

L'accumulation de liquidités par les sociétés non financières en France : l'effet des besoins de couverture et de la baisse des coûts de financement

Cash Accumulation by Non-Financial Corporations: New Evidence of the Role of Hedging Needs and Lower Financing Costs in France

Marie-Baïanne Khder* et Simon Ray**

Résumé – Cet article examine les sources de l'accumulation de liquidités par les sociétés non financières en France. Nous explorons notamment des explications par les coûts, en proposant une mesure du coût de détention de liquidités spécifique à l'entreprise, qui dépend à la fois des coûts de financement à court terme des entreprises et de la part des actifs financiers liquides qui génèrent des intérêts. L'analyse suggère qu'au moins un quart de la hausse de la trésorerie à l'actif des entreprises entre 2011 et 2016 découle d'une tendance à la baisse du coût de détention de ces liquidités. En intégrant l'impact supplémentaire des évolutions macroéconomiques, l'explication par les coûts rend compte de près de 40 % de la hausse de la trésorerie. On identifie également que les entreprises conservent des liquidités afin de pouvoir exploiter de futures opportunités d'investissement, quelles que soient les conditions financières lorsqu'elles se présenteront. Nos résultats suggèrent que l'accumulation de liquidités par les entreprises dans le but de se prémunir contre le risque de manquer des opportunités d'investissement en période de ralentissement est un stabilisateur économique.

Abstract – *In this paper, we study the sources of the accumulation of cash by non-financial corporations in France. We notably explore cost-based explanations by proposing a firm-specific measure of the cost of carrying cash that depends on both the firms' short-term financing costs and the share of interest-bearing assets among liquid financial assets. Our analysis suggests that at least one fourth of the rise in the cash ratios between 2011 and 2016 is explained by the decreasing trend in the cost of carrying cash. When factoring in the additional impact of macro-economic developments, our cost-based explanation accounts for up to 40% of the increase in cash holdings. We also identify a novel important determinant of the level of cash holdings: firms hold cash to seize future investment opportunities when they occur, irrespective of the financing conditions that will then prevail. Our results suggest that firms' cash hoarding to avoid foregone investment opportunities in downturns is an active economic stabilizer.*

Codes JEL / JEL classification : G31

Mots-clés : frictions financières, investissement, accumulation de liquidités, capacité d'endettement

Keywords: *financing frictions, investment, cash savings, debt capacity*

*DG Trésor et CREST, Insee lors de la rédaction de l'article (marie-baianne.khder@dgtrésor.gouv.fr) ; **DG Trésor lors de la rédaction de cet article

Remerciements – Les auteurs remercient A. Duquerroy, D. Blanchet, S. Roux, O. Simon, G. Lalanne, T. Tressel, C. Rousset et deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires, ainsi que les participants au workshop 'France: structural challenges and reform' de l'ECB et au séminaire interne du DEE de l'Insee.

Reçu en juillet 2019, accepté en février 2020.

Traduit de la version originale anglaise

Citation: Khder, M.-B. & Ray, S. (2020). Cash Accumulation by Non-Financial Corporations: New Evidence of the Role of Hedging Needs and Lower Financing Costs in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 520-521, 103–124. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.520d.2035>

Les actifs financiers liquides conservés par les sociétés non financières (SNF) ont récemment augmenté de manière significative, faisant l'objet d'une attention particulière de la part des décideurs politiques, des banquiers et des chercheurs travaillant sur la finance d'entreprise. Cette tendance, bien qu'observée dans un grand nombre de pays, a été étudiée principalement aux États-Unis. Dans le présent article, nous documentons et apportons de nouveaux éléments d'interprétation sur la récente augmentation de la part des actifs financiers liquides, et notamment de la trésorerie, dans le bilan des entreprises. Nous nous basons pour cela sur des données au niveau des entreprises françaises et explorons les déterminants de cette accumulation de liquidités.

L'augmentation de la trésorerie des entreprises françaises a été concomitante avec la hausse soutenue de leur dette, ce qui soulève des questions sur le rôle que les réserves de liquidités pourraient jouer pour atténuer les risques liés à l'augmentation de l'endettement des entreprises (Khder & Rousset, 2017). L'accumulation de liquidités par les entreprises récemment constatée est donc intrinsèquement liée à la stabilité financière et doit également être mise en relation avec la transmission de la politique monétaire. Des réserves de liquidités importantes sont en effet susceptibles d'engendrer une distorsion, au moins à court terme, entre le coût de financement de nouveaux projets et le niveau des taux d'intérêt, de nature à altérer la transmission de la politique monétaire. La trésorerie des entreprises a également des effets sur la structure du passif des banques commerciales. Ceci illustre certaines des conséquences macroéconomiques et macro-financières de premier ordre des décisions prises par les entreprises en matière de gestion de trésorerie. En dépit de l'importance de ces questions, il apparaît que la littérature économique n'a pas épuisé la question des déterminants du niveau de liquidités détenu par les entreprises. Cet article vise à apporter une contribution à cette exploration.

Plusieurs explications de cette hausse du niveau de trésorerie des entreprises reposent sur l'arbitrage entre les coûts et les avantages de la détention de liquidités en termes de maximisation de la valeur actionnariale. Les résultats empiriques corroborant cette thèse ont été obtenus principalement pour les États-Unis. S'agissant des avantages, Bates *et al.* (2009), Boileau & Moyen (2016) et Bates *et al.* (2018) suggèrent que les flux de trésorerie d'exploitation des entreprises sont devenus plus volatils au fil du temps, ce qui a accru les

besoins de couverture de ces entreprises et les a poussées à la prudence en constituant des réserves. La liquidité en est devenue d'autant plus précieuse. Opler *et al.* (1999), Bates *et al.* (2009), Falato *et al.* (2013), Brown & Petersen (2013), Begenau & Palazzo (2017) et Adler *et al.* (2019) constatent que la flambée des dépenses en recherche et développement (R&D) et l'augmentation des actifs incorporels réduisent la capacité des entreprises à accéder au financement externe parce que ces actifs sont moins aisément retenus comme collatéral, ce qui accroît l'intérêt de détenir des actifs financiers liquides. Azar *et al.* (2016) quant à eux affirment que le coût de détention de liquidités a diminué.

Dans cet article, nous étudions l'évolution de la trésorerie des entreprises en France depuis 2010 et documentons des faits stylisés sur la dynamique du niveau des liquidités des SNF. Sur la base de données au niveau entreprise, nous explorons le rôle de nouvelles métriques reflétant les coûts et avantages de la détention de trésorerie. Nous examinons l'explication de la hausse de la trésorerie fondée sur les coûts avec une nouvelle mesure du coût d'opportunité de la détention de liquidités au niveau de l'entreprise, qui repose sur les écarts entre les coûts du financement externe des entreprises et les rendements qu'elles dégagent sur leurs actifs à court terme. Nous identifions l'impact de l'occurrence d'opportunités d'investissement sur l'accumulation de liquidités. Certaines entreprises choisissent de conserver des liquidités afin de se prémunir contre le risque de manquer certaines opportunités d'investissement rentables en raison de flux de trésorerie insuffisants ou d'un accès limité au financement externe au moment où l'opportunité survient. Nous explorons cette explication à l'aide d'une méthodologie originale fondée sur l'hétérogénéité sectorielle locale de l'impact du cycle économique sur les faillites des entreprises. Nous menons notre analyse, qui couvre la période 2010-2016, sur un large ensemble de données sur les comptes financiers des entreprises fusionnés avec des informations sur les liens en capital entre leurs unités légales, ce qui nous permet d'étudier les agrégats pertinents au niveau du groupe.

Notre analyse montre que l'explication fondée sur les coûts est la principale raison qui a poussé à accumuler des liquidités sur la période étudiée, ce qui correspond aux conclusions d'Azar *et al.* (2016). Nous documentons une semi-élasticité du ratio liquidités/actif par rapport au coût de détention d'environ 1.02. Selon nos données, le coût de détention moyen est passé de 3.9 %

en 2011¹ à 2.3 % en 2016. Nos estimations permettent d'expliquer jusqu'à 40 % de la dynamique à la hausse de la part de la trésorerie dans l'actif total (que nous appelons ci-après « ratio liquidités/actif » ou « ratio de trésorerie ») en tenant compte simplement de la variation du coût de détention qui résulte de la baisse globale du coût de financement à court terme². En tenant compte des évolutions macroéconomiques, la baisse additionnelle du coût de détention de liquidités au niveau de l'entreprise explique un quart de la hausse de la trésorerie. Nous documentons également le rôle important du besoin de couverture du risque d'opportunités d'investissement manquées sur les niveaux de liquidités, suggérant que l'accumulation de liquidités par les entreprises, dans le but de ne pas passer à côté des opportunités d'investissement durant les périodes de ralentissement, est un stabilisateur économique important.

La suite de l'article s'articule comme suit. La section 1 propose une revue de littérature, puis la section 2 présente les données et les principales statistiques descriptives relatives à la trésorerie des entreprises françaises. La section 3 expose notre stratégie empirique. La section 4 présente les résultats d'estimation et les commentaires, puis nous concluons.

1. Revue de littérature

La trésorerie des entreprises résulte du rapport entre les coûts et les avantages de la détention de liquidités, ce que la littérature empirique existante confirme largement : pour maximiser la valeur actionnariale, le niveau de la trésorerie doit être tel que son bénéfice marginal soit égal au coût marginal.

