
DOCUMENT

DE TRAVAIL

N° 463

QUEL A ÉTÉ L'IMPACT DE LA CRISE DE 2008 SUR LA
DÉFAILLANCE DES ENTREPRISES ?

Denis Fougère, Cécile Golfier, Guillaume Horny et Elisabeth Kremp

Novembre 2013



DIRECTION GÉNÉRALE DES ÉTUDES ET DES RELATIONS INTERNATIONALES

QUEL A ÉTÉ L'IMPACT DE LA CRISE DE 2008 SUR LA
DÉFAILLANCE DES ENTREPRISES ?

Denis Fougère, Cécile Golfier, Guillaume Horny et Elisabeth Kremp

Novembre 2013

Les Documents de travail reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-france.fr ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website “www.banque-france.fr”.

Quel a été l'impact de la crise de 2008 sur la défaillance des entreprises ?

Denis Fougère^{*}, Cécile Golfier^{}, Guillaume Horny^{***} et Elisabeth Kremp^{****}**

^{*} CNRS, Crest, LIEPP/Sciences Po et Banque de France (Paris), CEPR (Londres), IZA (Bonn). Adresse mél : fougere@ensae.fr

^{**} Banque de France. Adresse mél : cecile.golfier@banque-france.fr

^{***} Banque de France. Adresse mél : guillaume.horny@banque-france.fr

^{****} Banque de France et NBER (Cambridge, États-Unis). Adresse mél : elisabeth.kremp@banque-france.fr

Les auteurs tiennent à remercier, pour leurs remarques et suggestions les participants à différents séminaires et conférences, ainsi que Didier Blanchet, Frédéric Boissay, Gilbert Cette, Hervé Le Bihan, Claire Lelarge, Yves Nachbaur, Claude Piot, David Scharfstein, Patrick Sevestre et Christine Zulehner qui ont commenté des versions antérieures de cette étude. Nous restons toutefois entièrement responsables des insuffisances et erreurs qui pourraient subsister dans cet article.

Abstract

The acceleration of the firm failure rate in France between 2008 and 2010 was preceded by a surge in the number of firms' creations in 2003-2004.

Therefore, identifying the impact of the 2008 crisis requires to distinguish, among the failures occurring over the period, those resulting from the crisis from those mechanically stemming from firm demography, as we know that many firms disappear during their first years of existence.

Our study was conducted using the universe of firms created between January 1, 2000 and December 31, 2007. This sample is extracted from the database managed by the Companies Direction at *Banque de France*. The lack of complete information on firms created before 2000 led us to restrict the sample to newly created firms, but the period under study is long enough to encompass the increase in the number of firm creation in 2003-2004. The originality of this study lies both in the sample size and in the richness of the data used.

Our statistical analysis focuses on the period between the date of the firm creation and of its first failure. The impact of the crisis is estimated using a flexible duration model, stratified according to the date of creation. The model takes into account the effects of the company age at the failure date, its industry, its size and the sequence of dates associated with its payment incidents on trade bills.

We examine more specifically the failure rates in four industries: retail trade, transport, manufacturing and construction. The proportion of failures due to the crisis varies greatly across these four sectors. On average, the impact of the 2008 crisis has been of 27% in retail trade, 35% in transports, 43 % in manufacturing and 46 % in construction. Younger firms, namely those created in 2006 and 2007, were the most affected by the crisis.

JEL Classification : G33, C41, D22.

Keywords: firms' bankruptcy, economic crisis, survival, duration model.

Résumé

L'accélération des défaillances des entreprises résidant en France en 2008-2010 a été précédée par une augmentation des créations d'entreprises en 2003-2004.

Par conséquent, identifier l'impact de la crise économique et financière de 2008 oblige à dissocier, parmi les défaillances de 2008-2010, celles qui résultent de la crise et celles qui découlent mécaniquement de la démographie des entreprises, puisqu'on sait que beaucoup d'entre elles meurent durant leurs premières années d'existence.

Cette étude est conduite à l'aide d'un échantillon d'entreprises créées entre le 1er janvier 2000 et le 31 décembre 2007, extrait de la base de données de la Direction des entreprises de la Banque de France. L'absence de données sur les entreprises créées avant 2000 conduit à se limiter à des entreprises encore jeunes, mais la période couverte est assez longue pour encadrer la période 2003-2004 d'accélération des créations d'entreprises. L'originalité de cette étude provient de la taille de l'échantillon et de la richesse des données utilisées.

L'analyse statistique porte sur la durée séparant la date de création de l'entreprise de la date de sa première défaillance. L'impact de la crise est estimé à l'aide d'un modèle de durée flexible, stratifié en fonction de la date de création de l'entreprise. Ce modèle tient compte des effets de l'âge de l'entreprise, de son secteur d'activité, de sa taille ou encore de la chronique de ses incidents de paiement sur effets de commerce.

Nous examinons plus particulièrement les taux de défaillance dans quatre secteurs d'activité : le commerce de détail, les transports, l'industrie et la construction. La proportion des défaillances imputables à la crise varie fortement d'un secteur à l'autre. Toutes cohortes confondues, elle aurait été de 27 % dans le commerce de détail, 35 % dans les transports, 43 % dans l'industrie et 46 % dans la construction. Les entreprises les plus jeunes, celles créées en 2006 et 2007, ont été les plus fragilisées par la crise.

Classification JEL : G33, C41, D22.

Mots Clés : procédure de défaillance, crise économique, survie, modèle de durée.

En France, les défaillances d'entreprises ont atteint un pic de 63 500 sur douze mois en novembre 2009, proche du maximum de 64 000 en octobre 1993 (cf. graphique I)¹. L'objet de cette étude est de quantifier l'impact de la récente crise économique sur le taux de défaillance. Comme le fait remarquer en préambule un rapport récent publié par Oséo (Oséo, 2011, p. 11), « beaucoup reste à faire pour comprendre les mécanismes de la défaillance des entreprises ». La très vaste littérature académique consacrée à ce thème s'est en effet tout d'abord attachée à définir le concept de défaillance, tant d'un point de vue économique que légal². Elle a également eu pour objet d'identifier les causes financières et économiques de la défaillance, afin d'anticiper le risque de sa survenue. En ce domaine, les travaux sont très nombreux, les plus anciens utilisant des modèles statistiques de type logistique³, d'autres, plus récents, utilisant même les réseaux neuronaux⁴ pour prédire la défaillance. Les facteurs les plus souvent cités sont l'âge de l'entreprise (Agarwal, 1997 ; Mahmood, 2000, Agarwal et Audretsch, 2001), sa taille mesurée par son effectif (Altman, 1968 ; Altman et alii, 1977 ; Dunne et alii, 1989 ; Audretsch, 1991), le degré de concurrence et l'intensité des innovations dans son secteur d'activité (Audretsch, 1991 ; Audretsch et Mahmood, 1995), et enfin des variables caractérisant sa santé financière (Altman, 1968, 1989, 1993)⁵.

Ceci dit, peu d'études économétriques ont à ce jour examiné les effets du cycle macroéconomique sur les défaillances d'entreprise, à l'exception récente de celles de Carling et alii (2007), Jacobson et alii (2008) et Koopman et alii (2012). Pourtant, l'examen des effets des crises économiques, et particulièrement celle de 2008, présente un intérêt tout particulier. En effet, les crises sont des moments où certes les entreprises les moins rentables, les moins adaptées au marché, continuent de disparaître, souvent à un rythme plus rapide qu'en période de stabilité économique (c'est là l'effet de *clearing* des crises), mais elles sont également source de problèmes spécifiques pour des entreprises qui auraient pu poursuivre leur activité dans un contexte économique plus favorable. Les crises amplifient les difficultés pour ces entreprises, souvent jeunes et de petite taille, mais potentiellement profitables à moyen terme. Comme cela a été noté maintes fois, elles participent à la création d'emplois (Fabre et Kerjose, 2007 ; Neumark et alii, 2011) et sont souvent porteuses d'innovations (Coad et Rao, 2008 ; Aghion et alii, 2009). La question est alors de connaître l'importance du nombre des entreprises qui ont disparu à cause de la crise de 2008 mais qui auraient pu survivre si cette crise n'était pas survenue. C'est là l'objet principal de notre étude.

Le suivi de la mortalité des entreprises nécessite de prendre en compte l'évolution des créations d'entreprises. Or la période d'avant-crise, c'est-à-dire avant l'accélération des défaillances en 2008-2009, se caractérise par une accélération des créations en 2003-2004. Par conséquent, identifier l'impact de la crise économique et financière de 2008 impose de dissocier, parmi les défaillances de 2008-2010, celles qui résultent de la crise et celles qui découlent mécaniquement de la démographie des entreprises, puisqu'on sait que beaucoup meurent durant leurs premières années d'existence.

L'originalité de cette étude tient à la fois à son sujet, jusqu'alors peu traité dans la littérature académique, à la très grande taille de l'échantillon statistique utilisé et à la diversité des données mobilisées, élaborées à la Direction des entreprises de la Banque de France. Le champ de l'étude inclut les entreprises créées entre le 1^{er} janvier 2000 et le 31 décembre 2007, observées jusqu'en décembre 2010.

¹ Toutefois, comme l'a fait remarquer Dolignon (2011), « grâce aux mesures de relance et de soutien à la trésorerie des entreprises, la progression des défaillances observée en 2009 a été moins marquée que ce que la sévérité de la crise économique pouvait laisser escompter ».

² Pour la définition de la défaillance, nous renvoyons le lecteur au rapport publié par Oséo (Oséo, 2011, pages 29 à 33). Ce rapport cite notamment les travaux de Beaver (1966), Deakin (1972), et Ward et Foster (1997) qui tous ont tenté de proposer des modèles dans lesquels le défaut de paiement est utilisé comme le signal de l'échec de l'entreprise. Le rapport d'Oséo oppose à ces modèles un second groupe de travaux qui considère la faillite d'un point de vue légal : « suivant cette acceptation juridico-comptable sont considérées comme défaillantes les entreprises qui font l'objet d'une cessation décidée dans le cadre d'une procédure judiciaire » (Oséo, 2011, p. 30). Pour une synthèse, on pourra également se reporter à l'ouvrage de Blazy et Combier (1998).

³ Voir, par exemple, Lau (1987), Peel et Peel (1987), Jones et Hensher (2004).

⁴ Voir, par exemple, Altman et alii (1994), Zurada et alii (1998), Alam et alii (2000), Agarwal et alii (2001),

⁵ Pour une synthèse, voir Morris (2009).

Au niveau agrégé, les incidents de paiement sur effets de commerce pour incapacité de payer (IPE)⁶ semblent être un indicateur avancé de la défaillance (cf. graphique II). Aussi sont-ils retenus comme variable explicative des défaillances dans la modélisation adoptée.

L'effet de la récente crise économique sur le taux de défaillance est mesuré en identifiant de la manière la plus précise possible les variations spécifiques de ce taux entre janvier 2008 et décembre 2010⁷. Ces variations sont celles qui ne peuvent être attribuées à l'âge de l'entreprise (en d'autres termes, au temps qui s'est écoulé depuis sa date de création), à sa taille, ou bien encore à sa situation financière.

Pour conduire une telle analyse, la classe de modèles statistiques la plus adaptée est celle des modèles de durée, fréquemment utilisée dans la littérature internationale pour analyser les déterminants des taux de défaillance⁸. De tels modèles sont plus flexibles que des modèles dichotomiques (tels que le modèle logit), qui permettent de modéliser la défaillance sous la forme d'une variable binaire.

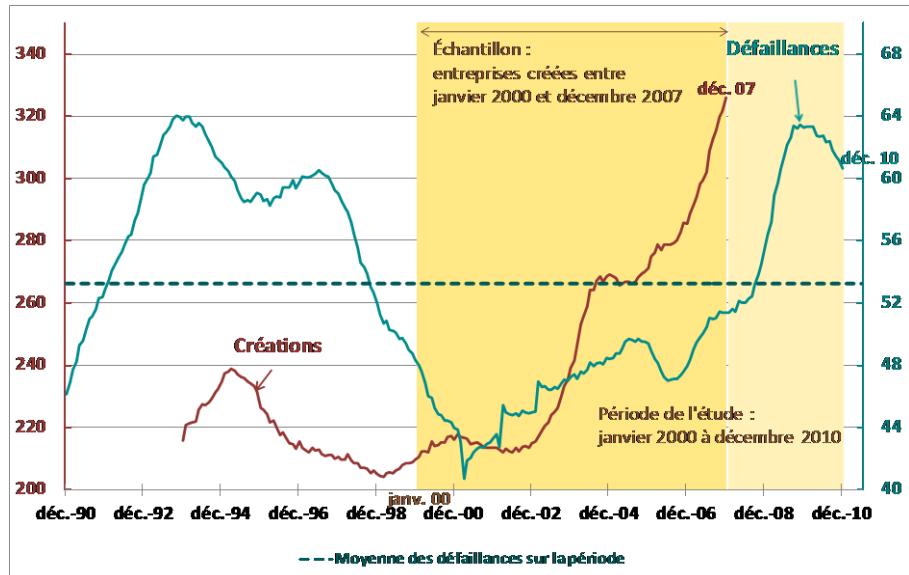
L'intérêt des modèles de durée provient non seulement de la possibilité de les estimer par des méthodes robustes (notamment, par le biais du modèle semi-paramétrique de Cox), mais aussi de la facilité à prendre en compte les variables explicatives variant dans le temps. Dans cette étude, la durée analysée est celle séparant la date de création de l'entreprise de la date de sa première défaillance (les principaux concepts utilisés dans l'analyse statistique des modèles de durée sont rappelés dans l'encadré 2).

⁶ Le lecteur trouvera la définition précise d'un IPE dans le *Manuel de l'utilisateur CIPE* (Centrale des Incidents de Paiement sur Effets de commerce), rédigé par la Banque de France et mis en ligne à l'adresse suivante : http://www.banque-france.fr/fileadmin/user_upload/banque_de_france/La_Banque_de_France/pdf/MANUEL-UTILISATEUR-CIPE.pdf.

⁷ Le terme « variations spécifiques » ne doit pas surprendre : de telles variations spécifiques sont au cœur du principe de décomposition de l'erreur des modèles linéaires de panel ; elles correspondent alors à des effets temporels propres aux périodes d'observation (années, trimestres, mois, etc.), mais distincts des effets fixes, invariants et caractéristiques des unités statistiques (ménages, entreprises, etc.).

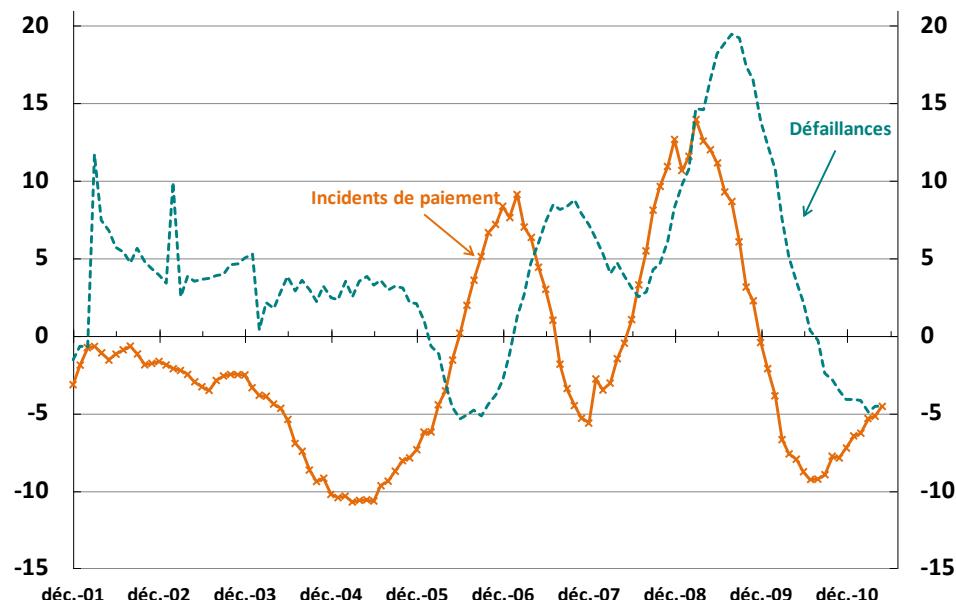
⁸ Les références sont ici nombreuses. Pour nous limiter aux plus importantes parmi celles publiées dans la dernière décennie, nous pouvons citer les articles de Shumway (2001), Carling *et al.* (2007), Duffie *et al.* (2007), Jacobson *et al.* (2008), Duffie *et al.* (2009), Geroski *et al.* (2009). Tous ces travaux utilisent les modèles économétriques de durée, de la manière la plus simple (Shumway, 2001) jusqu'à la plus sophistiquée (Duffie *et al.*, 2009).

