

CHAPITRE 2

Défaillance des PME françaises : identification de seuils critiques à partir de fondamentaux économiques et financiers

Hayette GATFAOUI

NEOMA Business School, Département Finance

Introduction

D'après la définition et la classification proposées par la loi de modernisation de l'économie¹ (LME), une petite et moyenne entreprise² (PME) comporte un effectif salarié inférieur à 250 personnes et présente soit un chiffre d'affaires inférieur ou égal à 50 millions d'euros, soit un total de bilan inférieur ou égal à 43 millions d'euros. Pour être compétitive et ainsi pérenniser sa performance à long terme (e.g. croissance, progression des parts de marché), une PME doit pouvoir faire face à la concurrence tout en maintenant sa flexibilité financière à travers le contrôle de ses flux financiers (e.g. flux de trésorerie tels que le cash-flow disponible³ et l'excédent de trésorerie d'exploitation). L'objectif consiste en le maintien de la rentabilité de ses capitaux propres et la croissance de son chiffre d'affaires

1. Décret d'application de la LME n° 2008-1354 du 18 décembre 2008.

2. De manière plus restrictive, la micro-entreprise comporte un effectif salarié inférieur à 10 personnes et présente un chiffre d'affaires annuel ou un total de bilan inférieur ou égal à 2 millions d'euros.

3. Le cash-flow disponible correspond à la composante liquide de la capacité d'autofinancement.

tout en conservant un degré de liquidité suffisant, c'est-à-dire en préservant sa capacité à rembourser les dettes à court terme à partir des flux de liquidité générés par son exploitation (Vernimmen et al., 2013). Lorsque l'équilibre financier est rompu, cela peut aboutir à une situation de défaillance. Selon Ooghe et Van Wymeersch (2005), la défaillance correspond au moment où l'entreprise ne parvient plus à satisfaire ses objectifs économiques de façon continue.

En particulier, un déficit de ressources propres ainsi que de fortes contraintes financières peuvent générer des difficultés financières. Par exemple, les PME sont très exposées aux variations de revenus car leur niveau d'endettement souvent important s'associe généralement à des frais financiers élevés qu'il faut satisfaire en continu. Ainsi, les fluctuations du revenu financier menacent le service de la dette, ou encore, la capacité de l'entreprise à apurer/rembourser les dettes contractées. Par ailleurs, les PME peuvent subir une altération de leur performance ou encore faire face à des imprévus menaçant leur activité. Ainsi, les difficultés financières rencontrées par l'entreprise l'empêchent d'honorer ses obligations contractuelles de dette, la menant ainsi à un défaut de paiement, à savoir l'impossibilité de satisfaire une échéance de dette ou d'intérêts associés (Combiér et Blazy, 1998). Lorsque l'actif disponible devient insuffisant pour honorer le passif exigible, l'entreprise se retrouve alors en situation de cessation des paiements car il lui devient impossible d'honorer ses engagements de dette. Dans ce cas, l'entreprise est dite en situation de défaillance auquel cas une procédure de redressement judiciaire est ouverte à son encontre. Suite aux difficultés financières, l'entreprise peut se retrouver soit en situation d'illiquidité, soit en situation d'insolvabilité. En situation d'illiquidité, l'entreprise est temporairement incapable de satisfaire ses échéances de dette à court terme tandis qu'elle se trouve dans l'incapacité permanente de satisfaire de telles échéances lorsqu'elle se retrouve en situation d'insolvabilité (e.g. vision de long terme mettant en cause la survie de l'entreprise). En fonction de sa situation de solvabilité notamment, et à l'issue de la procédure de redressement judiciaire (loi Badinter de 1985), l'entreprise est soit redressée par continuation ou cession, soit liquidée via une procédure de liquidation judiciaire (Combiér et Blazy, 1998).

Selon Timmons et Spinelli (2004), les principales causes de la défaillance des entreprises consistent en l'insuffisance des connaissances managériales, les difficultés d'accès aux ressources financières et le climat défavorable des affaires. Toutefois, la santé financière des PME dépend aussi des relations interentreprises. Par exemple, la défaillance est souvent déclenchée via l'attitude des entreprises envers leurs fournisseurs qui subissent des retards de délai de paiement

aggravant leur situation. En outre, l'attribution de crédits bancaires repose sur l'appréhension d'un certain nombre de risques dont le risque financier tel que le levier d'endettement, le risque opérationnel, le risque commercial ainsi que le risque associé à la gouvernance (Behr et Güttler, 2007 ; Fama et Jensen, 1983) sans oublier les contraintes réglementaires pesant sur les banques et institutions financières. Le niveau élevé du risque de défaillance des PME ainsi que les coûts du crédit associés rendent l'accès difficile au financement par prêts bancaires, ces derniers constituant un ballon d'oxygène en termes de ressources (e.g. fortes fluctuations des flux de trésorerie). Le risque de défaillance étant souvent amplifié par la conjoncture économique. Ainsi, les difficultés de financement des PME et la carence consécutive en ressources menacent leur survie (Allen et al., 2006).

À la lumière de ces faits stylisés, nous proposons d'analyser l'évolution du nombre des défaillances des PME françaises. En particulier, nous établissons des seuils critiques associés à l'évolution du nombre de défaillances des PME françaises sur la base de scénarios de risque prédéfinis, et en regard du contenu informationnel d'indicateurs économiques et financiers bien choisis. Ces seuils de risque permettent d'établir des signaux d'alerte lorsque le nombre des défaillances des PME franchit les seuils critiques estimés, ces seuils critiques évoluant au cours du temps pour un niveau de risque donné (i.e. analyse dynamique et non statique). L'alerte ainsi déclenchée s'avère utile aux autorités concernées afin de prendre les mesures de soutien et d'aide aux PME qui s'imposent. En effet, l'existence des PME dont la survie est importante pour le tissu économique et la croissance de la France, doit être préservée. Dans ce cadre, l'analyse proposée s'articule en trois temps. Dans un premier temps, nous présentons le contexte général et les déterminants majeurs de la défaillance d'entreprise ainsi que les indicateurs ou encore fondamentaux sélectionnés. Ces derniers illustrant les faits stylisés de la défaillance des PME en France (Timmons et Spinelli, 2004). Dans un second temps, nous introduisons la méthodologie économétrique, à savoir la régression quantile qui permet d'établir des seuils critiques dynamiques (i.e. variables dans le temps). Puis, nous présentons les résultats associés. Enfin, dans un troisième temps, nous proposons les conclusions propres à notre étude ainsi que leur portée en matière d'aide au sauvetage et à la prévention de la défaillance des PME.

1. Contexte et information analysée

Nous introduisons le paysage dans lequel évoluent les PME françaises et recensons les faits stylisés récents de la défaillance des PME. Par ailleurs, les données qui serviront à l'étude économétrique proposée sont également introduites en regard de certains faits stylisés et de l'objectif de l'étude, à savoir la détermination de seuils critiques de la défaillance et des signaux d'alerte associés.

1.1 Déterminants majeurs des défaillances des PME

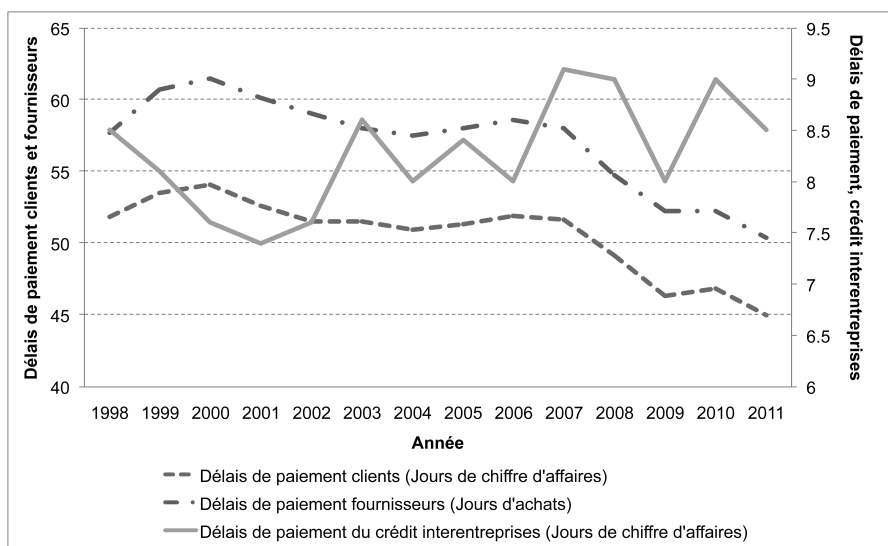
La situation de l'entreprise, et par conséquent sa rentabilité, résulte généralement de l'arbitrage entre stratégie industrielle/concurrentielle (e.g. gestion des coûts, marges), stratégie économique/organisationnelle (e.g. rendement des actifs) et stratégie financière (e.g. structure financière et niveau optimal d'endettement) entre autres. Une entreprise saine et pérenne (i.e. compétitive) doit présenter notamment une rentabilité suffisante de ses capitaux propres, une flexibilité financière via le contrôle de ses flux financiers (i.e. structure du capital flexible), un degré de liquidité convenable et un chiffre d'affaires en croissance. Lorsque son activité se dégrade, sa santé financière s'en trouve altérée et les indicateurs comptables et financiers associés (e.g. rentabilité économique et financière, niveaux de liquidité et de solvabilité, levier d'endettement, flux de trésorerie, financement du cycle d'exploitation) se dégradent également, indiquant l'émergence d'un déséquilibre financier (Altman, 1968 ; Altman et al., 1994). Lorsque ce déséquilibre s'installe, il mène l'entreprise à la défaillance auquel cas elle dépose son bilan auprès du greffe du Tribunal de commerce.