Examinons tout d'abord le coût de détention de liquidités. Cette détention est coûteuse parce que le coût marginal du financement externe excède habituellement le rendement des dépôts ou des investissements financiers à court terme. Certaines contributions récentes affirment que les explications par les coûts sont essentielles pour bien comprendre les tendances observées dans la trésorerie des entreprises. Azar *et al.* (2016) constatent que les variations du coût de détention, c'est-à-dire le coût de financement d'un dollar d'actifs liquides, net des avantages tirés des investissements financiers à court terme, expliquent la majeure partie de l'augmentation tendancielle de la trésorerie constatée aux États-Unis depuis 1980. Ils montrent également la prépondérance de l'explication par les coûts de l'accumulation de liquidités dans les cinq plus grandes économies d'Europe, ainsi

qu'au Japon, cette fois exclusivement sur la base de données de comptabilité nationale. Les inconvénients liés à la double imposition sont eux aussi une source de coûts associés à la trésorerie (Opler *et al.*, 1999) : les revenus tirés des actifs liquides sont en effet imposés une première fois au niveau de l'entreprise avec l'impôt sur les sociétés, puis une deuxième fois, comme tous les autres actifs, lorsque les revenus sont distribués aux actionnaires, avec l'impôt sur le revenu. De plus, la déductibilité des intérêts peut être plafonnée, de sorte que tout euro de dette supplémentaire investi dans un actif financier liquide peut faire augmenter l'assiette de l'impôt sur les sociétés, même si les coûts de financement sont supérieurs aux bénéfices financiers. Toutefois, en raison de la stabilité du taux marginal d'imposition des sociétés en France durant la période étudiée, l'explication fondée sur la fiscalité y est peu susceptible de justifier la récente dynamique de la trésorerie des entreprises³.

S'agissant des avantages, les réserves de liquidités permettent aux entreprises de se protéger contre tout choc négatif sur les flux de trésorerie qui pourrait les obliger à liquider des actifs ou à trouver un financement externe dans des conditions défavorables (besoin de couverture du risque d'illiquidité et de faillite), et à financer leurs investissements quel que soit le coût du financement externe ou leur capacité à y accéder (besoin de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement)⁴. D'ailleurs, comme Keynes (1936) l'avait déjà suggéré, le principal avantage d'un bilan liquide est de permettre aux entreprises de mener des projets au moment où l'opportunité survient et pas seulement lorsque le coût du financement externe est bas. La liquidité du bilan est donc d'autant plus importante qu'il existe des frictions

1. Les données sur le coût de détention ne sont disponibles que depuis 2011.

2. Parallèlement, si nous considérons l'estimation dans laquelle les observations au niveau de l'entreprise sont pondérées par la taille de l'actif total (tableau 5, colonne 7) dans la régression puis comparons l'évolution de la moyenne pondérée du coût de détention et du ratio de trésorerie, nous constatons que l'explication fondée sur les coûts justifie 32 % de la hausse de la trésorerie entre 2010 et 2016. Une pondération par la taille de l'actif total – le dénominateur de notre ratio de trésorerie – permet d'extrapoler nos estimations microéconomiques afin de tenir compte de la trajectoire macroéconomique.

3. Aux États-Unis, la fiscalité peut également affecter le niveau des liquidités car le régime fiscal peut pousser les multinationales à ne pas rapatrier les liquidités de leurs sociétés affiliées (Foley *et al.*, 2007), mais ce canal ne s'applique vraisemblablement pas en France.

4. Opler *et al.* (1999) appellent le premier canal le « motif du coût de transaction » et le deuxième le « motif de précaution » en référence à Keynes (1936). Toutefois, la signification attribuée à ces deux termes a évolué dans la littérature. Pour cette raison, nous choisissons ci-après de parler du premier canal comme d'un « besoin de couverture du risque d'illiquidité et de faillite » et du deuxième comme d'un « besoin de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement ».

en termes d'accès au financement externe. Si une entreprise prévoit des contraintes financières, son besoin de se protéger contre le risque de manquer des opportunités d'investissement augmente, de même que son niveau optimal de détention de liquidités.

En lien avec ces deux motifs de couverture, la littérature souligne l'impact de la volatilité des flux de trésorerie sur l'accumulation de liquidités. Han & Qiu (2007) proposent une base théorique pour cette relation lorsque les entreprises sont soumises à des contraintes financières. Bates *et al.* (2009) ou encore Boileau & Moyen (2016) identifient la volatilité accrue des flux de trésorerie (Campbell *et al.*, 2001, et Dichev & Tang, 2008, documentent ce fait stylisé) comme l'une des principales raisons de l'accumulation de liquidités par les entreprises américaines durant les années 2000. Pour analyser le besoin de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement, certaines études explorent l'impact de la corrélation entre les flux de trésorerie et les opportunités d'investissement sur l'accumulation de liquidités. Acharya *et al.* (2007) développent un modèle prédisant que les entreprises soumises à des contraintes financières et dont les besoins de couverture (du risque de manquer des opportunités) sont élevés tendent à constituer des réserves de liquidités à partir de leurs flux de trésorerie. En revanche, les entreprises soumises à des contraintes mais dont les besoins de couverture sont faibles consacrent systématiquement leurs flux de trésorerie à la réduction de la dette et non pas à la constitution de réserves. Leurs résultats empiriques corroborent ces résultats théoriques. Pour identifier ce mécanisme, l'une des difficultés est de mesurer la corrélation entre les flux de trésorerie et les opportunités d'investissement : la corrélation apparente entre les flux de trésorerie d'une entreprise et ses dépenses d'investissement n'est pas pertinente car ces deux éléments sont liés de façon endogène lorsque l'entreprise est soumise à des contraintes financières. Acharya *et al.* (2007) envisagent deux mesures alternatives des opportunités d'investissement. Puisque les dépenses en R&D suivent les opportunités de croissance, ils commencent par examiner la corrélation entre les flux de trésorerie tirés des opérations courantes de l'entreprise et la médiane des dépenses en R&D au niveau de son industrie, afin d'illustrer la corrélation entre la disponibilité des fonds internes de cette entreprise et sa demande sans contrainte en matière d'investissement. Leur deuxième mesure repose sur la corrélation entre les flux

de trésorerie au niveau de l'entreprise et la demande du marché au niveau de l'industrie, celle-ci correspondant à la médiane du taux de croissance prévisionnel des chiffres d'affaires sur les trois prochaines années au sein de l'industrie dans laquelle l'entreprise évolue. Toutefois, ces mesures souffrent vraisemblablement des mêmes contraintes financières, qui empêchent de simplement utiliser les corrélations observées entre les flux de trésorerie et les investissements. Dans le présent article, nous évaluons un indicateur alternatif sectoriel local capturant l'impact de la corrélation entre les flux de trésorerie et les opportunités d'investissement sur l'accumulation de liquidités.

D'autres facteurs ont été avancés dans la littérature pour expliquer le niveau des liquidités des entreprises et la tendance récemment constatée en la matière, notamment les dépenses en R&D et la part du capital immatériel en cas de frictions financières⁵ (Opler *et al.*, 1999 ; Bates *et al.*, 2009 ; Begenau & Palazzo, 2017, qui documentent les effets de sélection découlant d'une réorientation vers des « sociétés de R&D » moins rentables dont les ratios de trésorerie sont initialement plus élevés lors de leur entrée en bourse, ainsi que Falato *et al.*, 2013, ou Adler *et al.*, 2019), ou encore les frictions relatives à l'information (Jensen, 1986) – même si Opler *et al.* (1999), Bates *et al.* (2009) et Kalcheva & Lins (2007) ne constatent aucune influence importante du problème du principal-agent sur l'accumulation de liquidités.

2. Données et statistiques descriptives sur l'accumulation de liquidités par les entreprises françaises

2.1. Sources des données et méthode de consolidation

Nous utilisons, pour la période 2010-2016, les données administratives de l'Insee. Les analyses sont menées au niveau du groupe. En effet, bien qu'elles déposent des comptes séparés, les unités légales ne sont pas nécessairement autonomes dans leur processus de prise de décisions économiques, en raison des nombreux liens financiers et commerciaux qui les attachent

5. L'idée selon laquelle les entreprises soumises à des contraintes financières présentent des ratios de distribution beaucoup moins élevés suit Fazzari *et al.* (1988) et Fama & French (2002). Certaines approches alternatives visant à séparer les entreprises soumises à des contraintes financières de celles qui ne le sont pas reposent uniquement sur la taille des entreprises concernées, comme dans Erickson & Whited (2000). Fama & French (2002) et Frank & Goyal (2003) associent également la taille de l'entreprise à l'ampleur des frictions liées au financement externe. D'autres mesures des contraintes financières se fondent sur la notation de crédit, et notamment sur le fait qu'une entreprise dispose d'une telle notation ou non (par exemple Whited, 1992, et Lemmon & Zender, 2001).

à un groupe d'entreprises. Il est donc nécessaire de consolider les comptes des unités légales pour assurer la qualité de l'analyse. Au sein des groupes, comme montré par Picart (2003), les activités liées à la production et les activités de gestion financière sont susceptibles d'être attribuées à des unités légales distinctes appartenant au même groupe d'entreprises. Les flux de trésorerie sont souvent transférés d'unités légales centrées sur la production vers des unités légales constituées à des fins de gestion financière. En outre, certains actifs tels que l'immobilier sont souvent enregistrés auprès d'unités légales distinctes ayant un statut juridique spécifique (comme par exemple les sociétés civiles immobilières), qui sont plus susceptibles de supporter les dettes afférentes (Insee, 2019). L'existence de transferts de liquidités intra-groupe, montrée par Locorotondo *et al.* (2014), confirme notre hypothèse, en ligne avec des recherches précédentes (Lamont, 1997), selon laquelle les décisions de politique financière des entreprises, notamment de gestion de trésorerie, sont prises au niveau du groupe. Pourtant, le niveau de consolidation a son importance car il a un impact significatif sur les ratios financiers usuels (Deroyon, 2015) et, comme l'on pouvait s'y attendre, la variation des ratios de trésorerie est beaucoup plus importante au niveau de l'unité légale qu'au niveau consolidé. Cette plus grande variabilité au niveau de l'entité légale reflète des erreurs de mesure dues à une redistribution intra-groupe et non des décisions d'accumuler des liquidités que les groupes auraient prises pour des raisons économiques face à l'évolution des conditions de financement, et justifie la consolidation. Pour finir, la consolidation facilite la comparaison avec des études internationales reposant sur des données telles qu'ORBIS et Compustat (collecte des comptes consolidés publiés par les groupes dans leurs rapports annuels).