Graphique I
Créations et défaillances d'entreprises
(cumul sur 12 mois en milliers – déc. 1990 à déc. 2010)



Sources : Défaillances : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN / Créations : Insee

Graphique II
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 mai 2011)



Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN

Une base de données très riche

La base de données initiale est constituée de la fusion de plusieurs compartiments de Fiben (cf. encadré 1). Elle est à la fois riche et complexe, en raison de différences de périodicités et seuils de collecte. Cette base contient :

- des éléments descriptifs des entreprises (date de création, nature juridique...) ;
- des informations mensuelles sur :
 - les défaillances, entendues comme l'ouverture d'une procédure de redressement ou liquidation judiciaire ;
 - les encours de crédits bancaires ;
 - les « incidents de paiement sur effets de commerce » (date, montant...) ;
 - les « évènements marquants » ;
- des données comptables annuelles avec, pour les entreprises concernées par cette collecte, les liens financiers.

La base de données compte un peu plus d'un million d'entreprises. Elle est constituée des entreprises créées entre le 1^{er} janvier 2000 et le 31 décembre 2007 sous la forme de société anonyme à responsabilité limitée (SARL), société anonyme (SA), société en commandite par actions, société en nom collectif ou société en commandite simple.⁹ (cf. tableau 1)

L'échantillon démarre en 2000, première année pour laquelle sont recensés les incidents de paiement sur effets de commerce utilisés dans l'étude. De ce fait, nous ne pouvons étendre notre analyse aux entreprises créées avant le 1^{er} janvier 2000, qui vraisemblablement ont été également touchées par la crise de 2008. La sélection des cohortes 2000 à 2007 permet d'une part d'entourer la période 2003-2004 d'accélération des créations d'entreprises, d'autre part de disposer dans l'échantillon d'entreprises encore jeunes lors du déclenchement de la crise en 2008. Les défaillances sont quant à elles recensées jusqu'au 31 décembre 2010.

Encadré 1

LE FICHIER FIBEN

Dans le cadre du refinancement des créances privées, la Banque de France a constitué un fichier de renseignements qui lui permet de coter les entreprises et de vérifier l'éligibilité de ces créances : le Fichier bancaire des entreprises (Fiben).

Ce fichier, exclusivement ouvert à la profession bancaire et aux organismes à vocation économique, a progressivement acquis le rôle d'une véritable banque de données sur les entreprises. Il contient la date de création pour toutes les entreprises non individuelles (alimentation automatique de l'Insee) et des informations de nature descriptive (capital et dirigeant) sur les entités relevant de l'une au moins des catégories suivantes :

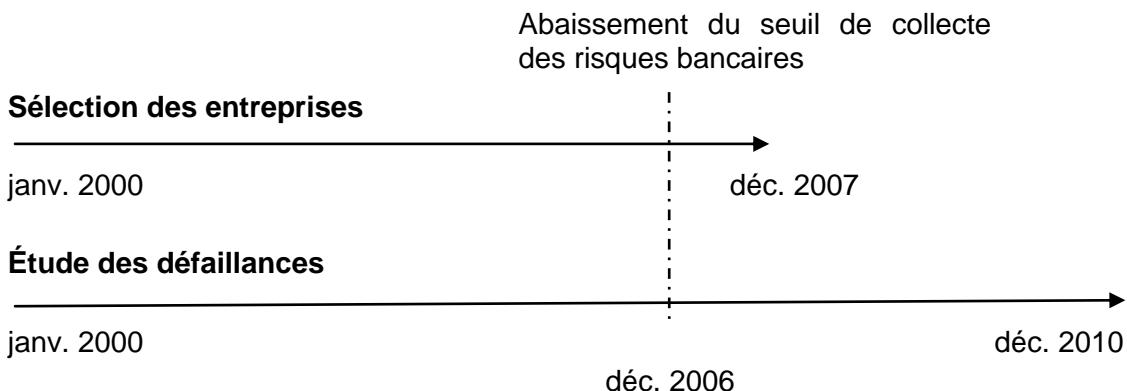
- **les entreprises pour lesquelles la Banque de France collecte les informations comptables** issues des liasses fiscales – entreprises soumises à l'imposition des BIC-BRN (Bénéfices industriels et commerciaux et Bénéfice réel normal) – dès que le chiffre d'affaires est supérieur ou égal à 750 000 euros ou l'endettement bancaire déclaré à la Centrale de risques atteint 380 000 euros ; cette base de comptes sociaux comptait environ 250 000 bilans en 2010 ;
- les personnes morales ou physiques détenant une fraction du capital ou exerçant une fonction de dirigeant dans les sociétés de la base comptable : la « base des **liens financiers** » ;
- les entreprises individuelles ou personnes morales non financières, résidentes ou non résidentes, **bénéficiaires de crédits déclarés par les établissements de crédit résidents à la Centrale de risques** dès qu'un de ses guichets octroie un crédit de plus de 25 000 euros (seuil abaissé de 76 000 euros à 25 000 euros le 1^{er} janvier 2006) ; environ 2 millions d'entités ont fait l'objet d'une déclaration à la Centrale de risques en 2010 ;

⁹ Les auto-entrepreneurs sont exclus de l'analyse puisque le régime de l'auto-entrepreneuriat est entré en vigueur le 1^{er} janvier 2009.

- toutes les **SAS** (Sociétés par actions simplifiées) et **SASU** (SAS Unipersonnelles), **SE** (Sociétés européennes) et **SEU** (SE unipersonnelles) ;
- **les SA** (Sociétés anonymes) et **les SARL-EURL** (Sociétés anonymes à responsabilité limitée- Entreprises unipersonnelles à responsabilité limitée) **dont le capital social atteint un certain seuil** : pour les SA, deux fois le minimum légal, soit 74 000 euros ; pour les SARL et EURL, 30 000 euros ;
- les entreprises soumises à une **décision judiciaire** :
Les défaillances sont les ouvertures de procédures de redressement ou liquidation judiciaire ; cette définition correspond à celle retenue par l'Insee. La notion de défaillance est distincte de celle de disparition de l'entreprise. La base n'enregistre pas l'issue des procédures (par continuation ou cession) ; elle est alimentée à partir :
 - ◆ des greffes de commerce,
 - ◆ des tribunaux de grande instance (TGI) ;
 - ◆ des journaux d'annonces légales (« Petites affiches »...).
Ces sources fournissent une information exhaustive sur les défaillances plus rapidement qu'en exploitant le Bodacc (Bulletin officiel des annonces civiles et commerciales). Les statistiques sont établies en **date de jugement**, stabilisées dans un laps de temps de deux mois ; ce mode de collecte atténue la volatilité des séries comparativement aux statistiques en date de publication ;
- les entreprises à l'origine d'**incidents de paiement sur effets de commerce** (IPE) d'un montant atteignant 1 524 euros ;
- les entreprises ayant subi la **perte de la moitié de leur capital social** ;
- les entreprises bénéficiaires d'une **prime accordée par l'État ou un organisme public**.

Tableau 1

Période de sélection des entreprises et période d'étude



Dans la modélisation, ni les données comptables ni les données d'encours de crédit ne sont utilisées pour l'instant, car cela réduirait fortement la taille de l'échantillon. En effet, Fiben contient au moins un bilan pour seulement 10 % des entreprises et au moins un encours de crédit avec un seuil de collecte homogène sur la période pour seulement 27 % des entreprises (cf. tableau 2).

Parmi le million d'entreprises de la base, environ 200 000 ont subi au moins une défaillance entre le 1^{er} janvier 2000 et le 31 décembre 2010, soit 18 000 défaillances par an en moyenne, à comparer aux 50 000 défaillances annuelles en moyenne dénombrées au total sur cette période pour l'ensemble des entreprises résidant en France.¹⁰

¹⁰ La différence provient du fait que notre échantillon est seulement constitué des entreprises créées entre le 1^{er} janvier 2000 et le 31 décembre 2007, alors que la statistique globale est relative à l'ensemble des entreprises résidant en France au cours de la période 2000-2010. En outre, la proportion annuelle moyenne de défaillances constatée dans notre échantillon, proportion qui peut paraître élevée par rapport à celle observée sur l'ensemble de la population d'entreprises en France (2 à 3% d'entreprises défaillantes en moyenne par an), est une conséquence de la forte progression du nombre de créations d'entreprises enregistrées après le 1^{er} janvier 2004, date de la mise en place de la loi Dutreil dont l'objectif était de faciliter l'accès à la création d'entreprise en simplifiant les démarches administratives et en allégeant la fiscalité.

La base d'étude est restreinte aux 400 000 entreprises appartenant aux quatre secteurs les plus touchées par les défaillances : construction, commerce, industrie manufacturière et transports (cf. encadré 2).

Tableau 2

L'information disponible dans Fiben sur la base d'étude

Les pourcentages sont calculés par rapport à la base complète (1 065 310 entreprises)

1 065 310 entreprises créées entre le 1er janvier 2000 et le 31 décembre 2007					
Avec au moins un lien financier		Avec au moins un bilan (annuel)		Avec au moins une déclaration de crédit sur 2000-2010 (mensuelle)	
57,665	5%	107,663	10%	465,428	44%
				avec restriction aux crédits > 76 K€	284,767 27%
À la fois lien et bilan		À la fois bilan et déclaration de crédit			
44,816	4%	96,640	9%	84,841	8%
avec restriction aux crédits > 76 K€					
dont 196 742 entreprises défaillantes entre le 1er janvier 2000 et le 31 décembre 2010					
Avec au moins un bilan (annuel)		Avec au moins une déclaration de crédit sur 2000-2010 (mensuelle)			
10,234	1%	73,458	7%	41,756	4%
avec restriction aux crédits > 76 K€					
À la fois bilan et crédit					
9,335	0.9%	8,569	0.8%		
avec restriction crédits > 76 K€					

Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN

Encadré 2

LE CONTENU DE LA BASE D'ETUDE

Une défaillance étant prononcée au niveau d'une unité légale, l'unité statistique retenue dans la base de données est l'unité légale, désignée, pour simplifier, par le terme « entreprise ».

La base d'étude contient les informations suivantes :

- le numéro d'identification SIREN ;
- la date de création de l'entreprise (condition de présence dans la base) ;
- le code d'activité, en NAF rev.1 2003 compte tenu de la période de constitution de l'échantillon ;
- si elle a pu être déterminée, la taille la plus proche de la date de création. Elle est définie à partir du nombre de salariés, connu soit par la base comptable, soit par des bases extérieures (Coface, Altarès, Sirene aux 31 décembre 2003, 2008, 2009 et 2010) ;
- la date de l'éventuelle première défaillance ;
- la date et le montant des éventuels incidents de paiement sur effets de commerce (IPE) ;
- la date et la nature de l'éventuel premier « événement marquant » (cessation d'activité, dissolution, cessation de paiements, restructuration, perte de la moitié du capital, radiation, mise en sommeil, vente de fonds). Ces événements sont traités comme censurant à droite lors de l'estimation ;
- l'existence d'éventuels liens financiers (pourcentage de détention et nom de l'entité liée).

Parmi les 434 100 entreprises de la base d'étude sur les quatre secteurs retenus :

- 105 200 enregistrent une défaillance avant le 1er janvier 2011 (24 %) ; parmi celles-ci, 44 600 interviennent entre le 1^{er} janvier 2008 et le 31 décembre 2010 (dont 1 500 précédées par un « événement marquant ») ;
- 84 400 sont à l'origine d'au moins un incident de paiement pour incapacité de payer (20 %) ; les incidents de paiement sont plus fréquents pour les entreprises défaillantes que pour l'ensemble des entreprises, puisque 43 % des défaillantes ont au moins un IPE pour incapacité de payer.

Quatre secteurs se distinguent par un taux de défaillance élevé

La mise en forme des données nous permet dans un premier temps d'estimer, à l'aide d'une méthode non-paramétrique, le taux de défaillance à toute date (cf. encadré 3 pour une définition du taux de défaillance ainsi que des principales fonctions utilisées dans les modèles de durée et de leurs estimateurs non-paramétriques).

De manière globale, c'est-à-dire sans tenir compte des tailles ou des dates de création des entreprises, les estimations non-paramétriques montrent que les taux de défaillance diffèrent significativement d'un secteur d'activité à l'autre (cf. graphique III).¹¹ Trois groupes de secteurs se distinguent par des taux de défaillance relativement semblables, tant du point de vue de leur valeur absolue que de leur profil temporel :

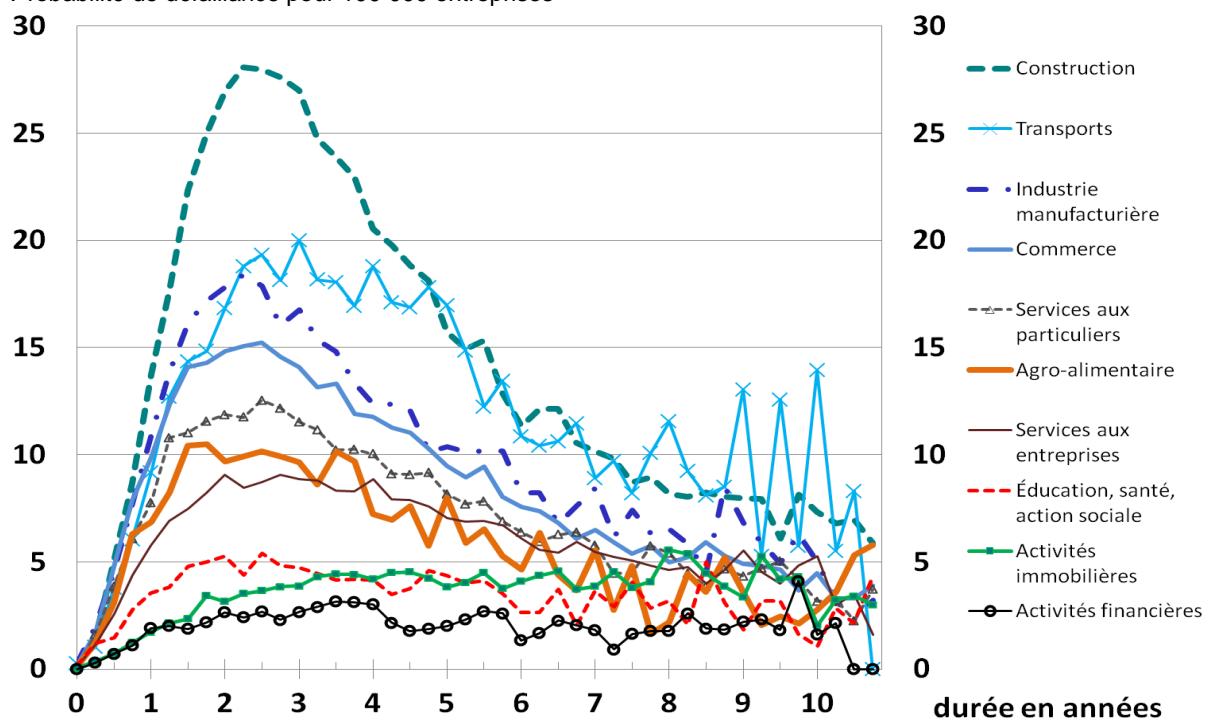
- dans le secteur de la construction, le taux de défaillance des entreprises est particulièrement élevé, notamment au bout de deux ans et demi d'existence (près de 30 pour 100 000) ;
- dans les transports, le commerce, les services aux particuliers, l'industrie agro-alimentaire et les services aux entreprises, le taux de défaillance est moins élevé, et le maximum de ce taux est plus aplati (entre 10 et 20 pour 100 000) ; dans l'industrie manufacturière, le taux de défaillance présente un mode plus marqué que dans ces cinq secteurs ;
- les secteurs de l'éducation, de la santé et de l'action sociale, ainsi que les activités immobilières et financières, sont caractérisés par des taux de défaillance beaucoup plus faibles, qui excèdent rarement 5 pour 100 000.