La défaillance provient souvent de difficultés de trésorerie qui peuvent être engendrées voire même accentuées soit par des facteurs environnementaux extérieurs à l'entreprise, soit par des facteurs liés aux activités de la PME. Parmi les quatre catégories de risques pouvant menacer l'activité de l'entreprise, figurent les risques clients (e.g. produits défectueux, perte de clients stratégiques), financiers (e.g. trésorerie, chiffre d'affaires et aléas à répercussions financières), juridiques (e.g. contentieux), et matériels (e.g. pannes machines ou informatiques pénalisant l'activité). En effet, les facteurs propres à l'activité de l'entreprise intègrent les problèmes de trésorerie, qui résultent assez souvent de lacunes en matière de produit, de stratégie marketing ou encore de politique de développement de l'entreprise. Par ailleurs, la qualité de la relation client-fournisseur est souvent mise en cause, de même que l'absence de respect des délais de paiement. En particulier, le fournisseur devient souvent un paramètre d'ajustement car ses

DÉFAILLANCE DES PME FRANÇAISES : IDENTIFICATION DE SEUILS CRITIQUES À PARTIR DE FONDAMENTAUX ÉCONOMIQUES ET FINANCIERS

partenaires (e.g. grandes entreprises industrielles) usent du retard de paiement pour préserver leur trésorerie⁴, modifient les contrats en cours pour sauver leurs marges ou encore annulent leurs commandes (Nguyen, 2013). Cette dimension pose la question du taux de dépendance à la fois des fournisseurs, et des entreprises vis-à-vis des fournisseurs ainsi que du taux de dépendance vis-à-vis des clients (e.g. stratégie de diversification des clients/fournisseurs de l'entreprise, idem pour les fournisseurs)⁵. Depuis la dernière décennie, les délais moyens de paiement clients et fournisseurs affichent une tendance baissière alors que le crédit interentreprises⁶ présente une tendance haussière des délais de paiement (voir Graphique 1, source des données : Banque de France).

Graphique 1 – Délais de paiement des PME (tous secteurs confondus)



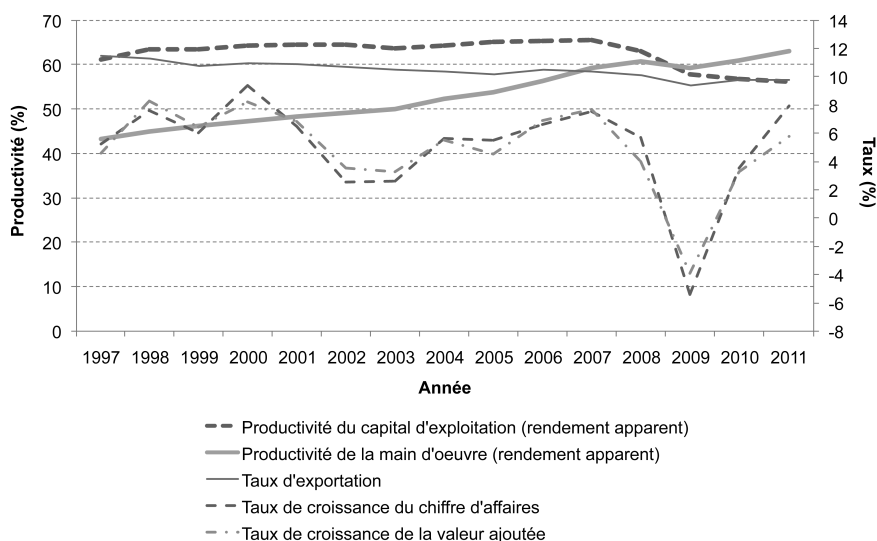
4. La loi de modernisation de l'économie de 2008 (LME) encadre les délais de paiement dont la durée légale s'élève à 60 jours.

5. La dépendance de l'entreprise vis-à-vis d'un nombre trop faible de clients et/ou de fournisseurs menace les activités de celle-ci car elle s'expose au risque de perte d'un client ou fournisseur important.

6. Le crédit interentreprises correspond au crédit que les entreprises s'accordent mutuellement à travers les délais de paiement (e.g. paiement à la livraison des biens ou services vendus). D'un point de vue microéconomique, le crédit interentreprises correspond à la différence entre le crédit clients et le crédit fournisseurs.

Du point de vue de l'activité des PME, la productivité moyenne du capital ainsi que le taux moyen d'exportation présentent une tendance baissière contrairement à la productivité moyenne de la main-d'œuvre (voir Graphique 2, source des données : Banque de France). En effet, les PME ont du mal à maintenir leur activité exportatrice qui constitue un facteur potentiel de croissance pour ces dernières. D'après Oséo (2012), 60 % des PME cessent leur activité exportatrice après une année, ce qui pose le problème de la soutenabilité des exportations des PME (e.g. structure des ventes et volume des exportations). Toutefois, le chiffre d'affaires et la valeur ajoutée moyens repartent à la hausse après l'impact flagrant de la crise financière, présageant un retour probable à la performance.

Graphique 2 – Activité des PME (tous secteurs confondus)

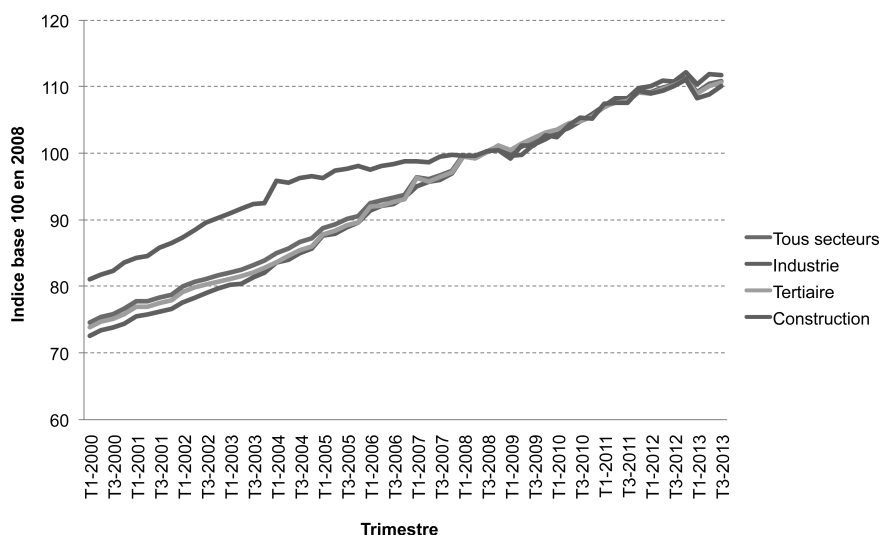


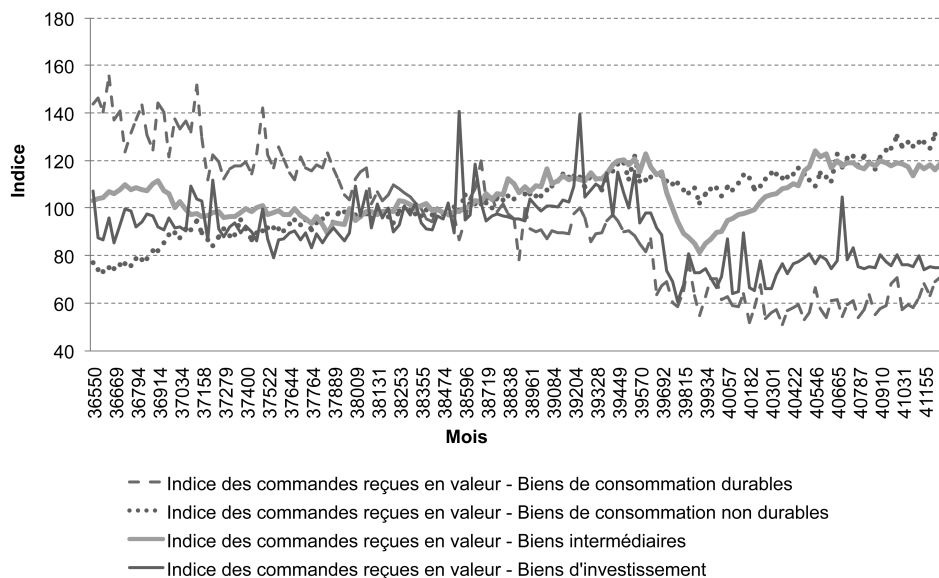
Mais, la prudence oblige à contrebalancer ces données d'activité avec, d'une part, les coûts auxquels les PME doivent faire face et, d'autre part, l'évolution de leurs carnets de commandes entre autres. Par exemple, le Graphique 3 illustre l'explosion des charges de personnel dans le revenu global à travers la flambée des indices de coût du travail (salaires et charges comprises, source de données : Insee) alors que le Graphique 4 (source de données : Insee) illustre l'évolution des commandes reçues par type de biens. Depuis le premier trimestre 2009, les indices du coût du travail des secteurs de l'industrie, du tertiaire et de la construction atteignent des niveaux similaires et évoluent de façon analogue, à l'image de

**DÉFAILLANCE DES PME FRANÇAISES : IDENTIFICATION DE SEUILS CRITIQUES
À PARTIR DE FONDAMENTAUX ÉCONOMIQUES ET FINANCIERS**

l'indice du coût du travail tous secteurs confondus. Une telle configuration vient accroître les coûts de production (tels que les charges de personnel ou le prix des matières premières), qui sont supportés par les PME, et donc altère la création de valeur ajoutée par les PME. Depuis le mois de janvier 2009, les commandes de biens intermédiaires et de biens de consommation non durables ont le vent en poupe contrairement aux commandes de biens de consommation durables et de biens d'investissement.