Notre unité statistique étant donc le groupe, nous consolidons les états financiers à partir de notre base de données « brutes » au niveau des unités légales, le dispositif d'élaboration des statistiques annuelles d'entreprises (ESANE). Un groupe est un ensemble d'unités légales reliées par la détention de capital, qui sont identifiées à l'aide de la base de données LIFI sur les liaisons financières, un jeu de données administratives fournissant des informations sur la structure de propriété et la nationalité de la tête de groupe d'entreprises situées en France⁶. À partir des comptes bruts des unités légales, nous créons une nouvelle observation statistique pour chaque groupe d'entreprises, le « pseudo-groupe ». Pour

chaque groupe, l'état financier du pseudo-groupe correspondant est calculé à partir des unités légales centrales du groupe (c'est-à-dire celles détenues à plus de 50 % par la tête de groupe⁷ et donc contrôlées par le groupe)⁸. Notre base de données définitive comprend, sauf mention contraire, trois types d'unités statistiques : (i) les pseudo-groupes fondés sur les retraitements de consolidation des unités légales centrales, (ii) les unités légales liées à des groupes mais qui ne sont pas contrôlées par eux, que nous appelons ci-après « unités légales sans lien strict avec un groupe » et (iii) les unités légales indépendantes, qui n'appartiennent à aucun groupe. Les unités légales centrales des groupes sont exclues de notre base de données définitive une fois consolidées (afin d'éviter tout double compte avec les pseudo-groupes). Notre approche de la consolidation présente cependant quelques lacunes. Notamment, notre consolidation automatique est moins précise que la consolidation menée par l'Insee, qui se fonde sur des données supplémentaires et sur des échanges permanents avec les comptables des plus grands groupes (bien que cela ne concerne pas encore toutes les entreprises). La couverture de la base de données LIFI varie entre 2010 et 2016, introduisant de potentielles erreurs de mesure supplémentaires. Notre base de données sur les postes du bilan et les comptes de résultat couvre exclusivement le périmètre français des groupes, ce qui engendre des erreurs de mesure pour les groupes dont les activités sont largement internationales. Des informations plus détaillées sont fournies dans l'annexe 1.

Les données financières brutes d'ESANE proviennent des informations sur le bilan collectées à partir des déclarations fiscales des entreprises, qui couvrent les unités légales françaises et, en règle générale, excluent les secteurs de la finance et de l'agriculture. Dans cette étude, nous nous concentrons sur les entreprises du secteur privé et limitons notre analyse au régime ordinaire, celui du bénéficiaire réel normal (BRN), car il couvre la quasi-totalité des actifs financiers liquides. Tout au long de l'article, le

6. L'enquête est exhaustive pour l'ensemble des entreprises qui recensent plus de 500 employés, qui génèrent des revenus de plus de 60 millions d'euros ou qui détiennent plus de 1.2 million d'euros d'actions. En revanche, afin de couvrir la totalité de l'univers des groupes français, l'enquête est complétée par des données provenant de Bureau van Dijk (jeu de données Diane-Amadeus).

7. La tête de groupe est l'unité légale qui détient la majeure partie des autres unités légales sans pour autant être détenue majoritairement par celles-ci.

8. Dans une version précédente de l'article, l'état financier d'un pseudo-groupe était calculé à partir de toutes les unités légales constituant le groupe, au prorata des droits de propriété de la tête de groupe sur l'unité légale concernée. Les résultats de la régression principale restent très proches avec cette méthodologie de consolidation alternative.

secteur est défini au niveau du groupe pour les pseudo-groupes (selon la base de données LIFI qui établit un secteur au niveau du groupe) et au niveau de l'unité légale pour les unités légales indépendantes ou sans lien strict avec un groupe. Pour finir, la région d'un pseudo-groupe consolidé est définie comme celle dans laquelle le plus grand nombre de ses unités légales centrales sont situées.

2.2. Examen de l'échantillon

Dans cette section, nous présentons des éléments supplémentaires sur le niveau et la dynamique de la trésorerie et des actifs financiers liquides des entreprises.

On observe tout d'abord une corrélation négative, sur une période de plus longue durée, entre le ratio liquidités/actif moyen des SNF et le niveau des taux d'intérêt à court terme mesuré par les taux interbancaires à trois mois en vigueur en France⁹ (figure I). Dans les deux séries, nous constatons une rupture concomitante claire, dans des directions opposées, depuis la crise financière.

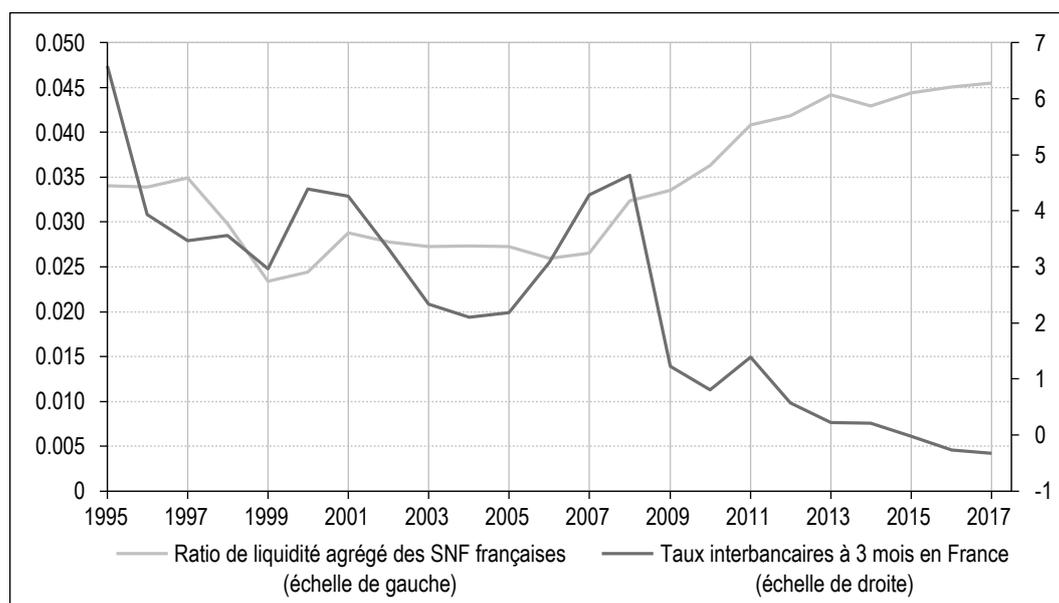
L'analyse menée au niveau du groupe nous permet de suivre la dynamique de la distribution des ratios de liquidités et de celle des actifs financiers liquides. Nous observons une tendance à la hausse pour la plupart des moments de ces distributions, ce qui suggère une réorientation globale de la distribution vers la droite (figure II). La croissance est néanmoins plus prononcée dans le troisième quartile, ce qui suggère une plus grande concentration de la trésorerie. Le ratio

de trésorerie médian a augmenté de 3.6 points de pourcentage (pp ensuite) entre 2010 et 2016, atteignant 13.9 % en 2016. L'augmentation du ratio médian d'actifs financiers liquides est moins prononcée : seulement 1.5 pp durant la période étudiée (voir annexe 3, figure A3-I)¹⁰. D'ailleurs, dans un contexte de taux d'intérêt très faibles (voire négatifs), le rendement des actifs financiers liquides autres que la trésorerie produisant des intérêts a diminué pour les SNF, tant pour les titres de créance à court terme que pour les fonds du marché monétaire. Dans ce contexte, les SNF ont substitué aux instruments de trésorerie tels que les fonds du marché monétaire du cash et des disponibilités mais ont globalement renforcé leurs positions en actifs financiers liquides.

La tendance à la hausse s'observe également dans l'ensemble des secteurs (figure III). Les niveaux médians des ratios d'actifs financiers liquides sont néanmoins hétérogènes, et sont les plus élevés dans les secteurs tels que ceux des services professionnels, scientifiques et techniques, de l'information et de la communication et des autres activités de service. Ces secteurs ont également enregistré la plus forte hausse du ratio d'actifs financiers liquides, ce qui correspond aux résultats présentés dans la littérature reliant la trésorerie aux actifs incorporels et aux frictions financières (par exemple Opler *et al.*, 1999 et Bates *et al.*, 2009).

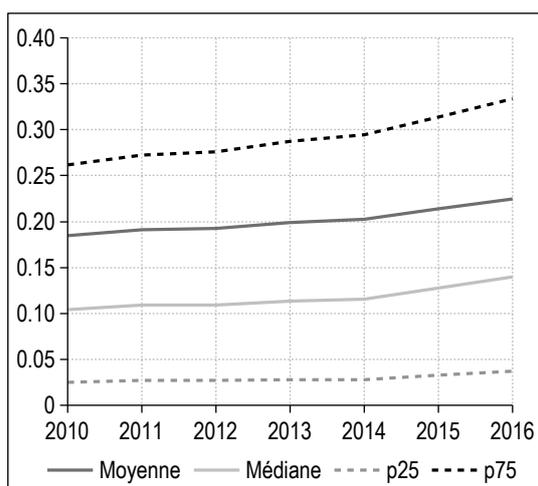
9. Les données du compte financier national relatives aux liquidités des sociétés non financières sont disponibles à partir de 1995.
10. Points de pourcentage en termes d'actif total.

Figure I – Ratio liquidités/actif global et taux d'intérêt à court terme en % – Comptes nationaux



Source: Insee, Banque de France, Réserve fédérale de Saint Louis.

Figure II – Moments des ratios liquidités/actif



Source: Insee (Esane/LIFI); calculs des auteurs.