Ainsi, les quatre secteurs dans lesquels les taux de défaillance sont les plus élevés, quelle que soit la taille de l'entreprise et sa date de création, sont la construction, les transports, l'industrie manufacturière et le commerce. À partir d'ici, notre analyse porte exclusivement sur ces quatre secteurs, soit une population de plus de 400 000 entreprises. Cette grande taille d'échantillon constitue une des originalités de notre étude.

La construction et le commerce se caractérisent par le plus grand nombre de défaillances sur la période 2000-2007, mais aussi par la plus forte accélération des créations en 2003 et 2004 (cf. graphique IV).

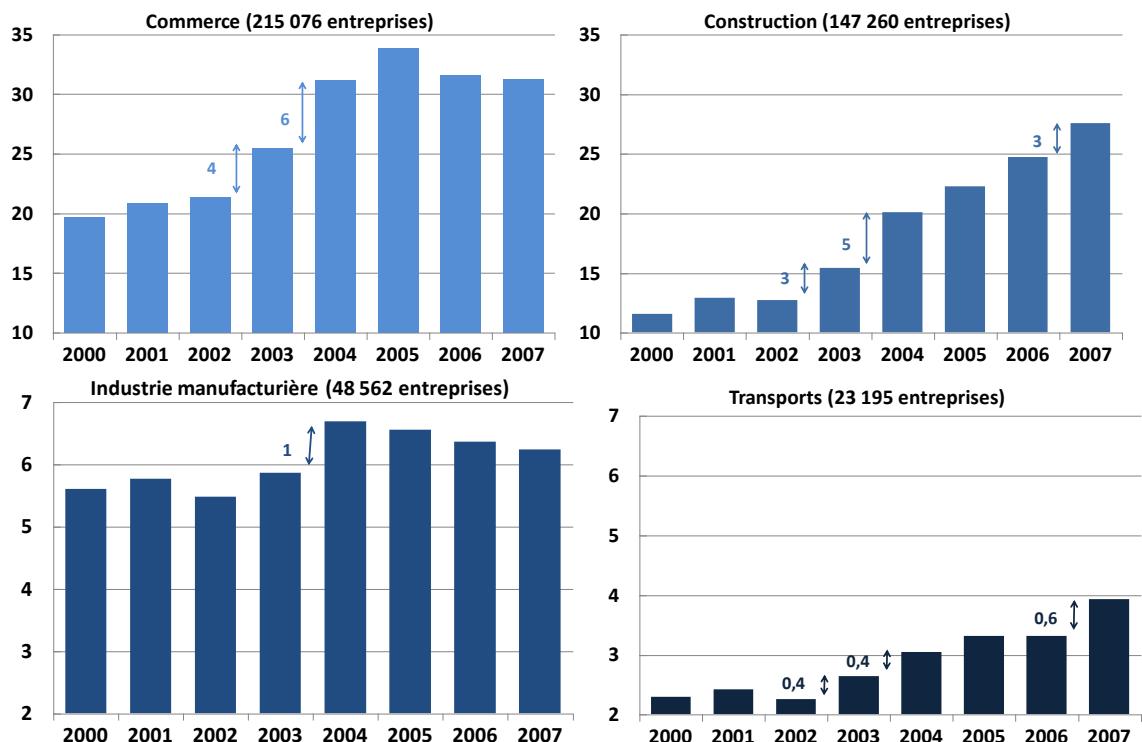
¹¹ Ce graphique représente la probabilité que la défaillance d'une entreprise survienne à une date t , sachant que l'entreprise a « survécu » jusqu'à cette date. Chaque courbe correspond à un secteur (défini en NAF v1, compte tenu de la période de constitution de l'échantillon).

Graphique III
Taux de défaillance en fonction de l'âge de l'entreprise, par secteur d'activité (hors agriculture, énergie et administration – 900 496 entreprises)
 Probabilité de défaillance pour 100 000 entreprises



Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN ; calculs des auteurs

Graphique IV
Créations par année et par secteur (en milliers d'entreprises)



Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN

Encadré 3

L'ESTIMATION NON-PARAMÉTRIQUE DES TAUX DE DÉFAILLANCE

Soit T_i la variable aléatoire représentant l'intervalle de temps séparant la date de création de l'entreprise i de la date de sa première défaillance. Par convention, nous initialisons le début de toutes les durées à la date 0 (nous conservons toutefois l'information relative à la date de création exacte de l'entreprise de sorte à l'utiliser comme variable explicative). Soit C_i une variable aléatoire représentant une troncature ou censure à droite (exogène) pour la variable de durée T_i . La variable aléatoire X_i représentant la durée effectivement observée est donc le minimum de T_i et C_i .

La fonction de hasard de la durée T_i représente la probabilité conditionnelle instantanée que l'entreprise i connaisse une première défaillance entre la t -ième et la $(t + \Delta)$ -ième unité de temps de son existence légale, sachant qu'elle n'a connu aucune défaillance préalable pendant les t premières unités de temps de son existence. Cette fonction de hasard représente donc le taux instantané de défaillance. Formellement, elle s'écrit :

$$h(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta} Pr\{T_i \in [t, t + \Delta] | T_i \geq t\}$$

La fonction de survie S de la durée T_i à la date t est définie comme la probabilité que l'entreprise i n'ait pas connu de défaillance durant ses t premières périodes d'existence. Elle s'écrit sous la forme :

$$S(t) = Pr\{T_i \geq t\}$$

La fonction de survie et la fonction de hasard sont reliées par la formule suivante :

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t h(u) du\right)$$

En présence de durées censurées à droite (par une variable de censure exogène C_i), la fonction de survie S peut être estimée de manière non-paramétrique par l'estimateur de Kaplan-Meier. Soit (X_1, \dots, X_n) un échantillon de durées éventuellement censurées à droite, indépendantes et identiquement distribuées. Notons $X_{(1)} < \dots < X_{(k)}$ ($k \leq n$) les k valeurs distinctes ordonnées, de la plus petite à la plus grande, des n observations de cet échantillon. Soient n_i le nombre de durées

$$n_i = \sum_{j=1}^n \mathbf{1}\{X_j \geq X_{(i)}\}$$

non censurées juste égales à la i -ème observation ordonnée $X_{(i)}$ et n_k le nombre d'observations correspondant à des durées, censurées ou non, dont la valeur est supérieure ou égale à $X_{(k)}$. Avec ces notations l'estimateur de Kaplan-Meier à la date t de la fonction de survie de la variable aléatoire de durée T (en présence de censure à droite) est :

$$\hat{S}_{KM}(t) = \prod_{i=1, \dots, k; X_{(i)} \leq t} \left(1 - \frac{n_i}{n_{(i)}}\right)^{\delta_{(i)}}$$

la variable indicatrice $\delta_{(i)}$ prenant la valeur 1 si la durée $X_{(i)}$ n'est pas censurée à droite, 0 sinon. On en déduit un estimateur non-paramétrique pour la fonction de hasard, encore appelé taux de défaillance dans ce contexte. Cet estimateur est :

$$\hat{h}(t) = \frac{\hat{f}(t)}{\hat{S}_{KM}(t)}$$

Dans cette expression, $\hat{f}(t)$ est un estimateur à noyau de la fonction de densité de la durée T en présence de censure à droite, soit :

$$\hat{f}(t) = \frac{1}{k h_k} \sum_{i=1}^k K\left(\frac{t - X_{(i)}}{h_k}\right) \frac{m_i}{n_i} \hat{s}_{KM}(X_{(i)})$$

où K est une fonction noyau et h_k est le paramètre de lissage optimal (appelé « fenêtre ») associé à la fonction K .

Trois quarts des entreprises ont au plus 5 salariés au moment où l'on observe pour la première fois leur taille

De manière à nous approcher le plus possible de la taille de l'entreprise à sa création, que nous n'observons que très rarement dans notre base de données, nous avons retenu la première observation de cette variable dans notre échantillon. Dans les quatre secteurs retenus, lorsqu'elle est observée, l'information sur l'effectif est pour plus de la moitié des entreprises recueillie au cours des deux premières années d'existence de l'entreprise (70 % sur les trois premières années, cf. tableau 3). Sur l'échantillon retenu, trois quarts des entreprises ont au plus 5 salariés quand on observe pour la première fois leur taille. La proportion d'entreprises dont la taille demeure inconnue est significative (17 %). Les critères de constitution de la base Fiben suggèrent qu'elles sont de petite taille. Comme nous le montrons dans le paragraphe qui suit, leur probabilité de survie se distingue de celle des autres entreprises de notre échantillon, et en particulier de celles observées comme les plus petites.

Tableau 3
Répartition des entreprises par taille et âge auquel on observe cette taille
pourcentages colonne

Année au cours de laquelle on observe la taille	Tranche de taille						Nombre total d'entreprises
	Aucun salarié	1 à 5 salariés	6 à 19 salariés	>= 20 salariés	Taille inconnue		
année de création	61 710	34 787	5 415	993	-	102 905	24 %
	14 %	8 %	1 %	0,23 %			
2ème année	52 569	60 346	10 285	2 384	-	125 584	29 %
	12 %	14 %	2 %	1 %			
3ème année	29 452	39 244	7 763	1 567	-	78 026	18 %
	7 %	9 %	2 %	0,36 %			
4ème année	14 655	26 081	6 834	1 584	-	49 154	11 %
	3 %	6 %	2 %	0,36 %			
5ème année	1 564	1 411	286	83	-	3 344	0,8 %
	0,4 %	0,3 %	0,1 %	0,02 %			
6ème année et au-delà	1 071	654	126	53	-	1 904	0,4 %
	0,2 %	0,2 %	0,03 %	0,01 %			
Sans objet	-	-	-	-	73 176	73 176	16,9
Nombre total d'entreprises	161 021	162 523	30 709	6 664	73 176	434 093	
	37 %	37 %	7 %	2 %	17 %	100 %	

Sources : Banque de France, Direction des entreprises, base Fiben / Altares / Coface / Insee, fichiers Sirene aux 31 décembre 2003, 2008, 2009 et 2010 / Bureau Van Dijk, base Orbis

Les probabilités de survie à cinq ans restent élevées

Il est également possible d'estimer, à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier, la probabilité qu'une entreprise appartenant à l'un de ces quatre secteurs n'ait pas connu de première défaillance à une certaine date. Cette probabilité est appelée probabilité de survie (cf. encadré 3). L'estimation non-paramétrique des probabilités de survie est réalisée pour toutes les entreprises d'une taille donnée ou appartenant à une cohorte donnée, c'est-à-dire créées une même année (cf. graphiques V et VI).

Contrairement à ce que l'on pourrait croire, les plus petites entreprises ne sont pas celles dont la probabilité de survie est la plus faible (cf. graphique V). Et ceci reste vrai quel que soit le secteur d'activité, l'année de création, l'existence de liens financiers¹². À l'exception des entreprises pour lesquelles la taille n'est pas observée, la probabilité de survie à cinq ans est au moins de 74 % pour les entreprises dont la taille est connue. Pour les entreprises dont la taille n'est pas connue, cette

¹² Ce résultat n'est toutefois pas surprenant. En effet, si l'on retient un critère d'effectifs pour mesurer la taille, parmi les plus petites entreprises, on trouvera une majorité d'entrepreneurs individuels (sans salarié) : or, les entrepreneurs individuels ne bénéficient pas de la responsabilité limitée. La littérature s'accorde sur le fait qu'en l'absence de responsabilité limitée, les chefs d'entreprise sont davantage incités à la prudence (soit, *ceteris paribus*, un risque de défaillance plus faible).

probabilité est toutefois beaucoup plus faible : elle est de 44 % au-delà de cinq ans, et de 43 % au-delà de huit ans et demi d'existence.

Ainsi, lorsque la taille de l'entreprise est connue, les probabilités de survie estimées restent supérieures à 70 % au-delà de cinq ans d'existence : c'est un résultat qui va à l'encontre de ce que l'on sait sur la survie des entreprises nouvellement créées. En effet, les études sur données tant françaises (voir, par exemple, Cabannes et Fougère, 2013a) qu'internationales (voir, par exemple, Morris, 2009) indiquent que la probabilité de survie est de l'ordre de 50 % après cinq années d'existence. Cet écart significatif peut en partie s'expliquer par la constitution du fichier d'étude, puisqu'une partie des tailles sont calculées à partir des données comptables de la base Fiben. Or la présence d'une entreprise dans cette base comptable est soumise à l'atteinte d'un seuil.

Les probabilités de survie des différentes cohortes sont légèrement différentes les unes des autres (cf. graphique VI). Les entreprises créées au début de la période d'observation, en 2000 et en 2001, qui ont subi les effets de la crise survenue au début de la décennie, ont des probabilités de survie plus faibles que les entreprises des cohortes précédentes. Les entreprises dont les probabilités de survie sont les plus élevées sont celles créées en 2004 et 2005. Les entreprises créées en 2002-2003, ou en 2007-2008, ont des probabilités de survie intermédiaires. Ces résultats sont confirmés par les estimations des taux de défaillance de ces différentes cohortes (cf. graphique VIII).

Quatre entreprises sur cinq n'ont pas connu d'incident de paiement au cours de la période d'observation

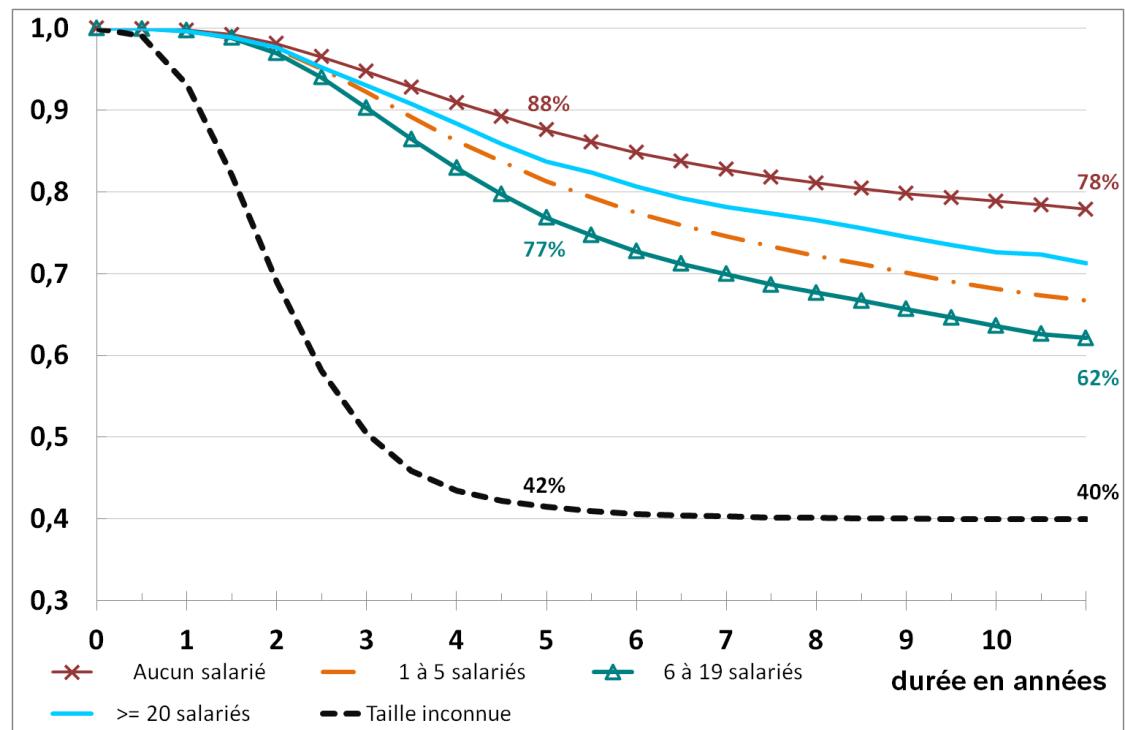
Quatre entreprises sur cinq n'ont pas connu d'incident de paiement sur effets de commerce (IPE) au cours de la période d'observation (cf. tableau 5). Parmi les entreprises ayant connu au moins un IPE, la part de celles dont le premier incident survient au cours des deux premières années d'existence est élevée pour tous les secteurs ; elle varie de 62 % dans les transports à 72 % dans la construction. Cette proportion est de l'ordre de 65 % dans l'industrie manufacturière, de 70 % dans le commerce et de 70 % pour l'ensemble de l'échantillon.