Graphique 3 – Indice du coût du travail (salaires et charges comprises)



Graphique 4 – Indice des commandes reçues par type de biens

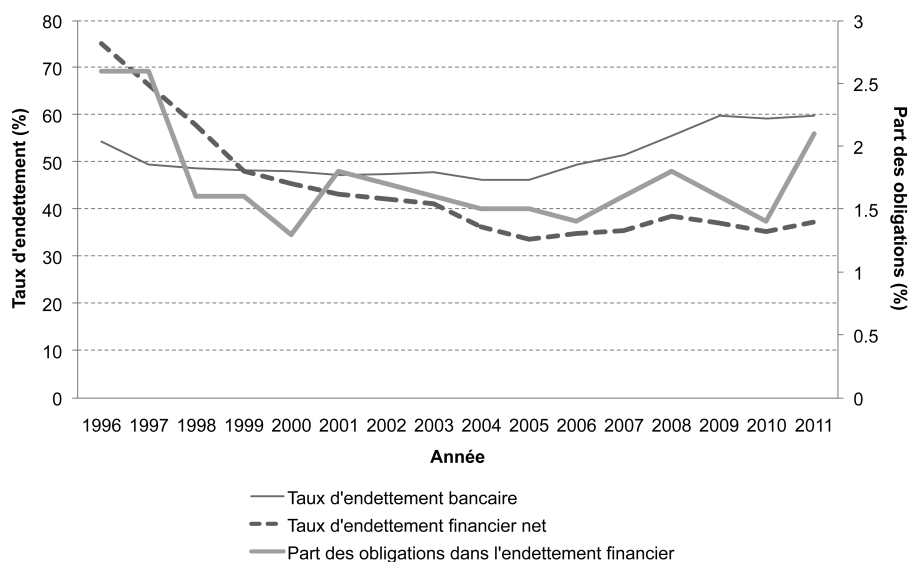
Parmi les facteurs environnementaux de la défaillance, l'accès aux ressources financières et les coûts de financement figurent parmi les déterminants les plus importants. L'accès au financement des PME est souvent contraint par un risque de défaillance élevé et la limitation des garanties proposées par ces dernières. En particulier, le taux de défaillance s'avère être plus élevé pour les entreprises jeunes, qui sont âgées de 3 ans au plus en moyenne⁷. De plus, la conjoncture économique favorise les défaillances des PME en situation de ralentissement, ces dernières souffrant alors d'un manque de ressources en comparaison des grandes entreprises. Par ailleurs, la qualité des garanties et des cautions de biens utilisables par les banques pour garantir les prêts octroyés en cas de défaut de paiement est souvent remise en cause. Dans le cas des PME, les banques ou institutions financières jugent la protection apportée par ces garanties insuffisante. En outre, les coûts de financement des entreprises dépendent des problèmes d'agence et d'asymétrie d'information (Chan et Thakor, 1987 ; Stiglitz et Weiss, 1981) souvent issus du degré d'opacité associé aux activités et à la qualité du bilan de l'entreprise ainsi qu'au manque de visibilité correspondant (e.g. régularité dans la divulgation de l'information comptable et financière, business plan). En

7. Voir Bordes et Melitz (1992) ainsi que Marco et Rainelli (1986) par exemple.

DÉFAILLANCE DES PME FRANÇAISES : IDENTIFICATION DE SEUILS CRITIQUES À PARTIR DE FONDAMENTAUX ÉCONOMIQUES ET FINANCIERS

effet, le manque de transparence financière accroît les coûts de transaction⁸ associés au financement des PME, de par l'incertitude et le risque qu'il génère pour les financeurs⁹, et réduit ainsi la probabilité d'accéder au crédit. Ce facteur est d'autant plus important pour les PME (Berger et Udell, 1998) que l'accès au capital conditionne leur survie (Allen et al., 2006). À ce jour, la dépendance des PME vis-à-vis des crédits bancaires reste encore trop forte alors que le financement par émission d'obligations est quasiment ignoré (voir Graphique 5, source des données : Banque de France). Depuis l'année 2005, le taux moyen d'endettement bancaire repart à la hausse tout en se stabilisant à un niveau d'environ 60 % à partir de l'année 2009. En outre, la décroissance observée du taux moyen d'endettement financier net se justifie par des capitaux propres ayant une croissance plus rapide que celle de l'endettement financier (Cayssials et Servant, 2012).

Graphique 5 – Financement des PME (tous secteurs confondus)

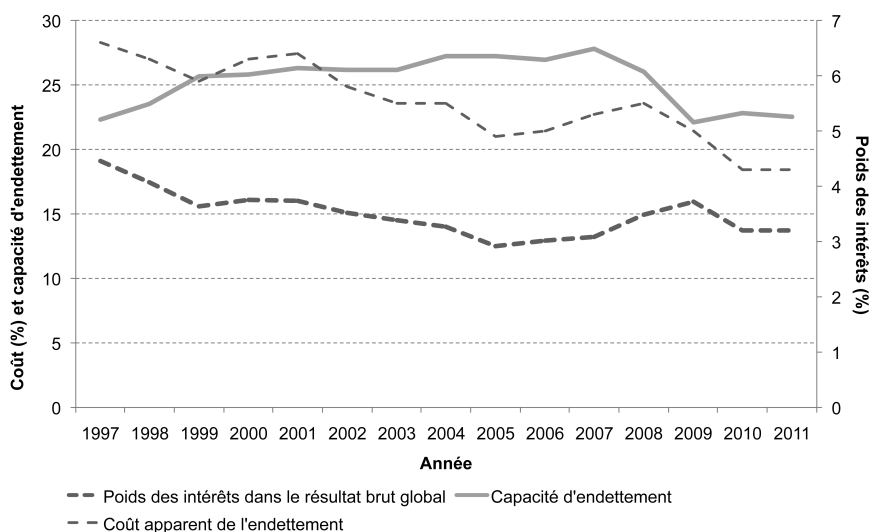


8. Ces derniers incorporent notamment les frais relatifs à l'évaluation du crédit (e.g. scoring), son traitement et sa surveillance/son suivi ainsi que des provisions de capitaux liés aux prêts considérés en vertu de la réglementation financière. Plus les coûts de transaction sont élevés, plus le coût de l'emprunt est important suite à l'arbitrage de la banque devant assurer sa rentabilité en regard du coût de son capital.

9. L'absence d'information détaillée empêche une évaluation correcte du risque de crédit de l'entreprise, rendant ainsi le prêt bancaire d'autant plus risqué. Ainsi, la banque ou l'institution financière refuse plus facilement d'accorder le crédit ou bien les taux d'intérêt appliqués sont exagérément élevés et s'avèrent par conséquent dissuasifs.

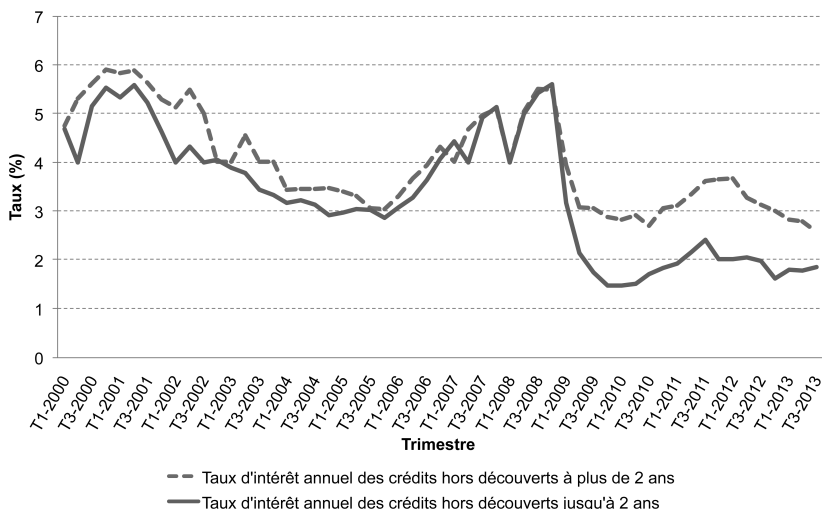
Les coûts de financement ont des conséquences non négligeables sur l'autonomie et la solvabilité des PME (voir Graphique 6, source des données : Banque de France). Malgré la tendance baissière du coût apparent moyen de l'endettement, le poids moyen des intérêts dans le résultat brut global repart à la hausse depuis l'année 2005. Une telle évolution souligne une altération de la flexibilité financière des PME, surtout pendant la crise financière. Altération qui se traduit également par une baisse notable de la capacité moyenne d'endettement des PME.

**Graphique 6 – Autonomie et solvabilité des PME
(tous secteurs confondus)**



La baisse du coût apparent moyen de l'endettement s'associe à un contexte globalement baissier du coût moyen du crédit aux PME, malgré un sursaut important de ces coûts durant la crise (voir Graphique 7, source des données : Banque de France). Toutefois, le différentiel de taux entre les crédits d'une durée allant jusqu'à deux ans et les crédits d'une durée supérieure se creuse fortement après la crise, posant ainsi problème pour le financement de projets à moyen-long terme notamment (e.g. innovations).