Les petites entreprises (de 10 à 249 salariés) et les micro-entreprises (moins de 10 salariés) tendent à détenir plus de liquidités que les grandes en termes de pourcentage de leur actif total (figure IV). La taille est un déterminant majeur des positions en actifs financiers liquides. La position relative, sur l'ensemble des catégories de taille, et le niveau des ratios que nous documentons sont tous les deux comparables à ceux que Bates *et al.* (2009) montrent aux États-Unis.

Dans la figure V, et uniquement là, nous avons modifié la composition de l'échantillon de notre base de données afin d'inclure les unités légales centrales entièrement contrôlées par un groupe mais sans retraitement de consolidation, les unités légales sans lien strict avec un groupe et les unités légales indépendantes. Les niveaux

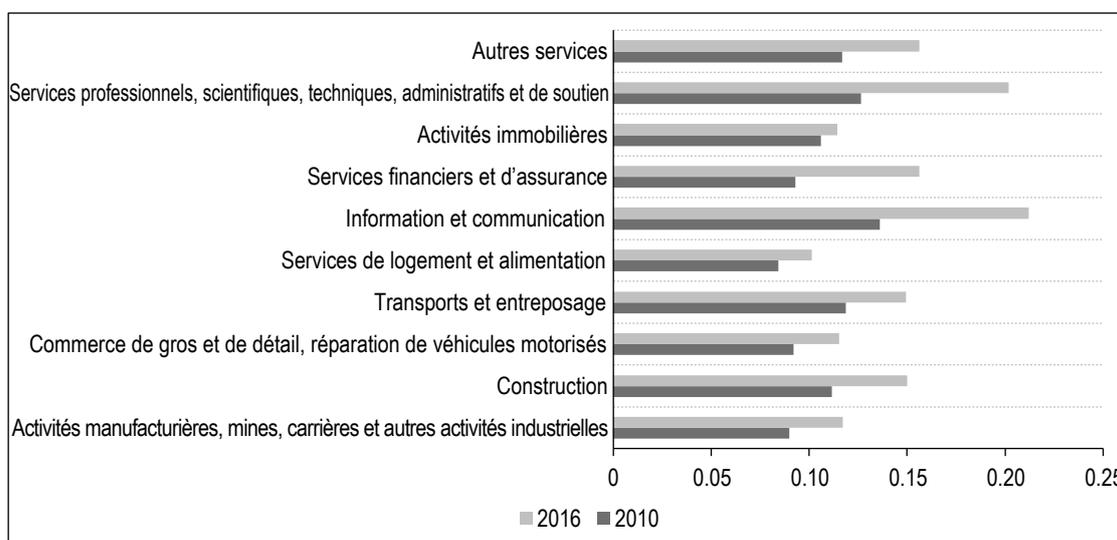
médians des ratios liquidités/actif de ces trois sous-ensembles tendent à suivre des tendances à la hausse similaires. Les unités légales indépendantes montrent des ratios de trésorerie beaucoup plus élevés que ceux de leurs pairs au sein d'un même groupe.

3. Stratégie empirique

3.1. Coût de détention au niveau de l'entreprise

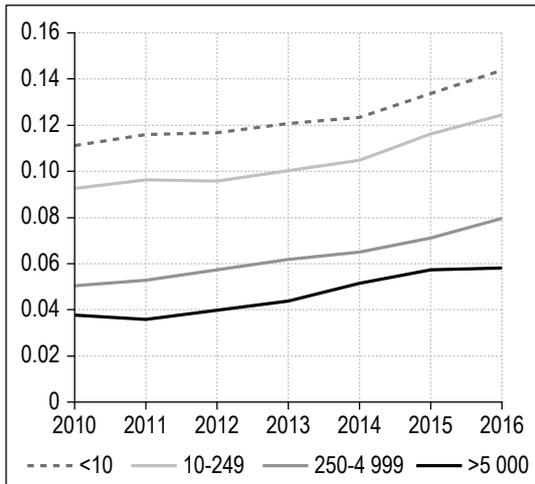
Le coût de détention de liquidités et d'actifs financiers liquides correspond à la différence entre le coût d'un euro supplémentaire de financement externe et le rendement de cet euro supplémentaire lorsqu'il est détenu en tant qu'actif financier liquide, une partie étant déposée sur des comptes en espèces ou investie dans des actifs financiers à court terme produisant des intérêts. Le coût de détention de liquidités varie d'une entreprise à l'autre parce que, d'une part, le coût du financement externe dépend de la solvabilité de l'entreprise concernée et, d'autre part, le rendement des actifs financiers liquides peut varier en fonction de l'allocation entre les actifs qui portent intérêts et ceux qui ne portent pas intérêts. Azar *et al.* (2016) explorent exclusivement cette seconde source de variation afin d'établir un coût de détention spécifique à l'entreprise. S'agissant de la première source de variabilité du financement externe entre les entreprises, ils supposent dans leur analyse empirique que le coût du financement externe est égal au taux des bons du Trésor à trois mois pour toutes les entreprises. Leur hypothèse, selon laquelle « dans la mesure où les liquidités sont un investissement sans

Figure III – Médiane des ratios liquidités/actif, par secteur



Source: Insee (Esane/LIFI); calculs des auteurs.

Figure IV – Médiane des ratios liquidités/actif par taille d'entreprise

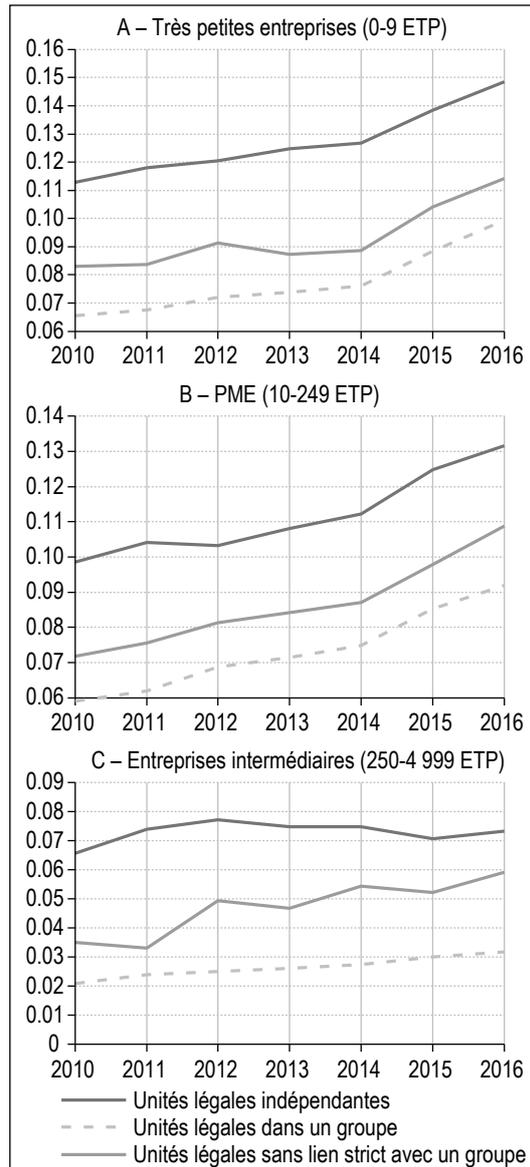


Note: <10 désigne les entreprises (indépendantes, sans lien strict avec les groupes ou après consolidation) comptant moins de 10 salariés en équivalent temps plein.
Source: Insee (Esane/LIFI); calculs des auteurs.

risque, le coût du capital devrait correspondre au taux sans risque », peut être interrogée, car le coût du capital dépend de la santé financière globale de l'entreprise, et donc du risque de contrepartie perçu.

Contrairement à Azar *et al.* (2016), nous exploitons donc les deux sources de variation du coût de détention d'une entreprise à l'autre. Nous introduisons pour cela une nouvelle variable proxy du coût du financement externe auquel une entreprise est susceptible d'être confrontée en fonction de l'évaluation de son risque de crédit. Cette variable repose sur les moments du coût de la dette à court terme publiés par la Banque de France¹¹. Chaque année, nous évaluons la solvabilité des entreprises¹² évaluée par le « Score Z'' » d'Altman (Altman, 1983)¹³. Le Score Z'' d'Altman prédit la probabilité de faillite, qui influence le coût de la dette additionnelle (voir annexe 1). Comme le montre le « Rapport sur la stabilité financière dans le monde » publié par le FMI en 2019, les professionnels utilisent ce score, entre autres, pour évaluer la qualité de crédit d'une entreprise. Nous relierons les observations relatives aux entreprises et le coût annuel de la dette à court terme en associant le centile de la distribution de la solvabilité au centile du coût de la dette¹⁴. S'agissant de la seconde source de variation du coût de détention au niveau de l'entreprise, qui concerne le rendement des actifs financiers liquides, nous utilisons, dans la lignée d'Azar *et al.* (2016), la part des titres à court terme qui produisent des intérêts dans les actifs financiers liquides de l'entreprise durant la première année

Figure V – Médiane des ratios liquidités/actif par taille et statut de l'entreprise



Source: Insee (Esane/LIFI), calculs des auteurs.

11. Les moments de la distribution des taux d'intérêt annuels applicables à un nouveau contrat d'emprunt (c'est-à-dire centiles 5, 25, 50 et 75) sont calculés par la Banque de France à partir de sa base de données MContra.

12. Nous choisissons d'imputer un coût du financement externe à court terme fondé sur la solvabilité plutôt que d'utiliser le coût apparent de la dette (rapport entre les paiements d'intérêts et l'encours de dette), car (i) les entreprises soumises à des restrictions de crédit, par définition, ne déclarent pas de dette dans leur déclaration fiscale : cela introduirait dans notre échantillon un biais vers les entreprises qui ne sont pas soumises à des contraintes financières, (ii) le coût apparent de la dette indique le prix moyen d'une unité de dette, tandis que nous nous concentrons, en termes conceptuels, sur le coût marginal d'une unité de dette supplémentaire.

