,77	0,077
	M	60,68	71,974	-1,2		-0,63	0,531
group	U	0,591	0,540	10,5	92,5	8,28	0,000
	M	0,591	0,588	0,8		0,45	0,649

**Tableau A3 - Effet estimé du préfinancement du CICE
sur la défaillance des entreprises**

(deux années de décalage entre la défaillance et la date du dernier bilan renseigné)

Estimateur à noyau (Kernel)					
Variable	Total	Traités (%)	Contrefactuel (%)	Différence en pp (Écart-type)	
2013	Défaillance	Avant appariement	1,867	1,634	0,233 (0, 001588134)
		Après appariement	1,867	2,778	-0,910*** (0, 0020386)
	# entreprises	160 300	6 692	153 608	
2014	Défaillance	Avant appariement	2,226	1,624	0,602*** (0,0015985)
		Après appariement	2,226	2,586	-0,359* (0, 0018415)
	# entreprises	150 035	6 648	143 387	
Les cinq plus proches voisins se trouvant dans un rayon inférieur à 0,0001 (Nearest Neighbors)					
Variable	Total	Traités (%)	Contrefactuel (%)	Différence en pp (Écart-type)	
2013	Défaillance	Avant appariement	1,867	1,634	0,233 (0,001588134)
		Après appariement	1,916	3,199	-1,282*** (0, 00207973)
	# entreprises	160 077	6 469	153 608	
2014	Défaillance	Avant appariement	2,226	1,624	0,602*** (0,00159856)
		Après appariement	2,271	3,004	-0,733*** (0,00221958)
	# entreprises	149 772	6 385	143 387	
Toutes les entreprises se trouvant dans un rayon inférieur à 0,0001 (Caliper)					
Variable	Total	Traités (%)	Contrefactuel (%)	Différence en pp (Écart-type)	
2013	Défaillance	Avant appariement	1,867	1,634	0,233 (0,001588134)
		Après appariement	1,916	3,190	-1,273*** (0,001808668)
	# entreprises	160 077	6 469	153 608	
2014	Défaillance	Avant appariement	2,226	1,624	0,602*** (0,00159856)
		Après appariement	2,271	3,031	-0,760*** (0,00197622)
	# entreprises	149 772	6 385	143 387	

Les écarts-type de l'estimateur à noyau (Kernel) sont estimés par la méthode du *bootstrap* avec 100 réplifications.

Bibliographie

Aghion Philippe, Bloom Nick, Blundell Richard, Griffith Rachel et Howitt Peter (2005), "Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship", *Quarterly Journal of Economics* 120 (2): 701–28.

Altman Edward I. et Sabato Gabriele (2007), "Modelling Credit Risk for SMEs: Evidence from the U.S. Market", *Abacus* 43 (3): 332–57.

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.

Blanchard Pierre, Huiban Jean-Pierre et Mathieu Claude (2014), "The Shadow of Death Model Revisited with an Application to French Firms", *Applied Economics* 46 (16): 1883–93.

Cabannes Pierre-Yves et Fougere Denis (2012), "Une évaluation de l'effet de l'ACCRES sur la durée de vie des entreprises", contribution à la chaire "Sécurisation des parcours professionnels".

Calavrezo Oana, Duhautois Richard et Walkowiak Emmanuelle (2010), "Chômage partiel et disparition des établissements : une analyse à partir de données françaises", WP n° 132, Centre d'études de l'emploi, novembre.

Caliendo Marco et Kopeinig Sabine (2008), "Some practical guidance for the implementation of propensity score matching", *Journal of Economic Surveys* 22 (1): 31–72.

Crepon Bruno et Duguet Emmanuel (2004), "Bank Loans, Start-up Subsidies and the Survival of the New Firms: An Econometric Analysis at the Entrepreneur Level", Labor and Demography. EconWPA.

Disney Richard, Haskel Jonathan et Heden Ylva (2003), "Entry, Exit and Establishment Survival in UK Manufacturing", *The Journal of Industrial Economics* 51 (1): 91–112.

Doms Mark, Dunne Timothy et Roberts Mark J. (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, Redor Dominique et Desiège Lionel (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.

Farinas, Jose C., and Lourdes Moreno. 2000. "Firms' Growth, Size and Age: A Nonparametric Approach." *Review of Industrial Organization* 17 (3): 249–65.

Farinas Jose C. et Ruano Sonia (2005), "Firm Productivity, Heterogeneity, Sunk Costs and Market Selection", *International Journal of Industrial Organization* 23 (7/8): 505–34.

- Fort Teresa C., Haltiwanger John, Jarmin Ron S. et Miranda Javier (2013), "How Firms Respond to Business Cycles: The Role of Firm Age and Firm Size", *IMF Economic Review* 61 (3): 520–59.
- Foster Lucia, Haltiwanger John et Syverson Chad (2008), "Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?", *American Economic Review* 98 (1): 394–425.
- Fougère Denis, Golfier Cecile, Horny Guillaume et Kremp Elisabeth (2013), "Quel a été l'impact de la crise de 2008 sur la défaillance des entreprises?", *Économie et Statistique*, no. 462–463: 69–97.
- Gertler Mark et Gilchrist Simon (1994), "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms", *Quarterly Journal of Economics* 109 (2): 309–40.
- Greene Francis J. et Storey David J. (2010), "Entrepreneurship and Small Business Policy," in *The Oxford Handbook of Business and Government*, Coen D., Grant W. et Graham W. (eds), Oxford University Press.
- Gupta Jairaj, Gregoriou Andros et Healy Jerome (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, Linde Jesper et Roszbach Kasper (2013), "Firm Default and Aggregate Fluctuations", *Journal of the European Economic Association* 11 (4): 945–72.
- Kremp Elisabeth et Sevestre Patrick (2013), "Did the Crisis Induce Credit Rationing for French SMEs?", *Journal of Banking and Finance* 37 (10): 3757–72.
- Kudlyak Marianna et Sanchez Juan M. (2016), "Revisiting Gertler-Gilchrist Evidence on the Behavior of Small and Large Firms", WP n° 2016-005B; Federal Reserve Bank of St Louis.
- Lin S.-M., Ansell, J. et Andreeva G. (2012), "Predicting Default of a Small Business Using Different Definitions of Financial Distress", *Journal of the Operational Research Society* 63 (4): 539–48.
- Lucas Jr. et 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. et Ottaviano Giancarlo I. P. (2008), "Market Size, Trade, and Productivity", *Review of Economic Studies* 75 (1): 295–316.

Pellegrini Guido et Muccigrosso Teo (2016), "Do Subsidized New Firms Survive Longer? Evidence from a Counterfactual Approach", *Regional Studies* 0 (0): 1–11.

Rosenbaum Paul R. et 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. et Donald B. Rubin (1985), "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods 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", *Journal of Educational Psychology*, 66(5): 688-701.

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.