Selon le secteur d'activité et la date de création, le nombre d'incidents de paiement par entreprise évolue différemment avec son âge (cf. graphique VII). Pour la construction et le commerce, ce nombre moyen d'IPE est maximal au cours de la deuxième année d'existence de l'entreprise¹³. Dans ces deux secteurs, il oscille alors entre 0,06 et 0,08, puis décroît ensuite pour se stabiliser autour de la valeur de 0,04 incident par entreprise au-delà de la sixième année d'existence, et ce quelle que soit son année de création (*i.e.* quelle que soit la cohorte). Le nombre moyen d'incidents de paiement sur effets de commerce a toutefois été sensiblement plus élevé au cours des deuxième et troisième années d'existence des entreprises du commerce au sein des cohortes 2000 et 2001 (et également 2002, mais dans une moindre mesure) que pour les autres cohortes.

¹³ En termes de montant, le commerce et la construction, à l'origine de 1,4 million d'euros d'incidents de paiement en 2010, concentrent à eux deux près des trois quarts des incidents recensés sur l'ensemble de l'économie. Au cours de la dernière décennie, le pic du nombre d'incidents de paiement en glissement annuel est atteint au premier semestre de l'année 2009 dans les quatre secteurs (cf. Annexe, graphique A1).

Graphique V

Proportion d'entreprises n'ayant connu aucune défaillance, selon leur durée d'existence et leur taille (commerce, construction, industrie manufacturière et transports – 434 093 entreprises)

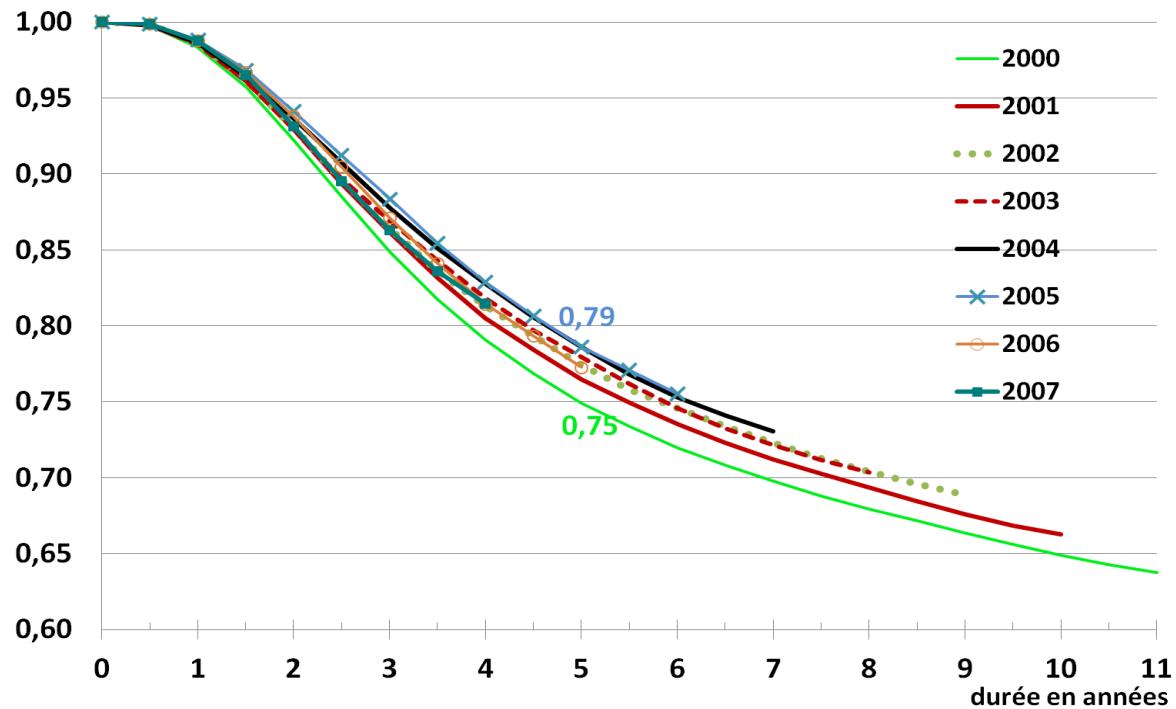


Source: Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN.

Remarque : la proportion d'entreprises n'ayant connu aucune défaillance au terme d'un certain nombre d'années d'existence correspond ici à l'estimation de la fonction de survie de la première défaillance à cet instant.

Graphique VI

Proportion d'entreprises n'ayant connu aucune défaillance, selon leur durée d'existence et leur année de création (commerce, construction, industrie manufacturière et transports – 434 093 entreprises)



Source: Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN.

Remarque : la proportion d'entreprises n'ayant connu aucune défaillance au terme d'un certain nombre d'années d'existence correspond ici à l'estimation de la fonction de survie de la première défaillance à cet instant.

Tableau 5

Répartition des entreprises en fonction de leur nombre d'incidents de paiement sur effets de commerce (IPE) pour incapacité de payer

Pourcentages exprimés par rapport au total de chaque colonne (secteur)

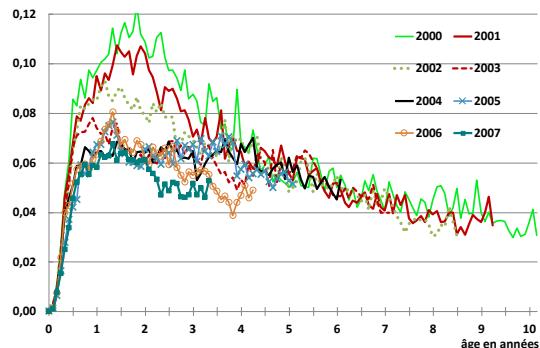
Nombre d'IPE	Âge au premier IPE	Industrie manufacturière	Construction	Commerce	Transports	Nombre total d'entreprises					
Aucun IPE		40 243	83 %	113 963	77 %	174 821	81 %	20 649	89 %	349 676	81 %
1 IPE		1 911	4 %	7 021	5 %	8 905	4 %	702	3 %	18 539	4 %
< 1 an		475		2 238		2 743		162		5 618	
[1 an ; 2 ans[539		2 131		2 476		198		5 344	
[2 ans ; 3 ans[374		1 241		1 559		134		3 308	
>= 3 ans		523		1 411		2 127		208		4 269	
2 IPE		1 064	2 %	4 730	3 %	4 911	2 %	387	2 %	11 092	3 %
< 1 an		330		1 694		1 733		102		3 859	
[1 an ; 2 ans[308		1 510		1 390		110		3 318	
[2 ans ; 3 ans[201		820		849		73		1 943	
>= 3 ans		225		706		939		102		1 972	
3 à 5 IPE		1 768	4 %	7 823	5 %	8 041	4 %	605	3 %	18 237	4 %
< 1 an		577		3 135		3 080		205		6 997	
[1 an ; 2 ans[540		2 449		2 449		180		5 618	
[2 ans ; 3 ans[326		1 211		1 260		106		2 903	
>= 3 ans		325		1 028		1 252		114		2 719	
6 à 10 IPE		1 394	3 %	6 133	4 %	6 318	3 %	402	2 %	14 247	3 %
< 1 an		475		2 758		2 679		162		6 074	
[1 an ; 2 ans[462		1 865		1 862		118		4 307	
[2 ans ; 3 ans[221		857		927		53		2 058	
>= 3 ans		236		653		850		69		1 808	
>= 11 IPE		2 182	4 %	7 590	5 %	12 080	6 %	450	2 %	22 302	5 %
< 1 an		958		3 758		6 163		200		11 079	
[1 an ; 2 ans[725		2 295		3 470		138		6 628	
[2 ans ; 3 ans[290		897		1 482		67		2 736	
>= 3 ans		209		640		965		45		1 859	
Nombre total d'entreprises		48 562	100 %	147 260	100 %	215 076	100 %	23 195	100 %	434 093	100 %

Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN

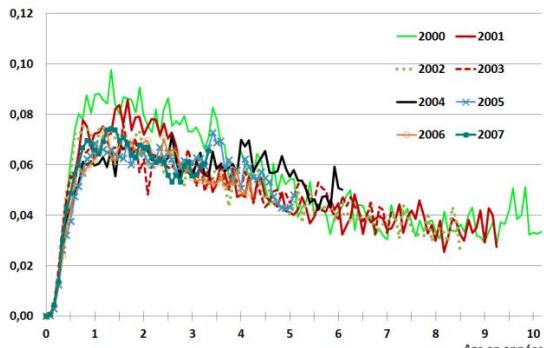
Graphique VII

Moyenne mensuelle du nombre d'incidents de paiement sur effets de commerce pour incapacité de payer, par entreprise, en fonction de son âge, et par cohorte

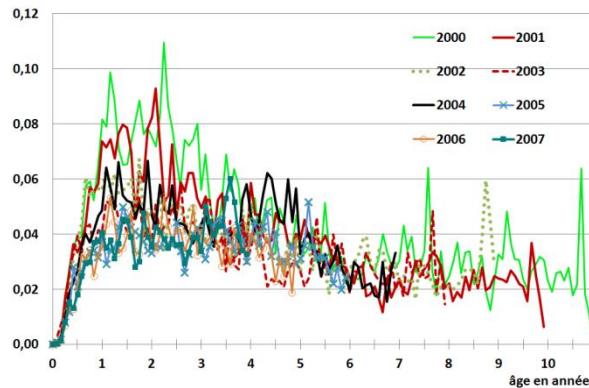
Commerce (215 076 entreprises)



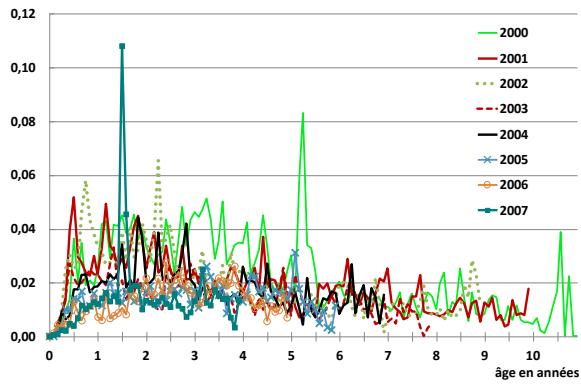
Construction (147 260 entreprises)



Industrie manufacturière (48 562 entreprises)



Transports (23 195 entreprises)



Lecture : chaque courbe correspond à une cohorte annuelle d'entreprises

Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN ; calculs des auteurs

L'âge de l'entreprise et le cycle économique affectent différemment le taux de défaillance suivant le secteur

L'estimation non-paramétrique des taux de défaillance met en évidence trois déterminants cf. graphique VIII, colonne de gauche) :

- l'âge de l'entreprise, puisque le taux de défaillance évolue au fil de la vie de l'entreprise ;
- son année de naissance, puisque le profil temporel de ce taux diffère en fonction de l'année de création de l'entreprise (*i.e.* de la cohorte) ;
- le cycle économique, que l'enveloppe des huit courbes retrace clairement.

Les entreprises créées en 2003 et 2004 ne sont pas les plus soumises aux défaillances. Dans la construction, le commerce et l'industrie manufacturière, le taux maximal de défaillance atteint par chaque cohorte diminue depuis la cohorte 2000 jusqu'à la cohorte 2004 puis recommence à augmenter à partir de la cohorte 2005 (2006 pour l'industrie manufacturière). Ainsi, les cohortes 2003 et 2004 ne sont pas proportionnellement les plus soumises aux défaillances, bien qu'elles correspondent à des années d'accélération des créations.

Le secteur proportionnellement le plus soumis aux défaillances est la construction. Dans ce secteur, le pic de défaillance des cohortes 2000, 2001 et 2007 est de l'ordre de 30 défaillances pour 100 000 entreprises. À l'inverse, dans le commerce, le taux maximum de défaillance est de l'ordre de 18 pour 100 000, bien que le commerce soit le secteur à l'origine du deuxième plus grand montant d'incidents de paiement, derrière la construction.

La superposition des courbes représentant les différentes cohortes montre que (cf. graphique VIII, colonne de droite) :

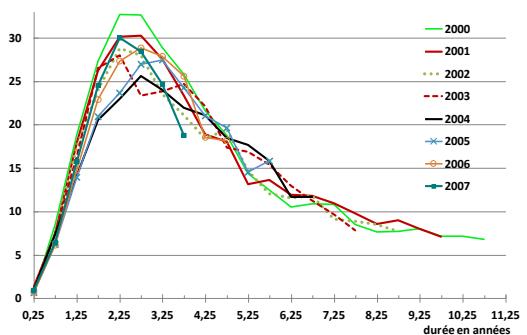
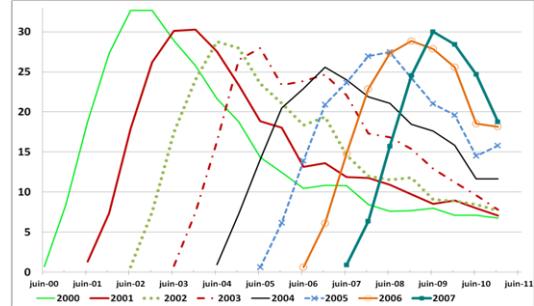
- quelle soit la cohorte, le taux de défaillance atteint son maximum au cours de la troisième année d'existence de l'entreprise ;
- les taux de défaillance des différentes cohortes ne sont pas proportionnels, d'où la nécessité d'estimer un hasard de base par cohorte.

Le taux de défaillance est moins sensible au cycle économique dans le commerce que dans les trois autres secteurs : l'écart maximal entre pics de cohortes y est limité à 4 points ,entre les cohortes 2000 et 2005, tandis qu'il atteint 7 points entre les cohortes 2000 et 2004 dans la construction, et entre les cohortes 2002 et 2005 dans les transports, et même 8 points dans l'industrie manufacturière, entre les cohortes 2000 et 2004.

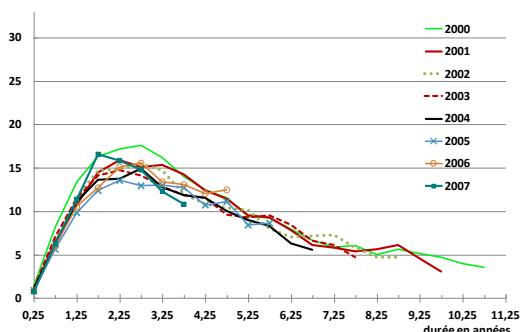
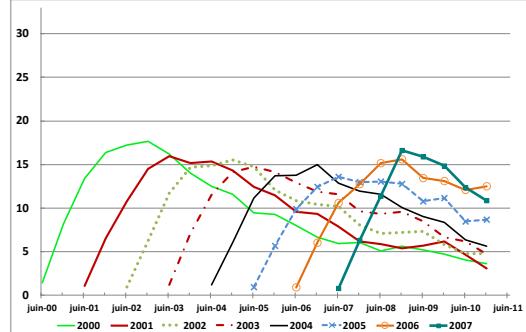
Par ailleurs, la sensibilité au cycle s'atténue sur la fin de période dans les transports et l'industrie manufacturière : le taux maximal de défaillance de la cohorte 2007 y est en effet plus en retrait par rapport au pic maximal des cohortes les plus anciennes que dans la construction et le commerce (dans les transports, 8 points entre les cohortes 2002 et 2007, et dans l'industrie manufacturière, 6 points entre les cohortes 2000 et 2007, contre seulement 3 points dans la construction et 1 point dans le commerce entre ces mêmes cohortes).