13. Le Score Z'' d'Altman (1983) est une combinaison linéaire des ratios EBITDA / actif total, besoins en fonds de roulement / actif total, bénéfices non distribués accumulés / actif total et fonds propres au coût historique / actif total. Ce score vise à évaluer la probabilité de faillite de sociétés manufacturières et non manufacturières privées et cotées, mais n'a été estimé que sur un petit échantillon d'entreprises en 1983. Néanmoins, Altman et al. (2017), sur la base du jeu de données ORBIS rassemblant environ 2.7 millions d'observations relatives aux entreprises européennes, rejettent l'hypothèse d'une obsolescence des paramètres estimés par le Score Z'' d'Altman (1983) en termes de performance de la classification.

14. Nous choisissons de ne pas tenir compte du secteur et classons les entreprises en fonction du centile de solvabilité dans lequel elles se trouvent. En effet, un secteur entier pourrait être caractérisé par une solvabilité inférieure à la moyenne.

d'observation (afin d'atténuer les problèmes d'endogénéité liés au coût de détention). Nous supposons que les titres à court terme génèrent un rendement annuel égal à la performance annuelle moyenne des fonds du marché monétaire, telle que publiée par la Banque de France. Au niveau de l'entreprise, la formule du coût de détention (*cost of carry*, CoC) s'écrit alors comme suit :

$$CoC_{it} = Cost\ of\ short\ term\ debt_{pcti,t} - share_{i,t0} perfMMF_t \quad (1)$$

Les moments de la distribution de notre coût de détention spécifique à l'entreprise sont indiqués dans le tableau 1. Le coût de la détention de liquidités a fortement diminué entre 2011 et 2016, sa valeur moyenne (médiane) ayant perdu 1.44 pp (respectivement 1.26 pp)¹⁵.

Utiliser le Score Z'' dans nos régressions pour identifier la variation crée des problèmes d'endogénéité. Par exemple, les investisseurs pourraient interpréter un niveau élevé de trésorerie comme un signe de santé financière, permettant à l'entreprise concernée d'obtenir de nouveaux prêts (causalité inverse). La hausse de l'endettement se traduirait, via le Score Z'', par une baisse moins importante du coût du financement externe, ce qui pourrait engendrer un biais à la baisse (en termes absolus) dans notre estimation de l'élasticité du ratio de trésorerie par rapport au coût de détention. Toutefois, nous décidons tout d'abord d'inclure les valeurs retardées du coût de détention afin d'atténuer ces éventuels problèmes d'endogénéité. Nous utilisons ensuite les centiles du Score Z'', et non pas le Score Z'' lui-même. Cela nous permet sinon d'éliminer, du moins de limiter, l'endogénéité.

En parallèle, en guise de test de robustesse, nous utilisons un coût de détention fondé exclusivement sur une mesure du coût de la dette à court terme au niveau de l'entreprise. Pour cet indicateur alternatif, nous relierons les entreprises avec les moments de la distribution du coût de la dette à court terme fondé sur le score « SAFE » (Ferrando *et al.*, 2015) et non pas sur le Score Z''. Le score SAFE vise à mesurer l'ampleur des contraintes financières subies par les entreprises. Il correspond à la somme

pondérée des ratios financiers de l'entreprise concernée¹⁶. Les poids sont estimés en fonction des contraintes financières, telles que présentées dans l'enquête sur l'accès au financement des entreprises de la BCE, pour un échantillon de micro-entreprises, de PME et de grandes entreprises européennes entre 2010 et 2013. Notre mesure préférée reste le coût de détention fondé sur le Score Z'', notamment parce que les problèmes d'endogénéité peuvent être plus prononcés avec le score SAFE en raison de l'inclusion du ratio liquidités/actif dans sa définition.

3.2. Une nouvelle mesure de la corrélation entre les flux de trésorerie et les opportunités d'investissement

Comme nous l'avons vu dans la revue de littérature, les contributions théoriques ont souligné que la corrélation entre les flux de trésorerie et les opportunités d'investissement explique l'accumulation de liquidités au sein des entreprises, mettant également en lumière la difficulté à identifier cette corrélation de façon empirique en raison des problèmes d'endogénéité (Acharya *et al.*, 2007). Des opportunités d'investissement peuvent survenir dans un état du monde où les flux de trésorerie entrants d'une entreprise sont faibles et où cette entreprise est donc plus susceptible de subir des contraintes financières. Dans ce cas, l'entreprise accorde une grande valeur à sa trésorerie car elle pourrait lui permettre d'exploiter une opportunité d'investissement à l'avenir, malgré le bas niveau de ses bénéfices ou son accès restreint au financement externe. Les entreprises qui subissent déjà des contraintes et qui ne sont pas rentables lorsque les conditions sont favorables ne peuvent pas accumuler de liquidités qui leur permettraient d'exploiter les opportunités d'investissement à l'avenir. En revanche, les entreprises dont la situation financière est suffisamment solide lorsque les conditions sont favorables mais qui anticipent des restrictions en matière d'accès au financement lorsque les conditions sont

15. La moyenne pondérée (par l'actif total) indique que le coût de détention diminue de 1.1 pp.

16. À savoir le ratio dette / actif total, le ratio intérêts payés / bénéfices non distribués, le ratio de marge bénéficiaire, le ratio actifs corporels / actif total, le ratio trésorerie / actif total et le logarithme de l'actif total.

Tableau 1 – Moments de la distribution du coût de détention

Coût de détention	Nombre d'observations	Nombre de valeurs	Moyenne	Écart type	q10	q25	Médiane	q75	q90
2011	578 061	138 949	3.86	1.58	2.16	2.75	3.43	4.42	6.65
2016	639 551	162 883	2.42	1.30	0.92	1.51	2.17	2.80	4.71

Source : Insee (Esane/LIFI), Banque de France; calculs des auteurs.

défavorables peuvent accumuler des liquidités afin de se protéger contre le risque de manquer des opportunités d'investissement.

L'un des facteurs clés de la corrélation négative entre les flux de trésorerie et les opportunités d'investissement est lié à la cession d'actifs ou d'entreprises à des prix bradés dans le cadre de ventes en catastrophe (*fire sales*). Comme Shleifer & Vishny (2011, p. 30) l'expliquent, il s'agit de la vente forcée d'un actif à un prix anormal. La vente est « forcée » car le vendeur ne peut pas régler ses créanciers sans vendre d'actifs. Le prix est « anormal » car les acquéreurs potentiels ont souvent la même activité que le vendeur et sont concomitamment en situation financière compliquée au moment de la vente bradée, ce qui ne leur permet pas d'emprunter pour acquérir l'actif. Les actifs en question sont alors acquis par des investisseurs qui ne veulent acheter qu'à des valeurs faibles, notamment du fait de l'asymétrie d'information. La fréquence et l'ampleur de ces événements varient d'une industrie à l'autre et, dans une certaine mesure, lorsque le marché secondaire des actifs est, au moins en partie, local. L'intuition est la suivante : en période de ralentissement, les pressions subies par les entreprises pour vendre leurs actifs en urgence, au pire en cas de faillite, augmentent. La valeur relative de la détention de liquidités est la plus élevée dans les secteurs et les régions où ces pressions sont les plus importantes, car les entreprises ayant réussi à accumuler suffisamment de liquidités peuvent alors tirer le plus grand parti des plus nombreuses ventes d'urgence d'actifs. Nous ne disposons pas de mesures directes appropriées des prix des actifs en vigueur sur le marché secondaire, qui nous permettraient de saisir les spécificités sectorielles et locales des ventes d'urgence. L'impact de la conjoncture économique sur la fréquence des défaillances d'entreprises au niveau secteur-région est un indicateur pertinent de l'exposition à des opportunités d'investissement pour des prix bradés. Nous calculons ensuite les élasticités secteur-région des faillites d'entreprises au cycle économique, en estimant l'équation suivante :

$$Default_{s,r,t} = \beta_{s,r} \Delta g_t + \alpha_{s,r} + \delta_t + \epsilon_{s,r,t} \quad (2)$$

où $Default_{s,r,t}$ est le nombre de faillites d'entreprises¹⁷ enregistré pour le secteur s , la région r et l'année t , normalisé par le nombre d'entreprises¹⁸ du secteur s dans la région r durant l'année t . $\beta_{s,r}$ saisit la sensibilité au niveau secteur-région des défaillances au cycle économique, $\alpha_{s,r}$ sont les effets fixes secteur-région saisissant le niveau de défaillance sectoriel local moyen et δ_t sont les effets fixes

année. Les estimations vont de 1994 à 2009¹⁹. Δg_t désigne la croissance du PIB de l'année t . Les secteurs sont des secteurs larges en raison de la structure des données sur les défaillances fournies par la Banque de France (niveau 1 de la nomenclature d'activités française) et les secteurs de l'agriculture et des organisations à but non lucratif sont exclus. Les régions sont celles établies après la réforme territoriale de 2014. Les coefficients d'intérêt de l'équation (2) sont les $\beta_{s,r}$, qui correspondent aux élasticités au cycle économique des faillites d'entreprises par secteur-région. Les estimations associées varient fortement entre les secteurs et les régions. Les $\beta_{s,r}$ les plus négatifs sont identifiés dans des secteurs tels que ceux de la finance, de l'assurance, de la construction et des activités manufacturières. En revanche, les faillites d'entreprises semblent moins sensibles au cycle dans le secteur des services. Nos estimations révèlent également une certaine hétérogénéité entre les régions et au sein des secteurs. Le tableau 2 présente la valeur estimée des $\beta_{s,r}$.