Graphique 7 – Coût du crédit aux PME (tous secteurs confondus)



Par ailleurs, les banques durcissent les conditions d'accès au crédit à l'égard des PME du fait de la réglementation de Bâle 3 (e.g. nantissements). Cette dimension pose d'abord la question de la multibancarité afin de faire jouer la concurrence entre banques ou institutions financières (et ainsi faire baisser le coût du crédit) tout en minimisant le risque d'inaccessibilité des ressources financières (Alesnayan et al., 2010 ; Bannier, 2010 ; Guiso et Minetti, 2010). En parallèle, se pose la question des sources de financement accessibles aux PME autres que le financement bancaire comme, par exemple, le financement obligataire ou encore la titrisation (e.g. transformation de créances en titres émis sur le marché financier). L'enjeu du financement des PME est majeur dans la mesure où leur croissance nécessite des capitaux pour se développer (Beck, 2007). Cette dernière passe notamment par le financement de l'innovation, cette activité constituant non seulement un facteur de croissance mais aussi un déterminant de la résilience des PME.

Plusieurs outils et dispositifs ont été proposés (plus ou moins récemment) afin de pallier certains désavantages et contrebalancer les situations défavorisant les PME. Ces derniers s'inscrivent dans le contexte de politiques publiques de soutien aux entreprises (e.g. exonération fiscale, conseils dédiés, pôles de compétitivité). Dans ce cadre, une « charte des relations fournisseurs », des considérations en matière de responsabilité sociétale des entreprises (RSE), le crédit d'impôt pour

la compétitivité et l'emploi (CICE) ainsi qu'un service de médiation interentreprises et une médiation du crédit aux entreprises sont proposés/existent. En outre, la loi Hammon¹⁰ réprimant sévèrement les délais de paiement abusifs devrait atténuer un des facteurs majeurs de la défaillance des PME françaises. Pour ce qui est de l'aide au financement des entreprises, le Fonds de développement économique et social (Feds) ainsi que la Banque Publique d'Investissement (Bpifrance) devraient aider au financement de la création d'entreprises ou de projets de recherche et développement, d'innovation et d'exportation¹¹ que les banques rejettent généralement. Ces deux derniers organismes visent à orienter l'investissement vers le financement de la production et le soutien de la croissance des entreprises françaises dont les PME.

1.2 Présentation et analyse des données sélectionnées

En regard de l'historique des défaillances des PME françaises et des faits stylisés qui les caractérisent, nous sélectionnons un certain nombre de fondamentaux économiques et financiers qui sont proposés par la Banque de France, la Commission européenne, Eurostat, l'Insee voire éventuellement l'OCDE. Les séries chronologiques sont considérées en fréquence mensuelle et sur une période allant du mois de janvier 2000 au mois de septembre 2013 (soit 165 observations par série de données)¹². Les séries chronologiques étudiées illustrent les principaux facteurs de la défaillance dont la conjoncture économique et le financement des entreprises (Timmons et Spinelli, 2004). Par ailleurs, valeur ajoutée, rentabilité, solvabilité et liquidité étant liées, la dimension financière des PME est appréhendée à travers des indices de chiffres d'affaires sectoriels. En particulier, le chiffre d'affaires illustre la productivité et la croissance de l'entreprise. Ces dernières sont régies par la cohérence entre les ressources et les objectifs stratégiques ainsi que l'organisation de l'entreprise (Freel, 2000 ; Hanna et al., 2002 ; Olson et al., 2001). Les facteurs environnementaux et macroéconomiques illustrent le cycle économique, l'inflation, les conditions de crédit ainsi que les marchés financiers entre autres.

10. Il s'agit du projet de « Loi de consommation 2013 ».

11. Les activités d'innovation et d'exportation ont permis aux PME de résister à la période de crise financière (Oseo, 2012). En outre, ces activités sont des déterminants de la compétitivité des PME.

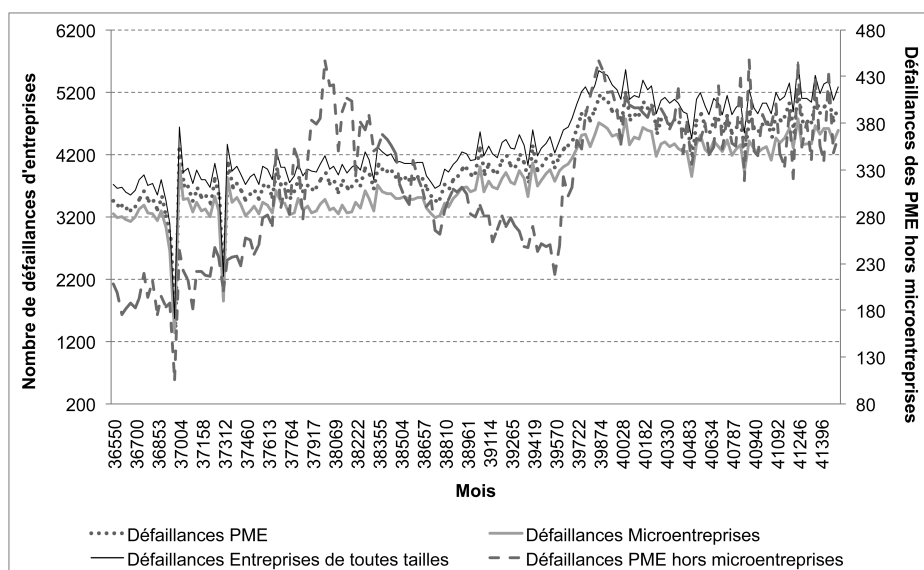
12. Ainsi, l'étude proposée peut aisément être reproduite puisque les données sont publiquement accessibles. Par ailleurs, la fréquence mensuelle des données contraint le choix des fondamentaux de la défaillance des PME.

Ainsi, nous considérons un ensemble de 52 séries chronologiques classées en 6 groupes. Le premier groupe recense les variables d'intérêt à savoir le nombre de créations d'entreprises et essentiellement le nombre de défaillances d'entreprises de toute taille, des PME, des PME hors microentreprises et des microentreprises. Le second groupe recense des séries du marché financier telles que les prix des indices boursiers SBF250, Cac Mid & Small, MSCI Small & Mid Cap et MSCI IMI Large, Mid & Small Cap ainsi que leurs taux de rentabilité logarithmiques. Ces indices boursiers donnent une information sur le marché global mais aussi sur les PME dont l'indice Cac Mid & Small est constitué. Le troisième groupe est constitué des variables représentatives du marché interbancaire à savoir le taux Eonia ainsi que les taux Euribor à 1 mois, 3 mois, 6 mois et 1 an. Ces taux du marché interbancaire peuvent nous renseigner sur un potentiel rationnement du crédit et ainsi expliquer la difficulté d'accès au financement par emprunt bancaire des PME. Le quatrième groupe recense des variables propres à la conjoncture économique et au cycle d'affaires. Il incorpore le taux de l'OAT à 10 ans, les taux des bons du Trésor à 3 mois et à 12 mois, la pente de la courbe des taux (différentiel de taux d'intérêt entre le taux à 10 ans et le taux à 3 mois), les taux de chômage et d'inflation, les indices globaux des prix de la production industrielle et de la consommation ainsi que les taux de rendement de ces indices, un indicateur composite avancé du cycle économique, un indicateur de climat des affaires (tous secteurs) et un indicateur de retournement conjoncturel (tous secteurs). Par exemple, la pente de la courbe des taux intègre les anticipations du marché en matière de conjoncture économique telles que la phase du cycle économique ou le niveau d'inflation notamment. De plus, son signe permet d'apprécier l'éventuelle cherté des liquidités à court terme par rapport aux liquidités à long terme. Le cinquième groupe intègre 15 séries d'indices sectoriels de chiffres d'affaires en valeur, base 100 en 2010 selon la nomenclature NAF – révision 2 (voir le site de l'Insee). Les secteurs d'activité considérés sont le commerce et réparation d'automobiles et de motocycles, l'hébergement et la restauration, les services divers à la personne, hors activités des organisations associatives, les services de soutien aux entreprises, les activités immobilières, l'information et la communication, les transports et entreposage, le commerce de gros à l'exception des automobiles et des motocycles, le marché intérieur de l'Industrie manufacturière, l'export de l'Industrie manufacturière, le marché intérieur et l'export de l'industrie manufacturière, le marché intérieur et l'export de la Construction, le marché intérieur et l'export du secteur « industrie manufacturière, industries extractives et autres », le commerce de détail à l'exception des automobiles et des motocycles,

et l'ensemble des grandes surfaces alimentaires. Le sixième et dernier groupe prend en compte certains coûts non négligeables supportés par les entreprises, à savoir le coût des matières premières. Dans ce cadre, sont pris en compte les indices Reuter et Moody's des prix internationaux des matières premières importées (en devises, base 100 en 1931) ainsi que les indices des prix internationaux des matières premières importées (en euros, base 100 en 2000) de l'ensemble des secteurs d'activité, des produits alimentaires, des produits industriels et des matières minérales.

Les défaillances des PME sont majoritairement constituées des défaillances des microentreprises (voir Graphique 8). En particulier, les défaillances des PME hors microentreprises et les défaillances des microentreprises représentent en moyenne 7,68 % et 92,32 % des défaillances des PME sur la période analysée. Par ailleurs, les défaillances des PME, les défaillances des PME hors microentreprises et les défaillances des microentreprises représentent en moyenne 93,57 % ; 7,18 % ; et 86,38 % respectivement des défaillances des entreprises de toute taille sur l'horizon temporel considéré. Ces pourcentages moyens étant semblables aux pourcentages médians malgré la tendance haussière du nombre de défaillances observées.