Au total, le taux de défaillance évolue comme le nombre moyen d'incidents de paiement par entreprise (cf. graphiques VII et VIII). Les deux phénomènes devraient donc être fortement corrélés. Cette hypothèse est confirmée par l'analyse semi-paramétrique des déterminants du taux de défaillance, qui est présentée dans la suite de cette étude.

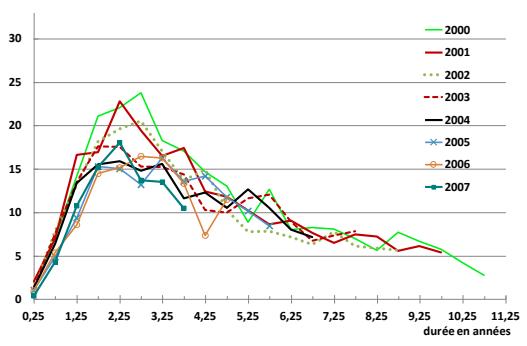
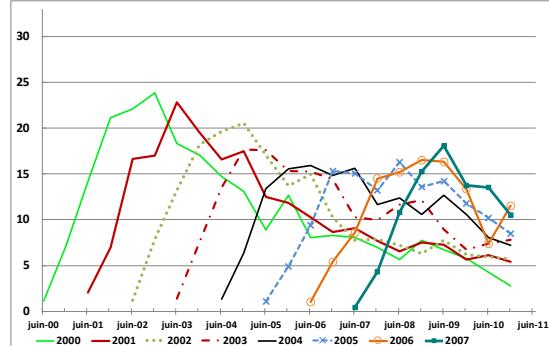
Graphique VIII
Taux de défaillance, par année de création, en fonction de l'âge de l'entreprise
 Probabilité de défaillance pour 100 000 entreprises
Construction (147 260 entreprises)



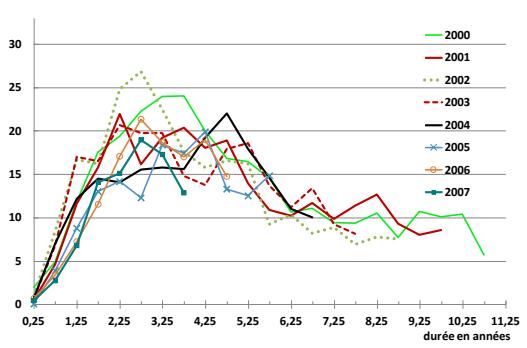
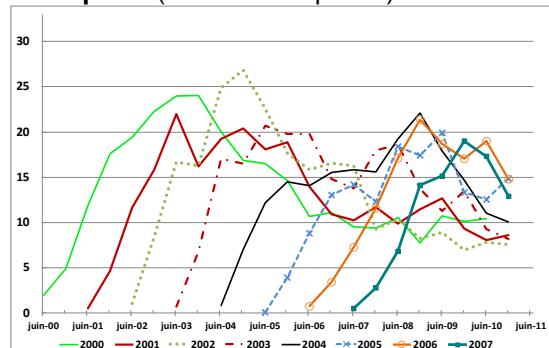
Commerce (215 076 entreprises)



Industrie manufacturière (48 562 entreprises)



Transports (23 195 entreprises)



Lecture : chaque courbe correspond à l'estimation non-paramétrique du taux de défaillance d'une cohorte annuelle d'entreprises. Dans la colonne de gauche, les abscisses des graphes sont les années, de sorte que le taux de défaillance de chaque cohorte est représenté à partir de l'année de création d'une entreprise de cette cohorte. Dans la colonne de droite, les abscisses des graphes sont les anciennetés d'existence des entreprises, pour chacune des huit cohortes considérées.

Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN ; calculs des auteurs

Un modèle statistique flexible

L'analyse descriptive qui précède illustre l'importance des effets de différentes variables sur le taux de défaillance des entreprises. Parmi ces variables figurent le secteur d'activité, l'année de création, la taille et l'âge de l'entreprise, ou encore le nombre d'incidents de paiement qu'elle a jusqu'alors connus¹⁴. Au total, il nous faut pouvoir mesurer l'amplitude des effets simultanés de chacune de ces variables, de sorte à distinguer lesquelles affectent le plus le taux de défaillance d'une entreprise. Mais la question principale reste bien de savoir quel a été l'impact de la crise sur le taux de défaillance. En d'autres termes, est-il possible d'estimer la proportion des défaillances imputables à la crise parmi celles observées à partir du début de la crise de 2008 ?

Pour répondre à ces questions, nous estimons un modèle de durée semi-paramétrique de Cox¹⁵ particulièrement flexible, puisqu'il s'agit d'un modèle à hasards proportionnels qui est stratifié en fonction du trimestre de création de l'entreprise. Dans ce modèle, la fonction de hasard de la durée séparant la date de création de l'entreprise de la date de sa première défaillance (cette fonction de hasard est équivalente au taux de défaillance de l'entreprise) s'écrit sous la forme :

$$h(t|X_t, J = j) = h_{0j}(t) \exp(X_t^\beta)$$

où $h_{0j}(t)$ est le hasard de base correspondant à un trimestre de création donné ($j=1$ er trimestre 2000, 2ème trimestre 2000,..., 4ème trimestre 2007),¹⁶ X_t est un vecteur de variables explicatives dont les valeurs peuvent évoluer dans le temps, et β est un vecteur de paramètres associés aux variables explicatives X_t .

Le hasard de base est une fonction commune à toutes les entreprises créées durant le trimestre j et spécifique à ce trimestre de création. Ce modèle est estimé séparément pour chacun des quatre secteurs précédemment identifiés comme ceux dans lesquels les taux de défaillance sont structurellement les plus élevés. Compte tenu du nombre très important d'entreprises du commerce, le champ de l'estimation est restreint au seul commerce de détail.¹⁷

Stratifier le hasard de base par trimestre de création nous permet d'obtenir une spécification très flexible. En effet, sous cette hypothèse de forme fonctionnelle, les fonctions de hasard (i.e. les taux de défaillance) ne sont contraintes à être proportionnelles sur toute la période que pour deux entreprises créées durant le même trimestre qui sont caractérisées par des variables explicatives X_t ne variant qu'aux mêmes dates et qu'avec la même amplitude. La stratification en fonction du trimestre de création est justifiée par le fait que le support de la fonction de hasard varie d'une cohorte (i.e. d'une date de création) à l'autre : ce support est de 10 ans (40 trimestres) pour les entreprises créées au premier trimestre 2000, de 9 ans (36 trimestres) pour celles créées au premier trimestre 2001, etc. Sous cette hypothèse de spécification, les entreprises pour lesquelles la variable explicative X_k vaut toujours 1 ont un taux de défaillance $\exp(\beta_k)$ fois plus élevé que le taux de défaillance des entreprises de la même cohorte pour lesquelles la variable explicative X_k est toujours égale à zéro.

Les variables explicatives X_t comprennent une variable constante dans le temps, notée X^0 , et des variables qui prennent différentes valeurs au cours du temps, notées X_t^1 . La variable X^0 correspond au premier effectif connu de l'entreprise. Les régresseurs X_t^1 variant dans le temps sont :

¹⁴ L'effet de ces facteurs est également mis en évidence dans l'étude conduite par Oséo (2011).

¹⁵ Le modèle de Cox et sa méthode d'estimation sont présentés de manière détaillée dans les articles fondamentaux de Cox (1972, 1975), mais aussi dans l'ouvrage de Therneau et Grambsch (2000) qui fait la recension des nombreuses recherches et publications ultérieures auxquelles cette modélisation a donné lieu.

¹⁶ La stratification du hasard de base en fonction du trimestre de création de l'entreprise est par ailleurs une façon de tenir compte de l'un des principaux résultats de l'étude de Geroski *et al.* (2009), qui trouvent que la probabilité de survie d'une entreprise est significativement et durablement affectée par le nombre d'entreprises qui ont été créées au même instant qu'elle dans le même secteur d'activité.

¹⁷ Cette restriction de champ est essentiellement justifiée par des raisons pratiques. Le temps de calcul nécessaire à l'estimation d'un modèle de Cox stratifié étant une fonction croissante du nombre d'observations, nous n'avons pu facilement estimer ce modèle sur le sous-échantillon total des entreprises du commerce, comprenant plus de 200 000 entreprises. Nous avons alors restreint l'estimation au sous-secteur le plus important, à savoir celui du commerce de détail qui comprend 125 000 entreprises.

- neuf indicatrices de quadrimestre couvrant la période allant de janvier 2008 à décembre 2010 (la première de ces variables correspond au quadrimestre janvier 2008 – avril 2008, la deuxième au quadrimestre mai 2008 – août 2008, la neuvième au quadrimestre septembre 2010 – décembre 2010),
- le nombre cumulé d'incidents de paiement pour incapacité à payer,
- une indicatrice du mois d'août.

L'indicatrice de quadrimestre prend la valeur 1 si la date courante correspond au premier quadrimestre (janvier à avril 2008), au deuxième quadrimestre (mai à août 2008), ..., au neuvième quadrimestre (septembre à décembre 2010), et 0 sinon¹⁸. Les hypothèses sous lesquelles l'ensemble de coefficients associés à ces indicatrices de quadrimestres peut être interprété comme « l'effet causal » de la crise sont similaires à celles exposées par Abbring et Van den Berg (2003) dans leur modèle avec « *timing des événements* » (*timing of events*). Rappelons qu'Abbring et Van den Berg (2003) montrent qu'un modèle de durée avec hasards proportionnels, tel que celui que nous estimons, permet d'identifier l'effet causal d'un événement (ici, la crise de 2008) sur le taux d'occurrence d'un autre événement (ici, la défaillance d'une entreprise) pour autant que le premier soit exogène et non anticipé par les entreprises. Cette hypothèse nous semble être valide dans le cas de la crise de 2008. Par ailleurs, Abbring et Van den Berg (2003) montrent que, sous cette hypothèse, le « *contrefactuel* », à savoir le taux de défaillance qu'auraient connu les entreprises en l'absence de la crise, correspond à la fonction de hasard de base du modèle de durée. L'identification jointe de cette fonction de hasard de base (i.e., du *contrefactuel*) et de l'effet causal est possible dès lors que la cause (ici, la crise) affecte à une date donnée des entreprises qui, à cette date, ont des âges très différents. C'est bien le cas dans notre échantillon, puisque la crise de 2008 survient alors que les entreprises observées peuvent avoir entre neuf mois et huit ans et demi d'existence en septembre 2008¹⁹.

Pour mesurer l'effet des incidents de paiement, nous utilisons la variable comptant leur nombre cumulé jusqu'à la date de défaillance. Dans une première version du modèle, de manière à limiter le biais de simultanéité²⁰, nous arrêtons de compter au 31 décembre 2007 le nombre cumulé d'incidents de paiement observés dans les entreprises dont la première date de défaillance est survenue entre le 1^{er} janvier 2008 et le 31 décembre 2010. Dans une seconde version du modèle, et afin d'avoir une idée de l'ampleur du biais de simultanéité et de ses effets sur les estimations, nous tenons compte du nombre cumulé d'incidents de paiement jusqu'au 31 décembre 2010. Afin d'obtenir une forme fonctionnelle flexible pour la variable mesurant l'effet du nombre cumulé d'incidents de paiement, nous

¹⁸ Nous estimons les effets calendaires à partir de janvier 2008 pour montrer que les coefficients des quadrimestres précédant septembre 2008 sont significativement plus faibles que l'effet associé au dernier quadrimestre de 2008 (débutant au mois de septembre) et que ceux associés aux quadrimestres suivants. Cette façon de faire est commune à beaucoup de travaux empiriques qui tentent d'évaluer une rupture dans une série ou les effets d'une réforme entrée en vigueur à une date précise. Elle y est parfois appelée « test de réfutation ».

¹⁹ Comme nous l'a fait remarquer un rapporteur anonyme, la réforme du 26 juillet 2005 a modifié l'environnement juridique de la défaillance. De ce fait, il n'est pas impossible qu'une partie de l'augmentation des défaillances constatées entre 2008 et 2010 soit attribuable à ce changement législatif qui a renforcé l'attrait de certaines procédures collectives (et notamment la procédure de sauvegarde). Toutefois, il nous semble impossible d'identifier ici, en plus des effets de la crise de 2008, ceux de la réforme de 2005. Pour cela, il nous faudrait 1) observer les entreprises qui ont bénéficié de la procédure de sauvegarde instaurée par la réforme de 2005 (de façon à les comparer à celles qui n'en ont pas bénéficié), et 2) limiter notre étude aux entreprises créées avant le 26 juillet 2005 et survivant encore à cette date. Dans la base de données que nous utilisons, nous n'avons pas accès aux informations sur les entreprises ayant bénéficié d'un plan de sauvegarde. Remarquons par ailleurs que la crise de 2008 a touché l'ensemble des entreprises, alors que la loi de 2005 n'a eu d'effets que sur les entreprises qui ont pu ou ont décidé d'en bénéficier. C'est là une différence importante qui a des conséquences sur la méthode et la spécification économétriques. Pour évaluer les effets de la loi de 2005, il faudrait pouvoir accéder à des données qui ne nous sont pas disponibles, mais aussi utiliser des techniques adaptées à l'analyse de cette réforme, ce qui impliquerait bien plus qu'ajuster notre modèle à la marge. Dans notre étude, l'effet de la crise de 2008 est capturé par des indicatrices de quadrimestres 2008-2010. Cet effet est donc supposé être le même pour toutes les entreprises d'un même secteur. L'effet du changement juridique de 2005 est pour l'instant absorbé par les fonctions de hasard de base, qu'il est susceptible d'affecter en toute date postérieure à juillet 2005.

²⁰ Le nombre d'incidents de paiement sur effets de commerce a augmenté après septembre 2008 et ce jusqu'au printemps 2009. Cette croissance du nombre d'incidents de paiement a précédé l'augmentation du nombre de défaillances de quelques mois (cf. graphique 2). Il est donc probable que la crise ait affecté simultanément la fréquence des incidents de paiement et celle des défaillances d'entreprise. Introduire à la fois le nombre cumulé d'incidents de paiement jusqu'à la fin de la période d'observation (décembre 2010) et les indicatrices de quadrimestres de crise dans la liste des variables explicatives du taux de défaillance peut donc induire un biais de simultanéité qui aurait pour effet de sous-estimer l'effet de la crise sur le taux de défaillance et de surestimer celui du nombre d'incidents de paiement passés (cette conjecture est confirmée par l'analyse statistique présentée dans la suite de cette étude). Pour limiter l'importance de ce biais, et face à la difficulté d'endogénéiser les incidents de paiement, nous avons choisi de tronquer la chronique des incidents de paiement au 31 décembre 2007, soit avant le début de la crise.

avons utilisé des fonctions « splines »²¹. Les paramètres de ces fonctions ne pouvant pas être interprétés comme des coefficients de proportionnalité comme les autres paramètres du modèle de Cox, leurs estimations ne sont pas reportées dans les tableaux de résultats. Toutefois, les estimations de ces fonctions splines permettent ensuite d'estimer les effets du nombre cumulé d'incidents de paiement sur le taux de défaillance (cf. graphique IX).

Notre spécification repose sur l'hypothèse selon laquelle l'effet de l'ancienneté de l'entreprise peut varier d'une cohorte à l'autre au sein d'un secteur d'activité donné. Cet effet de l'ancienneté de l'entreprise sur le taux de défaillance est représenté par la fonction de hasard de base spécifique à la cohorte. Toutefois, l'effet de la crise est ici supposé être identique pour toutes les cohortes au sein d'un même secteur d'activité.