Ces élasticités pourraient en partie saisir les besoins de couverture du risque d'illiquidité et de faillite, en plus des besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement, que nous souhaitons isoler. Afin de purger le plus possible nos élasticités des besoins de couverture du risque d'illiquidité, nous introduisons des effets fixes secteur-région, $\alpha_{s,r}$ (sans interaction avec la croissance du PIB) dans l'équation (2)²⁰. Ils sont plus susceptibles de saisir les besoins de couverture du risque d'illiquidité et de faillite que les $\beta_{s,r}$. De fait, nous supposons que les entreprises évaluent la probabilité de leur propre faillite en fonction du nombre local sectoriel moyen de faillites d'entreprises (saisi par les $\alpha_{s,r}$) et non pas en fonction de la sensibilité des faillites d'entreprises au cycle économique (saisie par les $\beta_{s,r}$). Nous fournissons également des tests de robustesse supplémentaires afin de séparer les deux canaux de la couverture contre le risque de l'illiquidité et la couverture du risque contre les

17. Au niveau local sectoriel, les faillites d'entreprises sont diffusées par la Banque de France en fonction des données FIBEN. La base de données FIBEN étant tronquée vers la gauche (chiffre d'affaires > 75 000 euros), il est possible que le nombre de faillites soit sous-estimé.

18. Le nombre des entreprises œuvrant dans chaque secteur et chaque région entre 1994 et 2009 est calculé à l'aide des bases de données SIRENE de l'Insee.

19. Les élasticités $\beta_{s,r}$ sont estimées avant les régressions principales (qui visent à expliquer le niveau et la dynamique des ratios de trésorerie) afin d'atténuer les problèmes d'endogénéité.

20. Dans une version précédente de l'article, les alphas étaient inclus à nos régressions principales (avec le ratio de trésorerie en tant que variable dépendante), avec une influence positive et importante sur l'accumulation de liquidités, invariablement avec le motif « couverture du risque d'illiquidité ». À des fins de clarté, nous avons exclu cette variable de contrôle, sans aucune influence sur les autres coefficients d'estimation.

Tableau 2 – Élasticités locales sectorielles $\beta_{s,r}$ des faillites d'entreprises par rapport au cycle économique

Région/Secteur	Activités manufacturières	Construction	Commerce de gros et de détail	Transports et entreposage	Services de logement et alimentation	Information et communication	Services financiers et d'assurance	Activités immobilières	Services administratifs et de soutien	Autres services	Moy.	Écart type
Île-de-France	-1.33	-1.17	-1.06	-0.83	-1.09	-1.06	-1.37	-1.09	-0.94	-0.71	-1.1	0.2
Centre-Val de Loire	-0.98	-0.83	-0.78	-0.81	-0.88	-0.78	-2.04	-0.99	-0.68	-0.68	-0.9	0.4
Bourgogne Franche-Comté	-0.86	-0.80	-0.80	-0.71	-0.82	-0.78	-1.42	-0.80	-0.74	-0.62	-0.8	0.2
Normandie	-0.96	-1.05	-0.85	-0.81	-0.85	-0.61	-1.87	-1.02	-0.81	-0.67	-1.0	0.4
Hauts-de-France	-1.09	-0.98	-0.79	-0.75	-0.98	-0.79	-1.72	-0.79	-0.75	-0.65	-0.9	0.3
Grand Est	-0.93	-1.09	-0.85	-0.84	-0.80	-0.65	-2.13	-0.85	-0.93	-0.69	-1.0	0.4
Pays de la Loire	-0.88	-0.83	-0.88	-0.76	-0.81	-0.78	-1.38	-0.75	-0.75	-0.68	-0.8	0.2
Bretagne	-1.11	-0.73	-0.80	-0.75	-0.94	-0.99	-1.68	-0.79	-0.74	-0.71	-0.9	0.3
Nouvelle-Aquitaine	-0.93	-0.84	-0.84	-0.74	-0.98	-0.89	-1.52	-0.83	-0.74	-0.66	-0.9	0.2
Occitanie	-1.06	-0.96	-0.85	-0.68	-0.85	-0.96	-1.73	-0.84	-0.80	-0.67	-0.9	0.3
Auvergne Rhône-Alpes	-0.93	-0.93	-0.82	-0.68	-0.86	-0.73	-1.58	-0.95	-0.77	-0.67	-0.9	0.3
Provence Alpes Côte d'Azur	-1.12	-1.15	-0.89	-0.71	-0.98	-1.00	-1.95	-0.96	-0.88	-0.65	-1.0	0.4
Corse	-1.08	-1.35	-0.77	-0.81	-1.56	n.d.	0.45	-0.68	-0.24	-0.34	-0.7	0.6
Moyenne	-1.0	-1.0	-0.8	-0.8	-1.0	-0.8	-1.5	-0.9	-0.8	-0.6		
Écart type	0.1	0.2	0.1	0.1	0.2	0.1	0.6	0.1	0.2	0.1		

Source: Insee (Esane/LIFI), Banque de France; calculs des auteurs.

opportunités d'investissement manquées. Pour cela, nous présentons une mesure alternative du besoin de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement qui repose sur le montant brut des faillites d'entreprises plutôt que sur les faillites normalisées, modifiant alors la variable dépendante de l'équation (2).

En plus de ces deux variables d'intérêt, nous construisons les variables de contrôle identifiées dans la littérature comme des déterminants de la trésorerie et des actifs financiers liquides des entreprises. La liste des variables utilisées dans notre régression, ainsi que des détails sur leur construction, sont fournis au tableau 3.

4. Estimations et interprétations

4.1. Régression de panel avec effets fixes entreprise

Nous estimons tout d'abord un modèle dans lequel les ratios de trésorerie au niveau de l'entreprise²¹ sont régressés sur des effets fixes entreprise, qui saisissent l'impact sur la trésorerie de caractéristiques des entreprises ne variant pas dans le temps, observées et non observées, et un ensemble de caractéristiques observables variant dans le temps. Si l'on inclut les effets fixes entreprise, on peut saisir l'impact de la variation du coût de détention au niveau de

l'entreprise sur la variation du ratio de trésorerie. Les effets fixes année sont inclus en tant que test de robustesse afin de tenir compte de certains facteurs exogènes spécifiques à l'année, qui pourraient contribuer à la hausse moyenne du ratio de trésorerie constatée entre 2010 et 2016. Les principaux résultats sont présentés au tableau 4. Les mesures du coût de détention sont incluses avec un retard d'un an afin d'atténuer les problèmes d'endogénéité²².

Les estimations du coefficient associé à notre coût de détention sont négatives et ont une forte significativité statistique pour toutes les spécifications. Selon l'estimation de notre première spécification (tableau 4 colonne 1), la variation de la valeur moyenne du coût de détention enregistrée entre 2011 et 2016 explique une variation de 1.5 pp du niveau du ratio de trésorerie, ce qui

21. Les régressions incluant le ratio actifs financiers liquides / actif total en tant que variable dépendante produisent des conclusions cohérentes.

22. Une hausse de la trésorerie en parallèle d'une baisse du coût du financement externe peut refléter les méthodes comptables plutôt que le phénomène économique en jeu. Lorsque le coût de détention de l'entreprise diminue, celle-ci est plus susceptible de lever de la dette financière, ce qui crée des ressources financières qui sont inscrites à l'actif du bilan, en tant que liquidités, avant d'être utilisées à des fins d'investissement. En revanche, si la trésorerie augmente à la suite d'une diminution du coût de détention, l'entreprise décide, pour des raisons économiques, de conserver ces ressources financières supplémentaires en tant que liquidités, sans les affecter à des investissements spécifiques à court terme. Pour finir, les problèmes d'endogénéité ne sont que partiellement atténués : notre modèle ne permet pas de totalement identifier la causalité.

Tableau 3 – Variables

Variable	Description
Ratio liquidités/actif (définition restrictive)	Liquidités (CF dans les déclarations fiscales) divisées par l'actif total consolidé au niveau du groupe
Ratio liquidités/actif (définition élargie)	Actifs financiers liquides (CF + CD dans les déclarations fiscales) divisés par l'actif total consolidé au niveau du groupe
Coût de détention	Coût du financement à court terme au niveau de l'entreprise (en fonction du Z-Score), moins revenus tirés des actifs financiers à court terme (définis à l'équation (1))
Coût de la dette à court terme	Coût du financement à court terme au niveau de l'entreprise (en fonction du score SAFE)
Z-Score	Z-Score fondé sur les ratios fonds de roulement net / actif, EBIT/actif, bénéfices non distribués / actif et fonds propres / actif, tels que définis par Altman (1983) – les centiles sont construits à partir des distributions annuelles
Dette financière / Actif	Dette financière consolidée (DS + DT + DU dans les déclarations fiscales) divisée par l'actif total consolidé au niveau du groupe – la dette financière intra-groupe est entièrement exclue
Ratio de distribution	Dividende versé par la tête de groupe divisé par les résultats après impôts consolidés
ln(Actif)	Logarithme de l'actif total consolidé au niveau du groupe
Bénéfice/Actif	Bénéfices non distribués divisés par l'actif total consolidé au niveau du groupe
Part des actifs corporels	Actifs corporels divisés par l'actif total consolidé au niveau du groupe
Écart type (EBIT)	Écart type au niveau de l'entreprise dans le niveau des bénéfices avant intérêts et impôts sur la période d'observation, mesurant la volatilité des flux de trésorerie (divisé par 1 000 pour faciliter la présentation)
Besoins de couverture	Corrélation entre les opportunités d'investissement et les flux de trésorerie de l'entreprise, calculée comme étant la corrélation entre la médiane des dépenses en recherche et développement au niveau de l'industrie et le bénéfice de l'entreprise
$\beta_{s,r}$	Élasticités secteur-région des faillites d'entreprises par rapport au cycle économique, telles que définies et estimées dans l'équation (2) et présentées dans le tableau 2 – plus les $\beta_{s,r}$ sont négatives et plus le secteur-région est sensible au cycle économique, c'est-à-dire plus le nombre de faillites d'entreprises est élevé en période de ralentissement économique