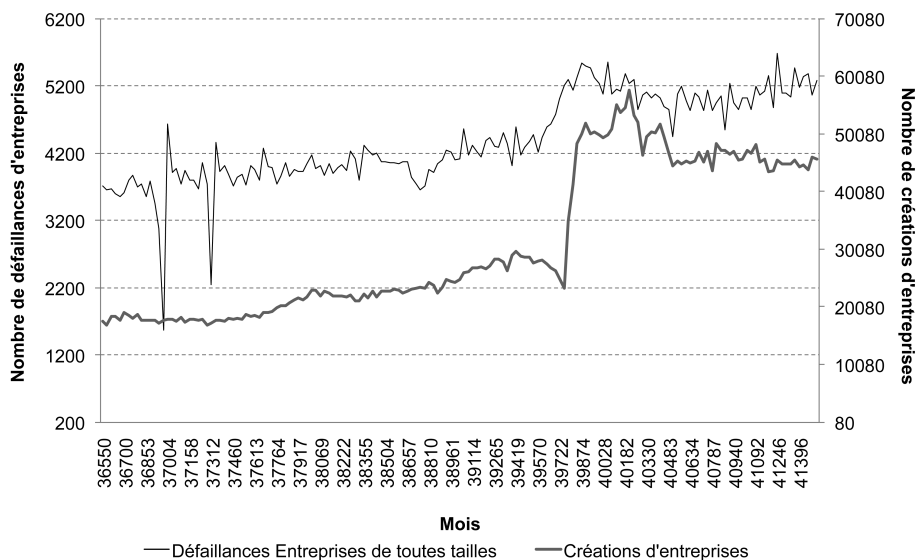
Graphique 8 – Nombre de défaillances d'entreprises



DÉFAILLANCE DES PME FRANÇAISES : IDENTIFICATION DE SEUILS CRITIQUES **À PARTIR DE FONDAMENTAUX ÉCONOMIQUES ET FINANCIERS**

Toutefois, cette regrettable tendance haussière du nombre de défaillances d'entreprises s'accompagne d'une tendance haussière du nombre de créations d'entreprises malgré une rupture observée suite à la crise financière (voir Graphique 9).

Graphique 9 – Nombre de défaillances et de créations d'entreprises



Une brève analyse

L'analyse proposée comporte trois étapes majeures. La première étape vérifie s'il existe des changements structurels dans les séries étudiées, ces derniers pouvant biaiser les estimations statistiques envisagées s'ils ne sont pas pris en compte. La deuxième étape effectue un filtrage préliminaire de l'ensemble des variables explicatives considérées afin de conserver uniquement les plus pertinentes et complémentaires en matière de contenu informationnel. Enfin, la troisième étape effectue une analyse de stationnarité des séries de nombre de défaillances ainsi que de leurs variables explicatives, et propose une étude de causalité afin de neutraliser le biais de second ordre potentiel qui affecte l'estimation économétrique.

Concernant les séries relatives au nombre des défaillances d'entreprises, un test de rupture permet de constater les changements structurels de ces dernières. Le test de Chow (1960) employé met en évidence deux dates de rupture pour le

nombre des défaillances des entreprises de toutes tailles, des PME et des microentreprises. Les dates identifiées correspondent aux dates mises en évidence par Breitenfellner et Wagner (2012). Ces trois séries présentent ainsi des comportements différents avant, pendant et après la crise financière, c'est-à-dire un changement de leur comportement observé au cours de trois périodes distinctes. Différemment, trois dates de rupture (i.e. quatre périodes) sont identifiées pour la série du nombre de défaillances des PME hors microentreprises, la dernière période correspondant à la période post-crise des trois séries précédentes (voir Tableau 1). Nous introduisons par conséquent deux variables temporelles distinguant les diverses périodes qui illustrent le changement de comportement des séries de nombre de défaillances des entreprises au cours du temps. Ces deux variables temporelles renseignent ainsi les dates de changements structurels.

Tableau 1 – Test de Chow (1960)

Nombre de défaillances	Dates de rupture	F-Statistique	Probabilité
Entreprises de toutes tailles	Juin 2007 Avril 2009	47,9188	0,0000
PME	Juin 2007 Avril 2009	44,7968	0,0000
Microentreprises	Juin 2007 Avril 2009	44,3978	0,0000
PME hors microentreprises	Janvier 2004 Mai 2008 Avril 2009	9,3550	0,0000

Ensuite, une étude de la matrice de corrélation de l'ensemble des variables explicatives couplée à une analyse de régression simple par étapes permet d'isoler un ensemble de variables pertinentes pour chaque série de nombre de défaillances d'entreprises¹³. Le nombre des défaillances des entreprises de toutes tailles (Def), des PME (Def_PME) et des microentreprises (Def_Micro) dépend du taux Eonia, de l'indice MSCI Small & Mid Cap (MSCI SM), de la pente de la courbe des taux, du taux d'inflation, de l'indice des prix de la consommation (IPC) et de l'indicateur composite avancé (ICOMPA) sans oublier la variable temporelle associée (Dummy_Crise), soit sept facteurs. Le nombre des défaillances des PME hors microentreprises (Def_PME_hM) dépend de l'indice de chiffre d'affaires du secteur

13. Les régressions linéaires sont basées sur la méthode de correction de la matrice de variance-covariance de Newey-West (1987) qui est robuste à l'hétéroscédasticité et à l'auto-corrélation des résidus.

**DÉFAILLANCE DES PME FRANÇAISES : IDENTIFICATION DE SEUILS CRITIQUES
À PARTIR DE FONDAMENTAUX ÉCONOMIQUES ET FINANCIERS**

des activités immobilières (CA_AI), du taux Eonia, de l'indice SBF250, de l'Indice Moody's des prix internationaux des matières premières importées (IM_MI) et de la pente de la courbe des taux sans oublier la variable temporelle associée (Dummy_hM), soit six facteurs.

En complément, un test de stationnarité est effectué sur les données considérées en appliquant le test de racine unitaire efficient proposé par Ng et Perron (2001) en présence d'une constante et d'une tendance linéaire. Le test de racine unitaire de Phillips-Perron (1988) (sans constante ni tendance) est également appliqué aux différences premières (i.e. variations mensuelles) des données étudiées. D'après le Tableau 2, l'ensemble des séries considérées (hormis IPC) est non stationnaire car les statistiques de test échouent à rejeter l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire à un seuil de 5 %. Ainsi, une étude de cointégration entre les séries de nombre de défaillances et leurs variables explicatives s'impose. Par contre, les différences premières de ces séries sont stationnaires d'après les valeurs de la statistique PP de Phillips-Perron.

**Tableau 2 – Tests de racine unitaire de Ng et Perron (2001),
et Phillips-Perron (1988)**

Variable explicative	Statistiques de test sur les niveaux			Statistiques sur les variations mensuelles	
	MZ_{α}	MZ_{τ}	MPT	Statistique PP	Probabilité
Valeur critique à 5 %	-17,3000	-2,91000	0,16800	-1,942793	0,0000
CA_AI	-0,08857	-0,05794	0,65421	-16,8556	0,0000
Eonia	-12,0379	-2,44101	0,20278	-6,5347	0,0000
ICOMPA	-11,7556	-2,40906	0,20493	-2,8884	0,0000
IM_MI	-6,94680	-1,86179	0,26801	-7,4646	0,0000
Inflation	-11,6807	-2,37770	0,20356	-10,5473	0,0000
Def	-4,62223	-1,51942	0,32872	-22,5414	0,0000
Def_Micro	-3,08654	-1,23742	0,40091	-21,9895	0,0000
Def_PME	-4,06061	-1,42374	0,35062	-22,1794	0,0000
Def_PME_hM	-5,74271	-1,66307	0,28960	-23,8693	0,0000
IPC	-23,0703	-3,36155	0,14571	-54,1012	0,0000
MSCI SM	-4,39379	-1,35237	0,30779	-11,0820	0,0000
Pente	-5,93587	-1,70718	0,28760	-9,7550	0,0000
SBF250	-4,10258	-1,38280	0,33706	-14,4922	0,0000

D'après Johansen (1995) et Phillips et Ouliaris (1990), des variables non stationnaires sont cointégrées s'il existe une combinaison linéaire de ces variables qui est stationnaire. Une telle combinaison linéaire caractérise une relation de long terme entre ces variables non stationnaires. Nous estimons ainsi les régressions linéaires des séries de nombre de défaillances d'entreprises sur leurs variables explicatives selon la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et avec la correction de la matrice de variance-covariance de Newey-West (1987). D'après le Tableau 3 qui propose le R^2 ajusté et le test de racine unitaire de Phillips-Perron (1988) (sans constante ni tendance) appliqué aux résidus de régression, la stationnarité des résidus souligne la cointégration des données étudiées à un seuil de test de 5 %, ce qui requiert un traitement économétrique approprié.

Tableau 3 – Analyse de cointégration avec la régression linéaire MCO

Nombre de défaillances	R^2 ajusté (%)	Statistique de Phillips-Perron
Def	0,802341	-13,20556
Def_Micro	0,791171	-12,94785
Def_PME	0,804937	-12,98726
Def_PME_hM	0,807374	-11,75374

2. Étude économétrique

Nous présentons l'outil économétrique choisi ainsi que les résultats associés. Compte tenu de l'objectif qui consiste à déterminer des seuils de risque associés à l'évolution du nombre de défaillances des entreprises au cours du temps, nous optons pour la méthode des régressions quantiles. L'avantage de cette méthodologie est de permettre d'établir des niveaux critiques du nombre de défaillances à partir d'une combinaison bien choisie de facteurs explicatifs pour un scénario de risque préalablement défini.