Le modèle est semi-paramétrique puisque la forme des fonctions de hasard de base h_{0j} n'est pas spécifiée. Ces fonctions sont toutefois identifiées au moyen de la maximisation de la vraisemblance partielle de l'échantillon (voir Cox, 1972, 1975, pour le cas sans stratification, et Ridder et Tunali, 1999, pour celui avec stratification). L'impact de la crise sur les défaillances est mesuré par les coefficients des indicatrices de quadrimestres. Ces coefficients sont identifiés en comparant les variations des taux de défaillance des entreprises survivant au cours d'un quadrimestre de crise à celles des taux de défaillance des entreprises de la même cohorte survivant au cours d'un autre quadrimestre. L'échelonnement des créations tout au long de la période autorise cette identification, puisqu'il permet de comparer le comportement d'entreprises du même âge au cours de deux quadrimestres distincts. Pour que l'identification empirique de ces coefficients soit satisfaisante, le nombre d'entreprises survivant durant les intervalles de temps correspondant à la période de crise doit être suffisamment important. C'est pourquoi nous avons appréhendé cette période au moyen de quadrimestres plutôt que de trimestres. Le modèle est estimé par maximisation de la vraisemblance partielle stratifiée (Ridder et Tunali, 1999).

Incidents de paiement et crise de 2008 : deux facteurs déterminants

Deux versions du modèle stratifié de Cox sont estimées, tout d'abord avec la chronique des incidents de paiement tronquée au 31 décembre 2007 (cf. première et troisième colonnes du tableau 6), et ensuite avec la totalité de cette chronique jusqu'au 31 décembre 2010 (cf. deuxième et quatrième colonnes de ce même tableau). Comme anticipé, les effets des incidents de paiement sur les taux de défaillance sont majorés et ceux associés aux quadrimestres des années 2008 à 2010 sont réduits lorsque l'on tient compte de la totalité de la chronique des incidents de paiement (i.e. jusqu'au 31 décembre 2010). En raison du biais de simultanéité induit par la prise en compte conjointe du nombre cumulé d'incidents de paiement sur la totalité de la période d'observation et des indicatrices de quadrimestres de crise, nous commentons par la suite uniquement les estimations obtenues lorsque la chronique des incidents de paiement est tronquée au 31 décembre 2007. Les résultats associés à cette option sont en effet moins susceptibles d'être soumis à ce type de biais.

Avec la chronique des incidents de paiement tronquée au 31 décembre 2007, quel que soit le secteur, le taux de défaillance ne décroît pas systématiquement avec l'effectif de l'entreprise (cf. tableau 6). Ce taux est en général plus élevé dans les entreprises de 6 à 19 salariés que dans les très petites entreprises ou dans celles de 20 salariés et plus. Toutefois, le taux de défaillance est plus élevé dans les entreprises dont nous ne connaissons pas la taille. Quel que soit le secteur, la date de création et la taille de l'entreprise, le taux est significativement plus faible au mois d'août, en raison du ralentissement de l'enregistrement des procédures de défaillance dans les tribunaux.

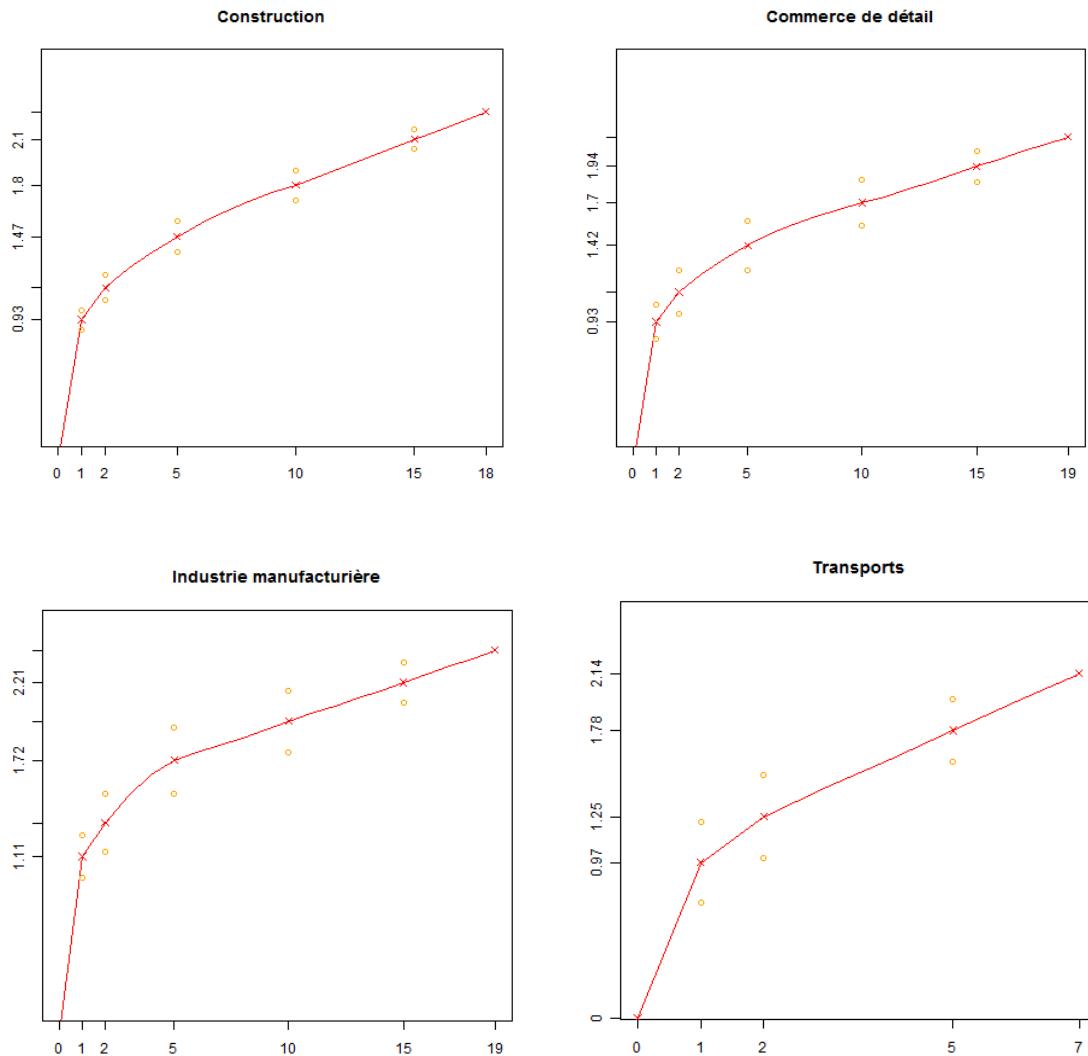
Les incidents de paiement sur effets de commerce augmentent significativement le taux de défaillance. Dans la construction, ce taux est multiplié par 2,5 (exponentielle de 0,93) dès le premier incident de paiement, il est multiplié par 6 (exponentielle de 1,8) au 10ème incident (cf. graphique IX). Le profil de l'effet des incidents de paiement sur effets de commerce est concave : les premiers incidents affectent relativement plus le taux de défaillance, les suivants le font croître à un rythme plus

21 La spécification et le principe d'estimation des régressions splines appliquées au modèle de Cox sont présentés, par exemple, dans l'ouvrage de Therneau et Grambsch (2000, pp 102-106).

faible. Dans certaines entreprises, le nombre cumulé d'incidents de paiement constatés peut être très élevé (15 et plus)²².

Graphique IX

L'effet des incidents de paiement sur le taux de défaillance par secteur



Lecture : l'abscisse de chacun de ces graphes représente le nombre cumulé d'incidents de paiement, l'ordonnée est le facteur par lequel ce nombre cumulé multiplie le taux de défaillance.

Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN ; calculs des auteurs.

Les coefficients associés aux quatrimestres des années de crise 2008 – 2010 sont positifs et très fortement significatifs dans l'industrie manufacturière et la construction. Ils le sont encore, mais dans une moindre mesure, dans le commerce de détail. C'est dans le secteur des transports que leur significativité statistique et leur valeur estimée sont les plus faibles.

²² Malheureusement, nous n'avons pu avoir accès aux montants des incidents de paiement pour cette étude. En revanche, nous avons testé si la fréquence des incidents de paiement avait augmenté entre septembre 2008 et décembre 2010. Cette estimation a été réalisée à l'aide de l'estimation d'un modèle de processus ponctuel incluant les mêmes variables de contrôle que le modèle de taux de défaillance (à l'exclusion bien évidemment du nombre d'incidents de paiement) et une composante d'hétérogénéité non observée spécifique à l'entreprise. Les résultats de ce modèle, non reportés ici mais disponibles auprès des auteurs, montrent que, pour l'essentiel, l'intensité (i.e. la fréquence) des incidents de paiement n'a pas augmenté de manière significative après septembre 2008 dans les quatre secteurs considérés, à l'exception de l'industrie manufacturière où l'on observe une fréquence plus élevée de ces incidents au cours du premiers quatrimestre (janvier à avril) de 2008, 2009 et 2010.

Dans les quatre secteurs, la valeur des coefficients associés à ces quatrimestres s'accroît sensiblement à partir de septembre 2008, jusqu'à la fin de l'année 2010. La crise a donc eu des effets forts et retardés sur la défaillance des entreprises, notamment dans l'industrie et la construction, et ce jusqu'à la fin de l'année 2010. De ce point de vue, le secteur des transports semble avoir été relativement moins affecté.

Tableau 6 (début)

Estimations des paramètres des modèles de Cox pour l'analyse de la durée entre la date de création de l'entreprise et la première défaillance (modèles stratifiés en fonction du trimestre de création)

Secteur	Industrie manufacturière		Commerce de détail	
Variable	Chronique des IPE tronquée au 31/12/2007	Chronique des IPE complète jusqu'au 31/12/2010	Chronique des IPE tronquée au 31/12/2007	Chronique des IPE complète jusqu'au 31/12/2010
<i>Taille de l'entreprise :</i>				
- aucun salarié	-0,718*** (0,035)	-0,664*** (0,035)	-0,137** (0,042)	-0,081 [◊] (0,042)
- entre 1 et 5 salariés	-0,385*** (0,032)	-0,394*** (0,032)	-0,035 (0,041)	-0,026 (0,041)
- 20 salariés et plus	0,062 (0,051)	0,088 (0,051)	0,043 (0,108)	0,054 (0,108)
- taille inconnue	1,723*** (0,034)	1,769*** (0,034)	1,932*** (0,042)	1,990*** (0,042)
<i>Mois d'août</i>	-0,910*** (0,057)	-0,910*** (0,057)	-0,885*** (0,044)	-0,885*** (0,044)
<i>Indicatrice de quatrimestre :</i>				
- Jan08-Avr08	0,397** (0,134)	0,384*** (0,134)	0,029 (0,094)	0,001 (0,094)
- Mai08-Aou08	0,346 [◊] (0,189)	0,312 [◊] (0,189)	0,046 (0,131)	-0,014 (0,131)
- Sep08-Déc08	0,615** (0,234)	0,566* (0,234)	0,340* (0,167)	0,268* (0,167)
- Jan09-Avr09	0,975*** (0,263)	0,908*** (0,263)	0,521** (0,189)	0,425* (0,189)
- Mai09-Aou09	0,895** (0,288)	0,826** (0,288)	0,408 [◊] (0,210)	0,293 (0,210)
- Sep09-Déc09	1,392*** (0,324)	1,318*** (0,324)	0,764** (0,237)	0,634** (0,237)
- Jan10-Avr10	1,774*** (0,349)	1,704*** (0,349)	1,065*** (0,256)	0,921*** (0,256)
- Mai10-Aou10	1,732*** (0,380)	1,667*** (0,380)	1,034*** (0,277)	0,880*** (0,277)
- Sep10-Déc10	2,321*** (0,420)	2,231*** (0,420)	1,168*** (0,306)	0,998*** (0,306)
Test du rapport des vraisemblances (p-value)	15 924 (0,00)	17 838 (0,00)	21 597 (0,00)	25 371 (0,00)
Test de Wald (p-value)	17 934 (0,00)	20 628 (0,00)	25 087 (0,00)	28 823 (0,00)
Test du score (p-value)	26 002 (0,00)	31 021 (0,00)	33 381 (0,00)	39 464 (0,00)
Nombre de degrés de liberté	20		20	
Logarithme de la vraisemblance partielle	-70 128,45	-68 856,17	-124 948,2	-123 061,0
Nombre d'observations	48 562		92 496	

Lecture : les symboles représentant le significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : *** pour le niveau 0,001, ** pour le niveau 0,01, * pour le niveau 0,05, [◊] pour le niveau 0,10. Le nombre entre parenthèses figurant après la valeur estimée du coefficient est l'écart-type estimé de ce coefficient.

Remarque : les coefficients des fonctions splines représentant les effets du nombre cumulé d'incidents de paiement sur le taux de défaillance ne sont pas reportés dans ce tableau, car non interprétables directement ; ces effets estimés sont représentés sur le graphique IX.

Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN ; calculs des auteurs.

Tableau 6 (suite et fin)

Estimations des paramètres des modèles de Cox pour l'analyse de la durée entre la date de création de l'entreprise et la première défaillance (modèles stratifiés en fonction du trimestre de création)

Secteur	Transports		Construction	
Variable	Chronique des IPE tronquée au 31/12/2007	Chronique des IPE complète jusqu'au 31/12/2010	Chronique des IPE tronquée au 31/12/2007	Chronique des IPE complète jusqu'au 31/12/2010
<i>Taille de l'entreprise :</i>				
- aucun salarié	-0,594*** (0,048)	-0,509*** (0,048)	-0,547*** (0,019)	-0,456*** (0,019)
- entre 1 et 5 salariés	-0,184*** (0,041)	-0,145*** (0,041)	-0,138*** (0,017)	-0,108*** (0,017)
- 20 salariés et plus	-0,489*** (0,079)	-0,455*** (0,079)	-0,249*** (0,056)	-0,241*** (0,056)
- taille inconnue	1,600*** (0,046)	1,677*** (0,046)	1,725*** (0,018)	1,821*** (0,018)
<i>Mois d'août</i>	-1,029*** (0,085)	-1,032*** (0,085)	-1,076*** (0,031)	-1,082*** (0,031)
<i>Indicatrice de quadrimestre :</i>				
- Jan08-Avr08	-0,046 (0,184)	-0,055 (0,184)	0,263*** (0,058)	0,236*** (0,058)
- Mai08-Aou08	-0,274 (0,254)	-0,295 (0,255)	0,372*** (0,081)	0,317*** (0,081)
- Sep08-Déc08	0,611 [◊] (0,318)	0,576 [◊] (0,318)	0,922*** (0,105)	0,827*** (0,105)
- Jan09-Avr09	0,982** (0,352)	0,937** (0,352)	1,257*** (0,118)	1,134*** (0,118)
- Mai09-Aou09	0,697 [◊] (0,385)	0,640 [◊] (0,385)	1,356*** (0,129)	1,216*** (0,129)
- Sep09-Déc09	0,770 [◊] (0,433)	0,692 [◊] (0,433)	1,725*** (0,146)	1,571 *** (0,146)
- Jan10-Avr10	0,989* (0,464)	0,914* (0,464)	2,010*** (0,157)	1,848*** (0,157)
- Mai10-Aou10	0,646 (0,493)	0,572 (0,493)	2,175*** (0,169)	2,010*** (0,169)
- Sep10-Déc10	0,721 (0,543)	0,636 (0,543)	2,488*** (0,188)	2,311*** (0,188)
Test du rapport des vraisemblances (p-value)	5 486 (0,00)	6 433 (0,00)	56 021 (0,00)	67 996 (0,00)
Test de Wald (p-value)	6 860 (0,00)	8 041 (0,00)	64 151 (0,00)	75 299 (0,00)
Test du score (p-value)	9 422 (0,00)	11 396 (0,00)	87 870 (0,00)	108 023 (0,00)
Logarithme de la vraisemblance partielle	-33 405,75	-32 932,14	-333 461,0	-327 473,5
Nombre d'observations	23 195		147 260	

*Lecture : les symboles représentant le significativité statistique des coefficients estimés sont les suivants : *** pour le niveau 0,001, ** pour le niveau 0,01, * pour le niveau 0,05, [◊] pour le niveau 0,10. Le nombre entre parenthèses figurant après la valeur estimée du coefficient est l'écart-type estimé de ce coefficient.*

Remarque : les coefficients des fonctions splines représentant les effets du nombre cumulé d'incidents de paiement sur le taux de défaillance ne sont pas reportés dans ce tableau, car non interprétables directement ; ces effets estimés sont représentés sur le graphique IX.

Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN ; calculs des auteurs.

Quelle proportion de défaillances peut-on attribuer à la crise ?

Une réponse à cette question peut être obtenue à partir des estimations des modèles semi-paramétriques de durée présentés ci-dessus. Dans ce cadre, le taux de défaillance qui aurait prévalu en l'absence de la crise de 2008 (contrefactuel) est estimé en imposant la nullité des coefficients associés aux variables indicatrices des quadrimestres des années 2008 à 2010, les valeurs des paramètres associés aux autres variables explicatives du modèle restant alors identiques à leurs estimations dans le modèle non contraint (i.e. celui où les variables indicatrices des quadrimestres 2008 – 2010 sont supposées avoir un effet). Sous cette hypothèse, il est possible de déduire les estimations de la fonction de survie contrefactuelle (i.e. celle qui aurait prévalu *en l'absence de la crise*) pour chaque entreprise de l'échantillon, sachant que celle-ci appartient à un certain secteur d'activité, que l'on connaît sa taille, sa date de création et la chronique de ses incidents de paiement jusqu'en décembre 2007. A partir des estimations des fonctions de survie contrefactuelles, il est

possible d'estimer les proportions d'entreprises d'une catégorie donnée qui, *en l'absence de la crise*, auraient pu subir une défaillance à une date particulière (cf. encadré 4)²³.

Encadré 4

COMMENT ESTIMER LES FONCTIONS DE SURVIE CONTREFACTUELLES ?

La probabilité qu'une entreprise de caractéristiques X_t données ne soit pas défaillante avant une certaine date peut être évaluée à partir de la fonction de survie conditionnelle $S(t|X_t)$. En effet, les valeurs de la fonction de survie conditionnelle en toute date peuvent être prédites sachant X_t à partir de la fonction de hasard conditionnelle. Comme la fonction de survie n'est pas une espérance mathématique, on ne peut pas appliquer la loi des espérances itérées et $E_X[S(t|X_t)] \neq S(t|\bar{X}_t)$: la fonction de survie évaluée au point moyen ne fournit pas une estimation de la survie moyenne pour une catégorie donnée d'entreprises. De plus, avec notre spécification, le point moyen n'est jamais observé car il correspondrait à une entreprise simultanément présente dans chacun des quadrimestres des années 2008, 2009 et 2010.

En raison de cette difficulté, pour évaluer l'espérance de la fonction de survie, dans un premier temps, nous estimons les 32 hasards de base (chacun correspondant à l'un des 32 trimestres pendant lesquels les entreprises de notre base de données ont pu être créées) et les coefficients β . Comme la chronique complète des différentes variables explicatives pour chaque entreprise est disponible, la valeur de la fonction de survie peut être calculée à toute date pour chacune d'entre elles. Nous approchons ensuite $E_X[S(t|X_t)]$ par la moyenne empirique des fonctions de survie.

L'estimation des espérances des survies permet de calculer facilement des survies contrefactuelles. Pour cela, il suffit de modifier les valeurs des variables explicatives ou des paramètres estimés afin d'en déduire des fonctions de survie contrefactuelles, puis de mesurer leur écart aux survies prédites. Pour évaluer l'effet de la crise, les survies sont calculées à partir de l'ensemble des coefficients estimés dans un premier temps, puis en contrignant les coefficients des indicatrices de quadrimestres à zéro dans un second temps. L'écart entre les espérances des deux fonctions de survie ainsi calculées mesure l'effet de la crise sur la probabilité de ne pas avoir été défaillante à la fin de la période d'étude. Une limite de cette approche est qu'elle suppose que les valeurs des autres variables explicatives intervenant dans le calcul de la fonction de survie contrefactuelle ne sont pas affectées par la crise. Cette hypothèse est semblable à l'hypothèse d'absence de mécanismes d'équilibre général qui est souvent faite dans la littérature sur les méthodes de décomposition (voir par exemple Fortin, Firpo et Lemieux, 2011).

Les nombres de défaillances observées entre 2008 et 2010 peuvent alors être comparés à ceux prédis par les fonctions de survie contrefactuelles, calculées comme indiqué dans l'encadré 4 (cf. graphique X). Au sein de chaque secteur, les nombres observés sont beaucoup plus élevés dans les cohortes récentes que dans les cohortes plus anciennes. Les proportions de défaillances estimées comme « causées » par la crise diffèrent d'une cohorte à l'autre : elles sont plus élevées pour les cohortes les plus récentes (2006 et 2007) que pour les précédentes (2004 et 2005). Ainsi, entre 2008 et 2010, 47 % des défaillances des entreprises de l'industrie créées en 2007 sont imputables à la crise, contre 37 % pour les entreprises créées en 2005 dans le même secteur. Une comparaison similaire donne 44 % contre 36 % dans les transports, 51 % contre 40 % dans la construction et 31 % contre 20 % dans le commerce de détail.

L'effet estimé de la crise sur les cohortes successives prend la forme d'une courbe en « U » : les cohortes proportionnellement les plus affectées sont les plus anciennes et les plus récentes (cf. graphique XI). Le secteur le plus affecté par la crise est la construction, le moins affecté est le commerce de détail.

La proportion de défaillances imputables à la crise varie fortement d'un secteur à l'autre. Toutes cohortes confondues, elle est de 27 % dans le commerce de détail, 35 % dans les transports, 43 % dans l'industrie et 46 % dans la construction (cf. Annexe, tableau A2)²⁴.

²³ La catégorie est ici définie conjointement par le secteur d'activité de l'entreprise, sa taille, sa date de création et la chronique de ses incidents de paiement jusqu'au 31 décembre 2007.

Les tableaux reproduits dans l'annexe A2 montrent que, certes, les défaillances observées entre 2008 et 2010 sont plus nombreuses parce que le nombre des créations d'entreprises s'est nettement accru à compter de 2004, mais aussi et surtout que, parmi ces défaillances, la proportion de celles imputables à la crise (selon notre modèle) n'est pas négligeable. Prenons par exemple le cas des 6 687 entreprises créées en 2004 dans l'industrie manufacturière : 555 ont connu une première défaillance entre 2008 et 2010. Or nous estimons que 230 de ces 555 défaillances sont imputables à la crise. Les 325 restantes seraient donc survenues en l'absence de la crise et l'on remarquera que ce chiffre (325) est supérieur au nombre de défaillances observées entre 2008 et 2010 au sein des cohortes d'entreprises créées dans le même secteur en 2000 (204 défaillances), en 2001 (257 défaillances), et en 2002 (265 défaillances).

Selon ces estimations, les entreprises dont la défaillance a été causée, et non précipitée, par la crise de 2008, constituent donc une proportion significative des entreprises créées entre le 1er janvier 2000 et le 31 décembre 2007 et ayant connu une première défaillance entre 2008 et 2010²⁵. Ces entreprises, distinctes de celles qui auraient fait défaut indépendamment de la crise, auraient pu continuer leur activité si la crise n'avait pas eu lieu. Quelles sont les causes probables de leur défaillance ? N'ont-elles pas pu accéder au crédit bancaire pour faire face à leurs difficultés de trésorerie ? Cette thèse est relativisée par les résultats de diverses enquêtes françaises et européennes récemment menées. En particulier, l'étude de Kremp et Sevestre (2012), réalisée à partir d'un échantillon d'environ 60 000 entreprises, montre que les PME françaises n'ont pas souffert d'un rationnement marqué du crédit entre 2008 et 2010, malgré un comportement plus restrictif des banques.

Notre étude met en lumière l'impact très significatif des incidents de paiement sur la probabilité de défaillance. Ce résultat suggère que les délais de paiement jouent un rôle non-négligeable dans le processus de défaillance. Or, les PME sont généralement plus pénalisées par les délais de paiement que les grandes entreprises. En effet, alors que les grandes entreprises sont généralement en situation de négocier des conditions avantageuses, les PME doivent s'aligner sur leurs concurrentes. Ainsi, le crédit commercial interentreprises conduit les petites entreprises, dont l'accès au crédit bancaire est par ailleurs structurellement plus difficile, à financer les plus grandes. Le rapport publié en 2011 par l'Observatoire des délais de paiement souligne le rôle majeur joué par la réduction des délais de paiement qui permet notamment aux petites entreprises de maintenir des trésoreries satisfaisantes et donc de survivre. Les auteurs de ce rapport font remarquer que, malgré la mise en place de la Loi de modernisation de l'économie de 2008 qui a « globalement réduit le niveau de risque en harmonisant les pratiques de paiement entre entreprises, limitant ainsi la transmission des difficultés de trésorerie d'une entreprise à l'autre », « un tiers des entreprises règlent encore leurs factures ou sont elles-mêmes réglées au-delà de 60 jours » (Observatoire des délais de paiement, 2011, page 3). Toujours selon ce rapport, « les très petites entreprises (TPE) sont régulièrement confrontées à des retards de paiement clients et sont mal armées pour y faire face » (Observatoire des délais de paiement, 2011, page 26). Comme le font remarquer Cabannes et Fougère (2013b), « il semble donc que toute mesure susceptible de réduire les délais de paiement et de contraindre au respect de la loi de 2008 aide significativement les petites entreprises à faire face à leurs difficultés de trésorerie. Ce n'est là qu'une façon d'aider à la survie et à la croissance de ces entreprises, mais en période de crise et face à l'accumulation de contraintes extérieures non imputables à la façon dont ces entreprises sont gérées, c'est l'une des plus nécessaires ».

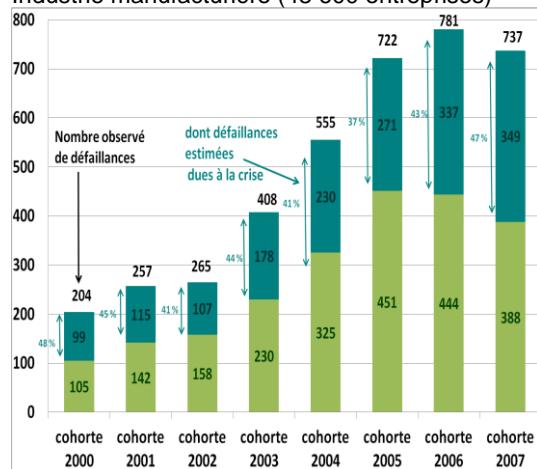
²⁴ Pour l'instant, ces chiffres ne se prêtent pas à des comparaisons internationales, car nous ne connaissons pas d'étude ayant conduit le même type d'analyse pour d'autres pays. Ainsi, l'étude de Koopman et alii (2012) est de nature macroéconomique et celle de Jacobson et alii (2008) ne couvre pas la période suivant la crise de 2008.

²⁵ Dolignon (2011) trouve également que le nombre des défaillances d'entreprises est demeuré à un niveau élevé au cours de la première moitié de l'année 2010, « malgré la reprise de l'activité et une démographie plus favorable, sans doute en raison du contrecoup des mesures de relance et d'un effet lié à la mise en place du statut d'auto-entrepreneur ». Son constat est en accord avec nos résultats qui confirment la poursuite de la hausse conjoncturelle des taux de défaillance durant l'année 2010.

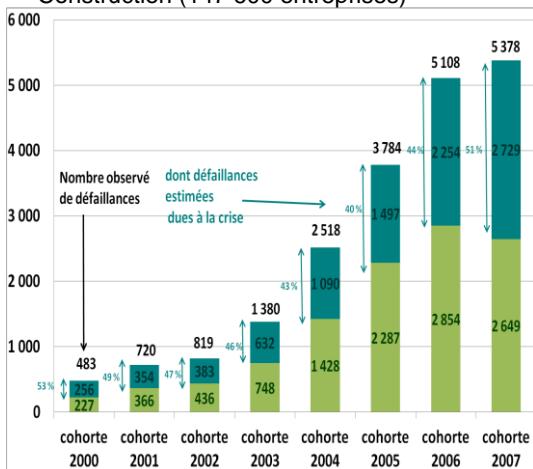
Graphique X

Nombre d'entreprises défaillantes entre 2008 et 2010 (par secteur et année de création)

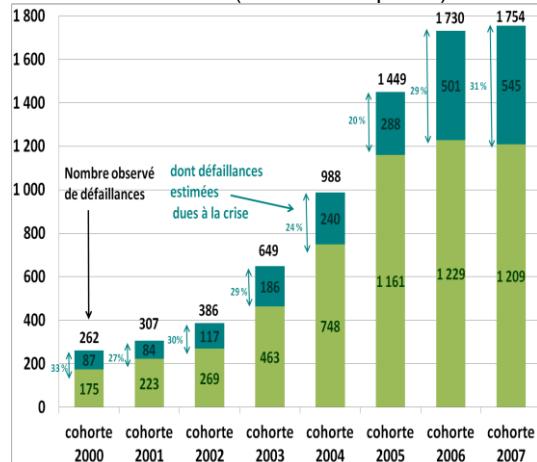
Industrie manufacturière (48 600 entreprises)



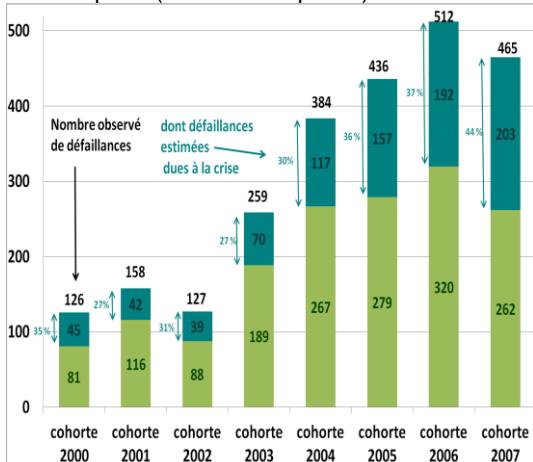
Construction (147 600 entreprises)



Commerce de détail (78 600 entreprises)



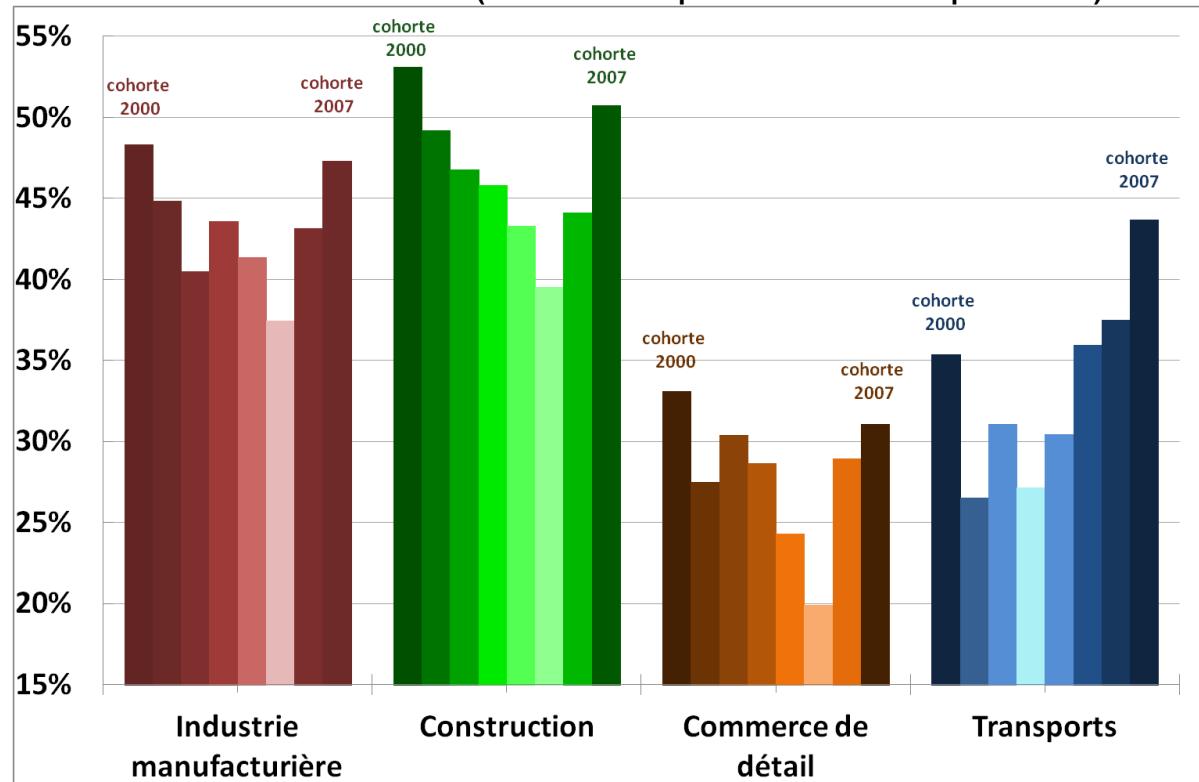
Transports (23 300 entreprises)



Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN ; calculs des auteurs

Graphique XI

Part des défaillances dues à la crise (au sein de chaque secteur et de chaque cohorte)



Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN ; calculs des auteurs

BIBLIOGRAPHIE

- Abbring J. H. et Van Den Berg G. J. (2003)**, "The Non-Parametric Identification of Treatment Effects in Duration Models", *Econometrica*, vol. 71, pp. 1491-1517.
- Agarwal R. (1997)**, "Survival of Firms over the Product Life Cycle", *Southern Economic Journal*, vol. 63, pp. 571-584.
- Agarwal R. et Audretsch D. (2001)**, "Does Entry Size Matter? The Impact of the Life Cycle and Technology on Firm Survival", *Journal of Industrial Economics*, vol. 49, pp. 21-43.
- Agarwal A., Davis J. T. et Ward T. (2001)**, "Supporting Ordinal Four-State Classification Decisions Using Neural Networks", *Information Technology and Management*, vol. 2, pp. 5-26.
- Aghion P., Blundell R., Griffith R., Howitt P. et Prantl S. (2009)**, "The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 91, pp. 20-32.
- Alam P., Booth D., Lee K. et Thordarson T. (2000)**, "The Use of Fuzzy Clustering Algorithm and Self-Organizing Neural Networks for Identifying Potentially Failing Banks: An Experimental Study", *Expert Systems with Applications*, vol. 18, pp. 185-199.
- Altman E. (1968)**, "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy", *Journal of Finance*, vol. 23, pp. 589-609.
- Altman E. (1989)**, *Default Risk, Mortality Rates, and the Performance of Corporate Bonds*, Research Foundation Publications, Charlottesville.
- Altman E. (1993)**, *Corporate Financial Distress and Bankruptcy*, 2^{ème} édition, John Wiley and Sons. New York.
- Altman E., Haldeman R. et Narayanan P. (1977)**, "Zeta Analysis: A New Model to Identify Bankruptcy Risk in Corporations", *Journal of Banking and Finance*, vol. 1, pp. 29-54.
- Altman E. I., Marco G. et Varetto F. (1994)**, "Corporate Distress Diagnosis: Comparisons Using Linear Discriminant Analysis and Neural Network – The Italian Experience", *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, pp. 505-529.
- Audretsch D. (1991)**, "New Firm Survival and the Technology Regime", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 73, pp. 441-450.
- Audretsch D. et Mahmood T. (1995)**, "New Firm Survival: New Results Using a Hazard Function", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 77, pp. 97-103.
- Beaver W. (1966)**, "Financial Ratios as Predictors of Failure, Empirical Research in Accounting: Selected Studies", *Journal of Accounting Research*, vol. 4, pp. 71-111.
- Blazy R. et Combier J. (1998)**, *Les défaillances d'entreprises*, Presses Universitaires de France, Paris.
- Cabannes P. Y. et Fougère D. (2013a)**, « Les effets de l'ACCRE sur la durée de vie des entreprises », mimeo, CREST, Paris.
- Cabannes P. Y. et Fougère D. (2013b)**, *Aider à la création d'entreprise*, Presses de Sciences Po, à paraître.
- Carling K., Jacobson T., Lindé J. et Roszbach K. (2007)**, "Corporate Credit Risk Modeling and the Macroeconomy", *Journal of Banking and Finance*, vol. 31, pp. 845-868.

Coad A. et Rao R. (2008), "Innovation and Firm Growth in High-Tech Sectors: A Quantile Regression Approach", *Research Policy*, vol. 37, pp. 633-648.

Cox D. (1972), "Regression Models and Life Tables", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, vol. 34, pp. 187–220.

Cox D. (1975), "Partial Likelihood", *Biometrika*, vol. 62, n° 2, pp. 269–276.

Deakin E. B. (1972), "A Discriminant Analysis of Predictors of Business Failure", *Journal of Accounting Research*, vol. 10, pp. 167-179.

Dolignon C. (2011), « Facteurs explicatifs des évolutions récentes des défaillances d'entreprises : une analyse économétrique », *Lettre Trésor-Eco* n° 84, Direction Générale du Trésor, Ministère de l'Economie, des Finances et de l'Industrie, Paris.

Duffie D., Eckner A., Horel G. et Saita L. (2009), "Frailty Correlated Default", *The Journal of Finance*, vol. 64, pp. 2089-2123.

Duffie D., Saita L. et Wang K. (2007), "Multi-Period Corporate Default Prediction with Stochastic Covariates", *Journal of Financial Economics*, vol. 83, pp. 635-655.

Dunne T., Roberts M. et Samuelson L. (1989), "The Growth and Failure of U.S. Manufacturing Plants", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, pp. 671-698.

Fabre V. et Kerjose R. (2007), « Crédit d'entreprises et emploi : la dynamique sur trois ans », *Insee Première* n° 1148, Insee, Paris.

Fortin N., Firpo S. et Lemieux T. (2011), "Decomposition Methods in Economics", dans Orley Ashenfelter et David Card (éditeurs), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4A, pp. 1-102, Elsevier.

Geroski P.A., Mata J. et Portugal P. (2009), "Founding Conditions and the Survival of New Firms", *Strategic Management Journal*, vol. 31, pp. 510-529.

Jacobson T., Kindell R., Lindé J. et Roszbach K. (2008), "Firm Default and Aggregate Fluctuations", *CEPR Discussion Paper*, n° 7083, à paraître dans *The Journal of the European Economic Association*.

Jones S. et Hensher D. A. (2004), "Modelling Corporate Failure: A Multinomial Nested Logit Analysis for Unordered Outcomes", *British Accounting Review*, vol. 39, pp. 89-107.

Koopman S. J., Lucas A. et Schwaab B. (2012), "Dynamic Factor Models With Macro, Frailty, and Industry Effects for U.S. Default Counts: The Credit Crisis of 2008", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 30, pp. 521-532.

Kremp E. et Sevestre P. (2012), "Did the Crisis Induce Credit Rationing for French SMEs?", *Document de Travail* n° 405, Banque de France, Paris.

Lau A.H. (1987), "A Five-State Financial Distress Prediction Model", *Journal of Accounting Research*, vol. 25, pp. 127-138.

Mahmood T. (2000), "Survival of Newly Founded Businesses: A Log-Logistic Model Approach", *Small Business Economics*, vol. 14, pp. 223-237.

Morris J. R. (2009), "Life and Death of Businesses: A Review of Research on Firm Mortality", *Journal of Business Valuation and Economic Loss Analysis*, vol. 4, pp. 1-39.

Neumark D., Wall B. et Zhang J. (2011), "Do Small Businesses Create More Jobs? New Evidence from the National Establishment Time Series", *The Review of Economics and Statistics*, pp. 16-29.

Observatoire des délais de paiement (2011), *Rapport annuel 2011*, Banque de France, Paris.

Oséo (2011), *La défaillance des entreprises. Étude sur données françaises entre 2010 et 2010*, Regards sur les PME n° 21, La Documentation Française.

Peel M. J. et Peel D. A. (1987), "Some Further Empirical Evidence on Predicting Private Company Failure", *Accounting and Business Research*, vol. 18, pp. 57-66.

Ridder G. et Tunali I. (1999), "Stratified Partial Likelihood Estimation", *Journal of Econometrics*, vol. 92, pp. 193–232.

Shumway T. (2001), "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model", *Journal of Business*, vol. 74, pp. 101-124.

Therneau T. M. et Grambsch P. M. (2000), *Modeling Survival Data: Extending the Cox Model*, Springer.

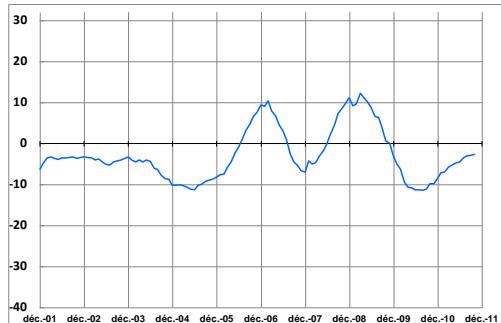
Ward T. J. et Foster B. (1997), "A Note on Selecting a Response Measure for Financial Distress", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 24, pp. 869-879.

Zurada J., Foster B., Ward T. et Barker R. M. (1998), "Neural Networks versus Logit Regression Models for Predicting Financial Distress Response Variables", *Journal of Applied Business Research*, vol. 15, pp. 21-29.

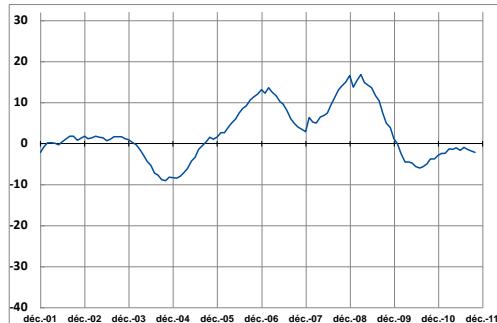
Annexes

Graphique A1 : Nombre d'incidents de paiement sur effets de commerce pour incapacité de payer (glissement annuel du cumul sur 12 mois)

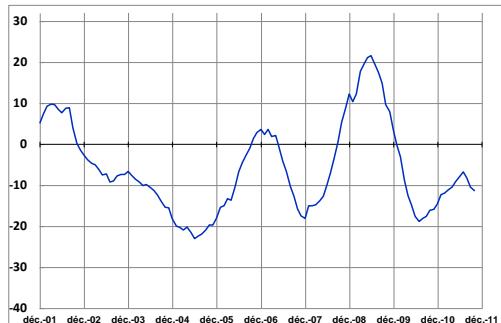
Commerce



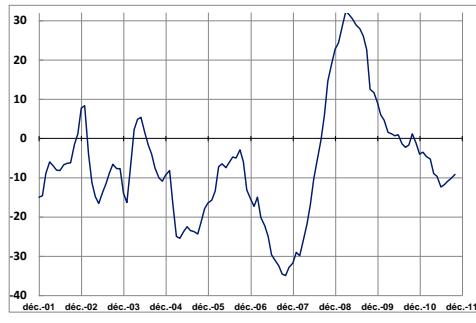
Construction



Industrie manufacturière



Transports



Source : Banque de France, Direction des entreprises, base FIBEN

Tableau A2 : Effets de la crise sur le nombre de défaillances entre 2008 et 2010

Année de création	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Ensemble cohortes
<i>Industrie manufacturière (nombre d'entreprises)</i>									
Créations	5 605	5 766	5 476	5 868	6 687	6 558	6 365	6 237	48 562
Défaillances observées en 2008-2010	204	257	265	408	555	722	781	737	3 929
Impact estimé de la crise	99 (48 %)	115 (45 %)	107 (41 %)	178 (44 %)	230 (41 %)	271 (37 %)	337 (43 %)	349 (47 %)	1 685 (43 %)
<i>Transports (nombre d'entreprises)</i>									
Créations	2 289	2 419	2 251	2 642	3 039	3 312	3 318	3 925	23 195
Défaillances observées en 2008-2010	126	158	127	259	384	436	512	465	2 467
Impact estimé de la crise	45 (35 %)	42 (27 %)	39 (31 %)	70 (27 %)	117 (30 %)	157 (36 %)	192 (37 %)	203 (44 %)	865 (35 %)

2

Année de création	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Ensemble cohortes
<i>Construction (nombre d'entreprises)</i>									
Créations	11 570	12 888	12 726	15 414	20 074	22 285	24 735	27 566	147 258
Défaillances observées en 2008-2009	483	720	819	1 380	2 518	3 784	5 108	5 378	20 190
Défaillances estimées en 2008-2009	256 (53%)	354 (49%)	383 (47%)	632 (46%)	1 090 (43%)	1 497 (40%)	2 254 (44%)	2 729 (51%)	9 194 (46%)
<i>Commerce de détail (nombre d'entreprises)</i>									
Créations	7 723	8 185	8 729	10 774	13 695	15 348	14 149	13 893	78 603
Défaillances observées en 2008-2009	262	307	386	649	988	1 449	1 730	1 754	7 725
Défaillances estimées en 2008-2009	87 (33%)	84 (27%)	117 (30%)	186 (29%)	240 (24%)	288 (20%)	501 (29%)	545 (31%)	2 049 (27%)

3

Documents de Travail

450. V. Bignon, R. Breton and M. Rojas Breu, "Currency Union with or without Banking Union," October 2013
451. M. Crozet, E. Milet and D. Mirza, "The Discriminatory Effect of Domestic Regulations on International Trade in Services: Evidence from Firm-Level Data," October 2013
452. P. Bacchetta, K. Benhima, and Y. Kalantzis, "Optimal Exchange Rate Policy in a Growing Semi-Open Economy," October 2013
453. M. Beine, J-C. Bricongne and P. Bourgeon, "Aggregate Fluctuations and International Migration," October 2013
454. L. Ferrara, C. Marsilli and J.-P. Ortega, "Forecasting growth during the Great Recession: is financial volatility the missing ingredient?," October 2013
455. C. Gouriéroux, A. Monfort and J-P. Renne, "Pricing Default Events: Surprise, Exogeneity and Contagion," October 2013
456. C. Gouriéroux, A. Monfort, F. Pegoraro and J-P. Renne, "Regime Switching and Bond Pricing," October 2013
457. J-H. Ahn and R. Breton, "Securitization, Competition and Monitoring," October 2013
458. T. Mayer, F. Mayneris and L. Py, "The impact of Urban Enterprise Zones on establishment location decisions: Evidence from French ZFUs," October 2013
459. M. Ravanel, "Voting in committee: firm value vs. back scratching," October 2013
460. J. Carluccio and M. Bas, "The Impact of Worker Bargaining Power on the Organization of Global Firms," November 2013
461. F. Canova, F. Ferroni and C. Matthes, "Choosing the variables to estimate singular DSGE models," November 2013
462. S. Avouyi-Dovi, G. Horny and P. Sevestre, "The dynamics of bank loans short-term interest rates in the Euro area: what lessons can we draw from the current crisis?," November 2013
463. D. Fougère, C. Golfier, G. Horny et E. Kremp, "Quel a été l'impact de la crise de 2008 sur la défaillance des entreprises ?," Novembre 2013

Pour accéder à la liste complète des Documents de Travail publiés par la Banque de France veuillez consulter le site :
www.banque-france.fr

For a complete list of Working Papers published by the Banque de France, please visit the website:
www.banque-france.fr

Pour tous commentaires ou demandes sur les Documents de Travail, contacter la bibliothèque de la Direction Générale des Études et des Relations Internationales à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Working Papers, contact the library of the Directorate General Economics and International Relations at the following address :

BANQUE DE FRANCE
49- 1404 Labolog
75049 Paris Cedex 01
tél : 0033 (0)1 42 97 77 24 ou 01 42 92 63 40 ou 48 90 ou 69 81
email : 1404-ut@banque-france.fr