Note : pour plus de détails, voir annexe 1 et des statistiques descriptives pour ces variables en annexe 3.

représente plus de 40 % de la hausse moyenne des ratios de trésorerie durant la période. Cela signifie que l'explication par les coûts a une importance cruciale dans la récente accumulation de liquidités au sein des entreprises. L'impact significatif du coût de détention reste inchangé si nous incluons les effets fixes d'année (colonne 3) : plus de 25 % de la hausse moyenne des ratios de trésorerie s'expliquent par la baisse du coût de détention de liquidités. L'effet du coût de détention n'est identifié qu'avec les variations de la prime de risque au sein de l'entreprise. En d'autres termes, nos résultats ne sont pas identifiés par la tendance globale à la baisse du coût de financement découlant d'une politique monétaire expansionniste durant la période considérée, en raison des effets fixes d'année. Nous déduisons de la colonne 5 qu'une baisse de notre mesure alternative du coût du financement externe à court terme fait fortement augmenter l'accumulation de liquidités, même si cette mesure alternative exclut la part des actifs financiers liquides qui produisent des intérêts. L'impact négatif important du coût de détention sur les ratios de trésorerie reste valide et est numériquement comparable lorsque

nous pondérons les observations au niveau de l'entreprise par l'actif total (colonne 7). Cela permet de tirer des conclusions sur « l'évolution macroéconomique » de la trésorerie : selon l'estimation présentée, la variation de la valeur moyenne du coût de détention enregistrée entre 2011 et 2016 explique ici aussi environ 40 % de l'augmentation moyenne des ratios de trésorerie sur la période. Nos résultats sont aussi robustes à une définition élargie du ratio de trésorerie, dans laquelle la trésorerie au numérateur inclut également les valeurs mobilières et les actions propres, en plus des comptes en espèces et des dépôts bancaires (colonnes 2, 4, 6 et 8). Pour finir, nos résultats restent inchangés – voire même sont renforcés – par le cylindrage de notre panel (voir annexe 2, tableau A2-3, colonnes 3 et 4).

Nous introduisons dans ces régressions un ensemble de variables variant dans le temps : une augmentation de la trésorerie va de pair avec une diminution du fonds de roulement net (de la trésorerie) et avec une augmentation du bénéfice annuel de l'entreprise. Nous incluons des variables de contrôle afin de saisir le niveau des frictions financières subies par les entreprises. Les résultats confirment largement l'existence

Tableau 4 – Modèle avec effets fixes d'entreprise
(variable dépendante : ratio liquidités/actif)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
définition	(restreinte)	(élargie)	(restreinte)	(élargie)	(restreinte)	(élargie)	(restreinte)	(élargie)
Coût de détention (-1)	-0.0102*** (0.0001)	-0.0100*** (0.0001)	-0.0059*** (0.0007)	-0.0078*** (0.0010)			-0.0092*** (0.0001)	-0.0084*** (0.0001)
Coût de la dette à court terme (-1)					-0.0084*** (0.0001)	-0.0076*** (0.0001)		
Fonds de roulement net / Actif	-0.0676*** (0.0011)	-0.0761*** (0.0011)	-0.0664*** (0.0041)	-0.0754*** (0.0036)	-0.0767*** (0.0003)	-0.0863*** (0.0003)	-0.0559*** (0.0003)	-0.0546*** (0.0004)
Dette financière / Actif (-1)	-0.0020*** (0.0007)	-0.0023*** (0.0007)	-0.0012 (0.0010)	-0.0019 (0.0013)	0.0004 (0.0003)	-0.0014*** (0.0003)	0.0098*** (0.0002)	0.0020*** (0.0002)
Bénéfice/Actif	0.0412*** (0.0010)	0.0444*** (0.0010)	0.0408*** (0.0028)	0.0442*** (0.0034)	0.0343*** (0.0004)	0.0370*** (0.0004)	0.0038*** (0.0005)	-0.0458*** (0.0007)
In(Actif)	-0.0475*** (0.0008)	-0.0416*** (0.0008)	-0.0457*** (0.0013)	-0.0407*** (0.0017)	-0.0360*** (0.0003)	-0.0316*** (0.0003)	-0.0060*** (0.0001)	-0.0020*** (0.0002)
Ratio de distribution	-0.0065*** (0.0003)	-0.0042*** (0.0003)	-0.0043*** (0.0012)	-0.0032** (0.0015)	-0.0065*** (0.0002)	-0.0042*** (0.0002)	-0.0023*** (0.0002)	-0.0023*** (0.0002)
Effets fixes	Entreprise	Entreprise	Entreprise & année	Entreprise & année	Entreprise	Entreprise	Entreprise	Entreprise
Clustering	Entreprise	Entreprise	Entreprise & année	Entreprise & année	Aucun	Aucun	Aucun	Aucun
Pondération	Aucune	Aucune	Aucune	Aucune	Aucune	Aucune	Taille de l'actif	Taille de l'actif
Échantillon	Complet							
Observations	2 473 753	2 473 753	2 473 753	2 473 753	2 124 721	2 124 721	2 473 753	2 473 753
R2	0.82	0.86	0.82	0.86	0.83	0.87	0.88	0.91
R2 ajusté	0.74	0.80	0.74	0.80	0.75	0.81	0.83	0.86

Note : *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Les variables sont définies au tableau 3. Les écarts type robustes sont présentés entre parenthèses.
Source : Insee (Esane/LIFI), Banque de France; calculs des auteurs.

d'un lien négatif entre la facilité d'accès au financement externe à la marge extensive (c'est-à-dire l'ampleur des contraintes financières subies par l'entreprise) et l'accumulation de liquidités. Les entreprises dont les ratios de distribution de dividendes sont plus élevés (ce qui reflète souvent de faibles contraintes financières, comme susmentionné) présentent généralement des ratios de trésorerie moins élevés. Hadlock & Pierce (2010) montrent que plus la taille de l'actif total est grande, moins l'entreprise est susceptible de subir des contraintes financières. En conséquence, l'impact négatif de la taille de l'entreprise sur la trésorerie, qui est statistiquement significatif, indique que les entreprises qui jouissent d'un meilleur accès au financement externe du fait de contraintes financières moins importantes détiennent moins de liquidités.

La trésorerie réagit différemment à une hausse de l'endettement selon la taille de l'entreprise. La forte corrélation positive entre l'endettement et l'accumulation de liquidités, après pondération des observations au niveau de l'entreprise par la taille l'actif total, suggère qu'un meilleur accès au financement externe a stimulé l'accumulation de liquidités (colonnes 7 et 8). Ce résultat confirme et élargit les conclusions

de Khder & Rousset (2017). Parallèlement, l'analyse après consolidation montre que si la corrélation positive entre l'endettement et l'accumulation de liquidités est forte pour les grands pseudo-groupes consolidés, des régressions semblables sur les unités légales qui les composent ne font pas ressortir une telle corrélation (voir l'annexe 2, tableau A2-1, colonne 3). Une hausse du ratio retardé dette financière / actif total présente une corrélation positive avec une augmentation du ratio de trésorerie (tableau A2-2, colonnes 1 et 2) pour les moyennes et les grandes entreprises, mais une corrélation négative forte pour les petites et les moyennes (*id.*, colonne 3). Pour les grandes entreprises, l'impact du coût de détention sur l'accumulation de liquidités n'est plus fortement négatif. Cela pourrait s'expliquer par la nature du Score Z'' au cœur du coût de détention, qui vise à prédire les faillites d'entreprises, et constitue donc un indicateur du coût du financement externe plus précis pour les petites entreprises que pour les grandes.

Dans un dernier test de robustesse, nous estimons ce modèle pour des sous-échantillons ne comprenant que des pseudo-groupes, ou que des unités légales indépendantes, ou que

des unités légales appartenant à des groupes d'entreprises (annexe 2, tableau A2-2). La principale conclusion de cette analyse est que les comportements d'accumulation de liquidités sont affectés par les variations du coût de détention au sein des unités légales indépendantes et des pseudo-groupes, plus ou moins pour toutes les tailles d'entreprises. Parmi les très petites et petites entreprises, l'impact de la baisse du coût de détention semble être plus marqué pour les unités légales indépendantes que pour les unités légales appartenant à un groupe d'entreprises.

Ce premier ensemble de régressions présenté au tableau 4 souligne le rôle clé des explications par les coûts pour rendre compte des tendances récemment observées au niveau macro-économique. La sous-section suivante explore ces dimensions de façon plus approfondie.

4.2. Régression de panel avec effets fixes sectoriels

En raison des effets fixes d'entreprise, nous ne pouvons pas, dans le premier ensemble de régressions, estimer les coefficients des élasticités des faillites sectorielles-locales au cycle économique $\alpha_{s,r}$, car ils ne varient pas dans le temps. Pour cette raison, nous effectuons des régressions similaires en remplaçant les effets fixes d'entreprise par des effets fixes de secteur et région²³. Ces derniers sont nécessaires pour tenir compte de caractéristiques sectorielles et régionales ne variant pas dans le temps, qui pourraient autrement engendrer un biais dans l'estimation des élasticités secteur-région. Cette nouvelle spécification permet également d'estimer l'effet d'autres caractéristiques au niveau de l'entreprise qui ne varient pas dans le temps et qui n'avaient pas pu être identifiées avec les régressions précédentes, présentées dans la littérature comme des déterminants importants du niveau de la trésorerie, comme la volatilité des bénéfices (Bates *et al.*, 2009).

Les résultats de l'estimation avec les effets fixes secteur-année²⁴ correspondent à ceux obtenus lorsque nous n'exploitons que les variations au sein de l'entreprise (tableau 5). Nous constatons un effet négatif statistiquement significatif des différentes mesures du coût de détention sur l'accumulation de liquidités. S'agissant des caractéristiques ne variant pas dans le temps introduites dans ces régressions, le coefficient estimé est statistiquement significatif avec les signes attendus. Nous constatons que les entreprises caractérisées par un EBIT plus volatil

durant la période observée détiennent de plus gros volumes de liquidités.