2.1 Régression quantile

Compte tenu de la relation de cointégration des séries analysées, nous adoptons la méthode de la régression quantile dynamique. Cette dernière corrige le biais de second ordre généré par la non-stationnarité des données en introduisant des termes avancés et retardés dans la régression quantile classique.

Les quantiles sont un outil statistique permettant de décrire l'ensemble de la distribution de probabilité d'une série chronologique (Parzen, 1979, 2004). Par exemple, les quantiles extrêmes permettent de caractériser les queues de distribution. Dans ce cadre, nous considérons la régression quantile dynamique ou encore la régression quantile cointégrante introduite par Koenker et Bassett (1978) dans sa version simple, puis ultérieurement étendue à la version dynamique par Xiao (2009). La version dynamique permet de prendre en compte la relation de cointégration qui existe entre la variable dépendante Y et le vecteur de ses facteurs explicatifs X . Il s'agit d'appliquer le principe de la régression linéaire aux quantiles conditionnels de la variable dépendante, ce qui permet de caractériser la distribution de probabilité conditionnelle de cette dernière. Pour tout couple de variables aléatoires (X, Y) où Y est la variable dépendante et X son vecteur de facteurs explicatifs, le quantile conditionnel de Y étant donné que $X = x$ se définit comme :

$$Q_{\tau}(x) = Q_{\tau}(y/x) = \inf\{y, F(y/x) \geq \tau\} \quad (1)$$

où τ est un nombre réel compris entre 0 et 1, $F(y/x)$ est la fonction de répartition conditionnelle de Y sachant que $X=x$, et $Q_{\tau}(x)$ est le τ -ième quantile conditionnel¹⁴ de Y sachant que $X=x$. Supposant que n réalisations du couple (X, Y) sont observées, la régression quantile dynamique s'écrit pour tout t compris entre 1 et n :

$$y_t = \alpha_{\tau} + \beta'_{\tau} x_t + \sum_{j=-p}^p \Pi'_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{t,\tau} \quad (2)$$

où p est le nombre d'avances et de retards dans la régression, ε_t est le résidu de régression supposé stationnaire, les variations Δx sont aussi stationnaires, x est le vecteur de $(K-1)$ facteurs explicatifs (hors constante de régression), α_{τ} est la constante de régression alors que β_{τ} et Π_j sont les coefficients de régression, et mesurent la sensibilité du τ -ième quantile aux variations des facteurs explicatifs. Le signe prime correspond à l'opérateur de transposition matricielle. Ainsi, la distribution conditionnelle de Y dépend de l'ensemble des variables explicatives soit $\mathcal{F}_t = \sigma \{x_t, \Delta x_{t-j}, -p \leq j \leq p\}$. Et, le quantile conditionnel de la variable dépendante s'écrit alors :

$$Q_{\tau}(\mathcal{F}_t) = Q_{\tau}(y_t/\mathcal{F}_t) = \alpha_{\tau} + \beta'_{\tau} x_t + \sum_{j=-p}^p \Pi'_j \Delta x_{t-j} \quad (3)$$

La régression quantile dynamique est estimée par la minimisation d'une fonction objectif, et plus particulièrement, en minimisant une somme pondérée et asymétrique des erreurs absolues de régression.

Les avantages de la régression quantile sont multiples. Les erreurs de régression peuvent être non gaussiennes et la méthode est robuste aux points aberrants de la variable dépendante (Koenker et Portnoy, 1999) ainsi qu'aux distributions de

probabilité asymétriques (prise en compte de l'asymétrie et des queues de distribution, Coad et Rao, 2006). De plus, les résidus ne sont pas nécessairement indépendants et identiquement distribués. Enfin, la régression quantile permet de détecter l'hétéroscédasticité, et de prendre en compte la non-stationnarité ainsi que la cointégration (Xiao, 2009).

2.2 Résultats

Le contexte d'analyse linéaire oriente vers la considération du logarithme des séries temporelles étudiées. Le nombre des défaillances des entreprises, des PME et des microentreprises dépend au plus de $K=8$ facteurs explicatifs alors que le nombre des défaillances des PME hors microentreprises dépend au plus de $K=7$ facteurs explicatifs, en incluant la constante de régression et la variable temporelle indiquant les dates de changements structurels. Dans notre cas, la variable dépendante y_t représente le nombre des défaillances observées au cours du mois t et x correspond au vecteur des variables explicatives précédemment mises en évidence pour chaque série de nombre de défaillances. Par ailleurs, la méthode de sélection des retards de Nielsen (2006) et les critères d'information de Lütkepohl (2005) aboutissent à des valeurs de p au plus égales à 2, 2, 7 et 6 pour les séries de nombre de défaillances des entreprises, des PME, des microentreprises et des PME hors microentreprises. De plus, les erreurs de régression stationnaires sont supposées avoir une moyenne nulle et l'autocorrélation de ces résidus est autorisée afin d'appréhender une possible hétéroscédasticité des données étudiées. Enfin, l'estimation de la régression quantile se fonde sur l'algorithme du simplex et la méthode MCMB (*Markov Chain Marginal bootstrap method*) de He et Hu (2002) qui est robuste à l'hétéroscédasticité (Koenker & d'Orey, 1994).

Le Tableau 4 et le Tableau 5 présentent les estimations obtenues pour les régressions cointégrant des quatre séries nombre de défaillances considérées ainsi que la significativité de ces dernières aux niveaux de quantiles choisis. Nous considérons sept niveaux de quantiles, à savoir les quantiles à 5 %, 10 %, 25 %, 50 %, 75 %, 90 % et 95 %. Le Tableau 4 présente les estimations obtenues pour les coefficients des régressions quantiles cointégrant avec un nombre de répliques de 600 pour la méthode du bootstrap MCMB. En complément, le Tableau 5 présente la statistique d'adéquation des régressions quantiles ou encore le pseudo- R^2 , qui mesure l'adéquation locale de la régression à un niveau de quantile donné (Koenker & Machado, 1999). Les statistiques de pseudo- R^2 indiquent une bonne adéquation des régressions quantiles considérées. Par ailleurs, les estima-

tions obtenues pour les coefficients de régression permettent d'analyser les différences entre les impacts des facteurs explicatifs sur les nombres de défaillances à travers les différents niveaux de quantiles. La variabilité observée de ces coefficients à travers les différents quantiles illustre l'impact de l'hétéroscédasticité. De plus, l'impact des facteurs explicatifs sur le nombre des défaillances d'entreprises s'avère généralement asymétrique. Notons également l'impossibilité de distinguer entre les quantiles à 5 % et 10 % d'une part, et les quantiles à 90 % et 95 % d'autre part pour les séries de nombre de défaillances des microentreprises et des PME hors microentreprises compte tenu de l'historique disponible. Dans notre situation, nous sommes plus sensibles aux facteurs explicatifs qui contribuent à accroître les quantiles extrêmes des nombres de défaillances des entreprises tels que les quantiles à 90 % et 95 % par exemple. En particulier, la dispersion du nombre de défaillances par rapport à son niveau médian (i.e. dépassement du niveau médian, et donc, accroissement du nombre de défaillances) augmente lorsque le coefficient d'un facteur explicatif donné augmente avec le niveau de quantile considéré. Dans ce contexte, le facteur explicatif en question contribue à aggraver le nombre de défaillances des entreprises. Tel est le cas, par exemple, pour l'impact du taux Eonia sur les quatre séries de nombre de défaillances des entreprises.

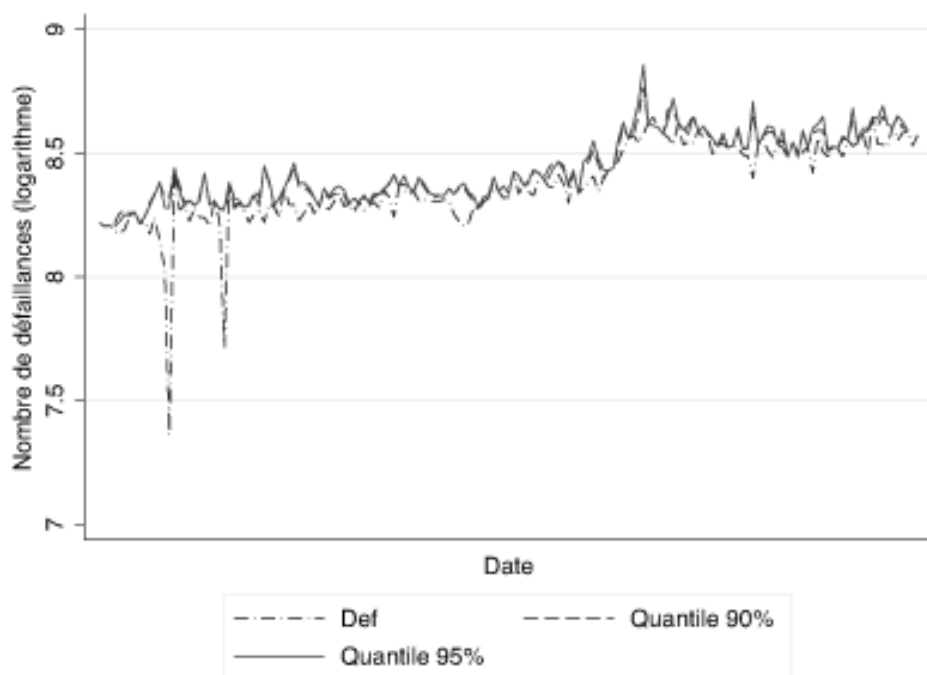
Dans le prolongement, nous pouvons alors considérer les scénarios de risque relatifs à l'évolution du nombre de défaillances des entreprises. En particulier, nous nous intéressons à la probabilité que le nombre de défaillances dépasse un seuil critique donné pour un niveau de risque défini. Cela revient à considérer la probabilité conditionnelle que le nombre de défaillances dépasse le seuil critique étant donné l'impact des facteurs explicatifs pertinents. En termes probabilistes, cela revient à fixer un niveau de risque $(1-\tau)$ puis à calculer la probabilité conditionnelle que le nombre de défaillances y_t dépasse le seuil critique comme suit :

$$Probabilité(y_t \geq Q_\tau(\mathcal{F}_t)|\mathcal{F}_t) = 1 - \tau$$

où le seuil critique en question correspond simplement au τ -ième quantile. Ainsi, les seuils critiques associés aux scénarios de risques à 10 % et 5 % correspondent aux quantiles à 90 % et 95 % respectivement. Ces seuils critiques étant définis de façon dynamique car ils sont variables au cours du temps et dépendent de l'évolution des facteurs explicatifs (voir le Graphique 10 par exemple). Lorsque la série de nombre de défaillances considérée atteint voire franchit le seuil critique représenté par le quantile sélectionné, le scénario de risque correspondant se

matérialise alors. Un tel franchissement de seuil génère ainsi un signal d'alerte quant à la situation économique et financière des entreprises françaises (e. g. qualité de bilan, soutenabilité de l'activité)¹⁴.

Graphique 10 – Quantiles du nombre de défaillances des entreprises de toutes tailles



14. Par exemple, le quantile à 95% (Q_{95}) d'une série de nombre de défaillances d'entreprises signifie que 95% des observations sont inférieures ou égales à ce niveau quantile et 5% des observations sont supérieures ou égales à ce niveau sur l'historique considéré. Ainsi, le scénario de risque à 5% se matérialise chaque fois que le nombre de défaillances atteint ou dépasse le niveau Q_{95} car le nombre de défaillances d'entreprises alors observé appartient à l'ensemble des 5% des valeurs les plus élevées (e. g. risque extrême).

**DÉFAILLANCE DES PME FRANÇAISES : IDENTIFICATION DE SEUILS CRITIQUES
À PARTIR DE FONDAMENTAUX ÉCONOMIQUES ET FINANCIERS**

Tableau 4 – Estimation des régressions quantiles

Nombre de défaillances	Quantile	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95
Def	α_t	-54,2317	-2,4775	8,5802	1,9385	0,0004	5,8876	10,0763
	Dummy_Crise	0,0013	0,0545	0,0879	0,0809	0,0782	0,1014	0,1068
	Eonia	0,0089	0,0370	0,0304	0,0152	0,0176	0,0205	0,0234
	ICOMPA	10,0925	0,3422	-1,2462	0,2839	0,5847	-0,2556	-1,1978
	Inflation	-0,1956	-0,1052	-0,0582	-0,0727	-0,1072	-0,1230	-0,1114
	IPC	4,2940	2,1511	1,2172	1,2173	1,3867	0,9269	0,9357
	MSCI SM	-0,6558	-0,1466	-0,0463	-0,1004	-0,1343	-0,1062	-0,0920
	Pente	0,0306	0,0133	0,0013	-0,0082	-0,0086	-0,0075	-0,0081
Def_Micro	α_t	174,6183	174,6183	156,5086	70,5228	23,0617	-5,7346	-5,7346
	Dummy_Crise	0,1258	0,1258	0,0466	0,0903	0,0123	0,0083	0,0083
	Eonia	0,0372	0,0372	-0,0738	0,0381	0,0125	0,0426	0,0426
	ICOMPA	-33,8531	-33,8531	-30,7892	-13,1603	-4,2019	1,3866	1,3866
	Inflation	-0,5976	-0,5976	-0,5412	-0,1858	0,0105	0,1215	0,1215
	IPC	-4,2083	-4,2083	-2,7288	-1,1568	0,6308	1,5060	1,5060
	MSCI SM	1,3974	1,3974	0,9888	0,5705	0,2569	0,0913	0,0913
	Pente	0,0943	0,0943	-0,0073	0,0753	0,0552	0,0662	0,0662
Def_PME	α_t	-58,2947	-4,8517	5,1523	6,4245	4,0952	6,5158	13,9659
	Dummy_Crise	0,0041	0,0487	0,0920	0,0838	0,0801	0,0953	0,1088
	Eonia	0,0128	0,0410	0,0364	0,0205	0,0178	0,0247	0,0329
	ICOMPA	10,7659	0,8082	-0,6618	-0,6794	-0,3000	-0,5710	-2,1070
	Inflation	-0,1854	-0,1026	-0,0633	-0,0673	-0,0951	-0,1181	-0,0965
	IPC	4,5122	2,1736	1,3973	1,1354	1,3339	1,0748	0,9247
	MSCI SM	-0,6775	-0,1371	-0,0740	-0,0596	-0,1100	-0,0969	-0,0491
	Pente	0,0320	0,0348	-0,0002	-0,0058	-0,0110	-0,0050	-0,0091
Def_PME_hM	α_t	3,9751	3,9751	9,1804	6,9376	7,8559	9,2042	9,2042
	CA_AI	2,2126	2,2126	1,2983	1,1551	1,2043	0,7877	0,7877
	Dummy_hM	0,1760	0,1760	0,1962	0,1284	0,1067	0,0807	0,0807
	Eonia	0,0075	0,0075	0,0606	0,0976	0,0862	0,1492	0,1492
	IM_MI	-0,3902	-0,3902	-0,2379	-0,1176	-0,0600	0,0641	0,0641
	Pente	-0,0298	-0,0298	-0,1070	0,0168	-0,0279	0,0386	0,0386
	SBF250	-0,6846	-0,6846	-0,9666	-0,7105	-0,8991	-0,9445	-0,9445

α_t représente la constante de régression.

Tableau 5 – Statistiques d'adéquation des régressions quantiles cointégrantes en %

Nombre de défaillances	Quantile						
	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95
Def	64,22	57,01	61,37	69,58	71,99	70,16	72,12
Def_Micro	87,55	81,95	76,83	78,45	81,20	83,68	84,90
Def_PME	64,64	57,77	62,43	69,81	72,03	70,04	71,79
Def_PME_hM	85,81	82,50	76,74	73,90	70,69	72,04	74,23

En complément, nous pouvons calculer le niveau critique moyen du nombre de défaillances de chaque série $E[y_t / y_t \geq Q_\tau(F_\tau)]$ pour chaque période de référence (i.e. en prenant en compte les changements structurels des séries de nombre de défaillances) et pour chaque scénario de risque considéré lorsque celui-ci se matérialise (voir Tableau 6). En particulier, il s'agit de recenser les situations où le scénario de risque se matérialise (i.e. lorsque le seuil critique est atteint ou franchi), et de relever le nombre (élevé) de défaillances d'entreprises correspondant, puis d'en calculer la moyenne. Ces trois étapes sont répétées au cours de chaque période de référence. D'après le Tableau 1, trois périodes sont identifiées pour les nombres de défaillances des entreprises de toutes tailles, des PME et des microentreprises (i.e. avant, pendant et après la crise financière) tandis que quatre périodes sont identifiées pour le nombre de défaillances des PME hors microentreprises. Force est de constater que les seuils critiques moyens des nombres de défaillances des entreprises augmentent au cours du temps pour un scénario de risque fixé. Il est ainsi important de bien identifier puis de contrôler les facteurs aggravants de la défaillance des entreprises...

Tableau 6 – Seuils critiques moyens des nombres de défaillances par période

Nombre de défaillances	Quantile	
	0,90	0,95
Def	4200 – 4658 – 5288	4220 – 4862 – 5181
Def_Micro	3493 – 3814 – 4445	3493 – 3814 – 4445
Def_PME	3892 – 4470 – 4815	3893 – 4470 – 4910
Def_PME_hM	249 – 305 – 374 – 385	249 – 305 – 374 – 385

Note : Chaque ligne correspond à une période de référence par ordre chronologique. La première ligne correspond à la première période (e. g. Janvier 2000-Juin 2007 ou Janvier 2000-Janvier 2004) tandis que la dernière ligne correspond à la troisième ou quatrième période référencée (e. g. Mai 2009-Septembre 2013) d'après le Tableau 1.

Conclusion

La défaillance des PME est majoritairement engendrée par des facteurs à la fois environnementaux et spécifiques aux activités des entreprises. Les facteurs spécifiques illustrent l'impact des délais de paiement et la soutenabilité des exportations entre autres, tandis que les facteurs environnementaux traduisent le climat économique ainsi que la difficulté d'accès aux ressources financières en association avec des coûts de financements élevés. Parmi l'ensemble des fondamentaux économiques et financiers disponibles, nous avons mis en évidence un certain nombre de déterminants du nombre de défaillances des entreprises. En particulier, les nombres de défaillances des entreprises de toutes tailles, des PME et des microentreprises dépendent du taux Eonia, de l'indice MSCI Small & Mid Cap, de la pente de la courbe des taux, du taux d'inflation, de l'indice des prix de la consommation et de l'indicateur composite avancé de l'Insee. Le nombre des défaillances des PME hors microentreprises dépend de l'indice de chiffre d'affaires du secteur des activités immobilières, du taux Eonia, de l'indice SBF250, de l'Indice Moody's des prix internationaux des matières premières importées et de la pente de la courbe des taux. De plus, ces quatre séries de nombre de défaillances d'entreprises présentent des changements structurels sur l'historique analysé.

À la lumière de ces faits stylisés, l'évolution du nombre des défaillances des PME françaises est analysée à l'aide des régressions quantiles dynamiques. Cette méthodologie nous permet d'estimer des seuils critiques dynamiques pour le nombre de défaillances des PME françaises sur la base de scénarios de risque prédéfinis, et en regard du contenu informationnel des déterminants économiques et financiers identifiés. En particulier, chaque scénario de risque se matérialise lorsque le nombre des défaillances des PME atteint ou franchit le seuil critique correspondant. Ainsi, la méthodologie proposée permet d'émettre des signaux d'alerte lorsque le nombre de défaillances des PME atteint ou franchit un niveau jugé élevé, qui correspond au seuil critique estimé pour un niveau de risque donné. De plus, ce seuil critique évolue au cours du temps car il dépend des déterminants économiques et financiers, et par conséquent, est périodiquement mis à jour. De ce fait, l'information économique et financière pertinente pour le nombre de défaillances des PME est périodiquement prise en compte dans l'estimation de chaque seuil critique. L'alerte ainsi déclenchée s'avère utile aux autorités concernées afin de prendre les mesures de soutien et d'aide aux PME qui s'imposent. Mesures qui devraient se concentrer sur les facteurs d'influence du nombre de défaillances des PME.

En effet, il est important de contrôler les facteurs pénalisants afin de restaurer la rentabilité (i.e. performance) et la compétitivité des PME dont le rôle économique est fondamental pour la France. Le retour à une croissance économique pérenne en dépend pour une grande part. De ce fait, le soutien au financement de la recherche et développement ainsi que de l'innovation des PME est crucial pour la performance de ces dernières. En effet, la recherche et le développement sont un facteur de rentabilité et de productivité tandis que l'innovation s'avère être un facteur de croissance. Dans ce contexte, les normes prudentielles instaurées par Bâle 3 et Solvabilité 2 déterminent et contraignent l'offre de fonds propres et l'octroi de crédit aux PME entre autres, ce qui impose une orientation vers un mode de financement différent du crédit bancaire. Ainsi, les politiques publiques favorisant les actions de court terme en soutien à la recherche et au développement ainsi qu'à l'innovation des PME sont vitales pour la pérennisation de la compétitivité et par conséquent de la productivité à long terme (Chapman et al., 2001).

Bibliographie

Alesanyan, L., Harpedanne de Belleville, L.-M. et Lefilliatre, D. (2010) « Les Déterminants de la Multibancarité de l'Entreprise en France. » *Bulletin de la Banque de France*, n° 180, p. 33-47.

Allen, B., Marco, E., Frame, S. et Nathan, M. (2006) « Debt Maturity, Risk and Asymmetric Information. » *Finance and Economics, Discussion series 2004-60*, Federal Reserve System, U.S.A.

Altman, E. I. (1968) « Financial Ratios, Discriminant Analysis, and the Prediction of Corporate Bankruptcy. » *Journal of Finance*, vol. 23 (4), p. 589-609.

Altman, E. I., Marco, G. et Varetto, F. (1994) « Corporate Distress Diagnosis: Comparisons Using Linear Discriminant Analysis and Neural Networks: The Italian Experience. » *Journal of Banking and Finance*, vol. 18 (3), p. 505-529.

Bannier, C. (2010) « Is There a Holdup Benefit in Heterogeneous Multiple Bank Financing? » *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, vol. 166, p. 641-661.

Beck, T. (2007) « Financing Constraints of SMEs in Developing Countries: Evidence, Determinants and Solutions. » *Groupe de Recherche sur le Développement, Banque mondiale*.

Behr, P. et Güttler, A. (2007) « Credit Risk Assessment and Relationship Lending: An Empirical Analysis of German Small and Medium-Sized Enterprises. » *Journal of Small Business Management*, vol. 45 (2), p. 194-214.

Berger, A. N. et Udell, G. F. (1998) « The Economics of Small Business Finance: The Role of Private Equity and Debt Markets in the Financial Growth Cycle. » *Journal of Banking and Finance*, vol. 22 (8), p. 613-673.

- Bordes, C. et Melitz, J. (1992) « Endettement et Défaillances d'Entreprises en France. » *Annales d'Économie et de Statistiques*, n° 28, p. 89-105.
- Breitenfellner, B. and Wagner, N. (2012) « Explaining Aggregate Credit Default Swap Spreads. » *International Review of Financial Analysis*, vol. 22 (1), p. 18-29.
- Cayssials, J.-L. et Servant, F. (2012) « Les PME en France en 2011 : malgré une Activité bien Orientée, la Rentabilité Stagne et les Structures Financières Demeurent Hétérogènes. » *Bulletin de la Banque de France*, n° 189, 3e trimestre, p. 11-35.
- Chan, Y. S. et Thakor, A. V. (1987) « Collateral and Competitive Equilibrium with Moral Hazard and Private Information. » *Journal of Finance*, vol. XLII (2), p. 345-363.
- Chapman, R. L., O'Mara, C. E., Ronchi, S. et Corso, M. (2001) « Continuous Product Innovation: A Comparison of Key Elements across Different Contingency Sets. » *Measuring Business Excellence*, vol. 5 (3), p. 16-23.
- Chow, G. C. (1960) « Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions » *Econometrica*, vol. 28 (3), p. 591-605.
- Coad, A. et Rao, R. (2006) « Innovation and Market Value: A Quantile Regression Analysis. » *Economics Bulletin*, vol. 15 (13), p. 1-10.
- Combiér, J. et Balzy, R. (1998) « Les Défaillances d'Entreprise. » Collection Que sais-je ?, n° 3311, Presses Universitaires de France.
- Fama, E. et Jensen, M. (1983) « Separation of Ownership and Control. » *Journal of Law Economics*, vol. 26, p. 301-325.
- Freel, M. S. (2000) « Strategy and Structure in Innovative Manufacturing SMEs: The Case of an English Region. » *Small Business Economics*, vol. 15, p. 27-45.
- Guiso, L. et Minetti, R. (2010) « The Structure of Multiple Credit Relationships: Evidence from U.S. Firms. » *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 47, p. 1037-1071.
- Hanna, V. et Walsch, K. (2002) « Small Firm Networks: A Successful Approach to Innovation. » *Research and Development Management*, vol. 32 (3), p. 201-207.
- He, X. et Hu, F. (2002) « Markov Chain Marginal Bootstrap. » *Journal of the American Statistical Association*, vol. 97 (459), p. 783-795.
- Johansen, S. (1995) *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- Koenker, R. et Bassett, G. Jr. (1978) « Regression Quantiles. » *Econometrica*, vol. 46 (1), p. 33-50.
- Koenker, R. et d'Orey, V. (1994) « A Remark on Algorithm AS 229: Computing Dual Regression Quantiles and Regression Rank Scores. » *Journal of the Royal Statistical Society, Series C - Applied Statistics*, vol. 43(2), p. 410-414.
- Koenker, R. et Machado, A. F. (1999) « Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression. » *Journal of the American Statistical Association* vol. 94 (448), p. 1296-1310.

- Koenker, R. et Portnoy, S. (1999) « Quantile Regression. » Monograph, University of Illinois.
- Lütkepohl, H. (2005) « New Introduction to Multiple Time Series Analysis. » New York: Springer.
- Marco, L. et Rainelli, M. (1986) « Les Disparitions de Firms Industrielles en France : un Modèle Économétrique. » *Revue d'Économie Industrielle*, n° 36, p. 1-13.
- Newey, W.K. et West, K. D. (1987) « A Simple, Positive-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. » *Econometrica*, vol. 55, p. 703-708.
- Nielsen, B. (2006) « Order Determination in General Vector Autoregressions. » Dans Ho, H.-C., Ing, C.-K., and Lai, T. L. (eds.), *Time Series and Related Topics: In Memory of Ching-Zong Wei*, p. 93-112. New York : IMS Lecture Notes–Monograph Series, Vol. 52.
- Ng, S. et Perron, P. (2001) « Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. » *Econometrica*, vol. 69, 1519-1554.
- Olson, E. M., Walker, O. C. Jr, Ruekert, R. W. et Bonner, J. M. (2001) « Patterns of Cooperation during New Product Development among Marketing, Operation and R&D: Implications for Project Performance. » *Journal of Product Innovation Management*, vol. 18, p. 258-271.
- Ooghe, H. et Van Wymeersch, C. (2006) « Traité d'analyse financière. » Anthémis – Intersentia Editions.
- OSEO (2012) « Rapport sur l'Évolution des PME » PME 2012.
- Parzen, E. (1979) « Nonparametric Statistical Data Modeling. » *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74 (365), p. 105-131.
- Parzen, E. (2004) « Quantile Probability and Statistical Data Modeling. » *Statistical Science*, vol. 19 (4), vol. 652–662.
- Phillips, P et Perron, P C. B. (1988) « Testing for a Unit Root in Time Series Regression. » *Biometrika*, vol. 75 (2), p. 335 – 346.
- Nguyen, T.-D. (2013) « Des PME qu'on Asphyxie. » *Challenges*, n° 366 (21 novembre), p. 64-66.
- Stiglitz, J. et Weiss, A. (1981) « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. » *American Economic Review*, vol. 71 (3), p. 393-410.
- Timmons, J. et Spinelli, S. (2004) « New Venture Creation, Entrepreneurship for the 21st Century. », 6th Edition, McGraw Hill Companies.
- Vernimmen, P, Quiry, P et Le Fur, Y. (2013) « Finance d'Entreprise », 12^e édition, Dalloz.
- Xiao, Z. (2009) « Quantile Cointegrating Regression. » *Journal of Econometrics*, vol. 150 (2), p. 248-260.