Les coefficients associés à notre nouvelle mesure $\beta_{s,r}$ sont négatifs et statistiquement significatifs. Ce résultat suggère que plus les faillites d'entreprises sont sensibles au cycle économique (ce qui signifie des $\beta_{s,r}$ plus négatives) ou, en d'autres termes plus il y a d'opportunités d'investissement à des prix bradés, et plus les entreprises accumulent de liquidités. Les effets estimés de cette variable sont notables. Avec ce coefficient négatif associé aux $\beta_{s,r}$ (tableau 5 colonne 1), les élasticités $\beta_{s,r}$ en Île-de-France expliquent 5 pp de l'écart entre les ratios de trésorerie des sociétés du secteur des services aux entreprises et des entreprises manufacturières. Incidemment, l'effet reste inchangé si nous incluons les effets fixes année (colonne 3).

Dans le test de robustesse (colonne 2), notre mesure alternative des opportunités d'investissement $\beta_{s,r}$ présente, comme l'on pouvait s'y attendre, une corrélation négative forte avec le ratio de trésorerie et a un impact final²⁵ sur le ratio de trésorerie du même ordre de grandeur que dans la spécification de base (colonne 1). Pour un autre test de robustesse, nous effectuons une régression dans laquelle les observations au niveau de l'entreprise sont pondérées par la taille de l'actif total (colonne 4) : le coefficient des élasticités $\beta_{s,r}$ est négatif et significatif, et dix fois plus élevé que celui obtenu dans la régression de base. Cela montre que les élasticités sectorielles régionales des faillites d'entreprises sont plus fortes pour les grandes entreprises et sont donc susceptibles de jouer un rôle au niveau macroéconomique. Cela suggère également que les grandes entreprises sont plus susceptibles de se protéger contre le risque de manquer des opportunités d'investissement en accumulant des liquidités.

À ce stade, un biais de sélection ne peut pas être exclu dans notre cadre empirique. Notre conclusion selon laquelle les entreprises tendent à accumuler plus de liquidités dans les secteurs et les régions où les défaillances d'entreprises

23. Les secteurs sont définis selon la Nomenclature d'activités française à 5 chiffres et les régions sont définies selon la réforme territoriale de 2014.

24. Si nous incluons les effets fixes secteur-année au lieu des effets fixes secteur, afin de saisir les chocs variant dans le temps au niveau du secteur (tels que les chocs de demande sectoriels), nos résultats restent également inchangés.

25. L'estimation est en apparence beaucoup moins élevée que dans la mesure de référence des opportunités d'investissement de la colonne 1, mais cette mesure alternative des opportunités d'investissement n'est pas normalisée par le nombre d'entreprises du secteur-région et est donc supérieure en termes absolus.

Tableau 5 – **Modèle avec effets fixes sectoriels**
(variable dépendante : ratio liquidités (définition restreinte)/actif)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Coût de détention (-1)	-0.0102*** (0.0001)	-0.0102*** (0.0001)	-0.0083*** (0.0001)	-0.0058*** (0.0001)
Fonds de roulement net / Actif	-0.0418*** (0.0002)	-0.0418*** (0.0002)	-0.0399*** (0.0002)	-0.0975*** (0.0003)
Dette financière / Actif (-1)	-0.0093*** (0.0002)	-0.0093*** (0.0002)	-0.0091*** (0.0002)	0.0058*** (0.0001)
Écart-type(EBIT)	0.0253*** (0.0007)	0.0253*** (0.0007)	0.0251*** (0.0007)	0.0001*** (0.00002)
Bénéfice/Actif	0.0298*** (0.0004)	0.0298*** (0.0004)	0.0306*** (0.0004)	0.0935*** (0.0008)
ln(Actif)	-0.0323*** (0.0001)	-0.0323*** (0.0001)	-0.0318*** (0.0001)	-0.0087*** (0.0001)
$\beta_{\{s,r\}}$ (niveau de référence)	-0.0051** (0.0022)		-0.0052** (0.0022)	-0.0407*** (0.0015)
$\beta_{\{s,r\}}$ (alternative)		-0.00004*** (0.00001)		
Ratio de distribution	0.0323*** (0.0003)	0.0323*** (0.0003)	0.0340*** (0.0003)	0.0262*** (0.0003)
Actifs corporels / Actif	-0.2605*** (0.0009)	-0.2605*** (0.0009)	-0.2605*** (0.0009)	-0.2050*** (0.0006)
Effets fixes	Secteur & région	Secteur & région	Secteur & région & année	Secteur & région
Clustering	Aucun	Aucun	Aucun	Aucun
Poids	Aucun	Aucun	Aucun	Taille de l'actif
Échantillon	Complet	Complet	Complet	Complet
Observations	2 151 394	2 151 573	2 151 394	2 151 394
R2	0.15	0.15	0.15	0.29
R2 ajusté	0.15	0.15	0.15	0.29

Note : *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Les variables sont définies au tableau 3.
Source : Insee (Esane/LIFI), Banque de France; calculs des auteurs.

sont très sensibles au cycle économique pourrait découler d'un biais de l'échantillon en faveur des entreprises qui ont survécu : celles connaissant les plus grandes difficultés financières et détenant moins de trésorerie ont peut-être fait faillite, sortant ainsi de notre échantillon. Pour corriger ce biais de sélection il faudrait un instrument valide pour la probabilité de retrait de l'échantillon qui n'influence pas le volume des liquidités et des dettes (Heckman, 1979). Or, nous n'en avons pas. Toutefois, si nous estimons notre modèle avec un échantillon cylindré ou quasi cylindré²⁶ (annexe 2, tableau A2-3, colonnes 1 et 2), nous constatons que l'effet des élasticités régionales sectorielles sur l'accumulation de liquidités reste inchangé, voire est renforcé, si l'on ne tient compte que des entreprises qui ont survécu : le biais de sélection semble ne pas avoir d'importance de premier ordre.

4.3. Séparer les différents mécanismes saisis par les élasticités locales sectorielles $\beta_{s,r}$

Nous passons maintenant avec le tableau 6 à l'interprétation de l'effet important de nos élasticités sectorielles locales $\beta_{s,r}$ des défaillances

d'entreprises par rapport au cycle économique sur l'accumulation de liquidités. L'effet des $\beta_{s,r}$ mis en évidence jusqu'à présent pourrait en effet relever de deux canaux différents :

- celui des besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement. Certaines entreprises pouvant se permettre d'accumuler des liquidités lorsque les conditions sont favorables le font parce qu'elles prévoient de subir des contraintes financières ou une baisse de leurs bénéfices lorsque les conditions seront défavorables et souhaitent exploiter les opportunités d'investissement qui pourraient se matérialiser dans leur secteur ou leur région en cas de ventes d'urgence d'actifs en période de ralentissement ;
- celui des besoins de couverture du risque d'illiquidité et de faillite. Certaines entreprises peuvent accumuler des liquidités afin d'éviter les défaillances et les faillites quelles que soient les opportunités d'investissement.

26. Le panel quasi cylindré inclut les entreprises présentes dans la base de données lors de toutes les années, sauf au plus une.

Nous pensons que les élasticités régionales sectorielles $\beta_{s,r}$ capturent principalement les besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement. Pour séparer les contributions de ces deux canaux, nous observons tout d'abord qu'ils ont des conséquences différentes selon la spécificité des actifs d'un secteur donné. D'un côté, si les besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement dominant, plus les actifs sont spécifiques au secteur et plus une entreprise détenant une trésorerie importante peut profiter des actifs vendus en urgence par ses concurrents dans le même secteur et la même région. En conséquence, les entreprises accordent plus d'importance à la trésorerie dans les secteurs où la spécificité des actifs est marquée. De l'autre côté, si les besoins de couverture du risque d'illiquidité dominant, l'impact de nos élasticités sectorielles locales ne devrait dépendre que de façon marginale de la spécificité des actifs. La facilité avec laquelle les actifs utilisés dans un secteur donné peuvent être déployés dans d'autres secteurs constitue selon nous un bon indicateur de la spécificité des actifs de ce secteur ; en cela, nous suivons Kim & Kung (2016). Ici, nous séparons, à l'aide d'une indicatrice « forte spécificité des actifs », les secteurs dans lesquels les actifs sont les moins faciles à déployer dans d'autres secteurs, selon Kim & Kung (2016)²⁷. L'effet de nos élasticités $\beta_{s,r}$ sur la trésorerie apparaît beaucoup plus important (environ dix fois plus) dans les secteurs où les actifs sont les plus spécifiques (tableau 6 colonne 1) : une forte élasticité sectorielle locale des faillites d'entreprises au cycle économique déclenche une accumulation de liquidités presque exclusivement dans les secteurs où les actifs sont spécifiques. Cela suggère que les $\beta_{s,r}$ capturent principalement les besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement et non ceux liés au risque d'illiquidité.

Dans le tableau 6, les colonnes 2 et 3 contrastent l'effet des besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement et l'effet de l'option réelle (Pindyck, 1991 et Bloom, 2009), selon laquelle lorsqu'un investissement est irréversible, l'entreprise le remet à plus tard si les conditions sont incertaines, et donne plus d'importance aux liquidités en raison de la possibilité qu'elles représentent pour investir plus tard. Dans la colonne 2, nous montrons que l'incertitude liée à la politique, mesurée par l'indice Economic Policy Uncertainty Index (Baker *et al.*, 2016), a un effet positif important sur la trésorerie, dans la lignée de la théorie de l'option réelle²⁸. L'effet de nos élasticités

$\beta_{s,r}$ sur les liquidités reste cependant inchangé (tant en significativité qu'en ordre de grandeur, cf. tableau 5, colonne 1) si l'on inclut l'indice d'incertitude liée à la politique économique. De plus, nous constatons qu'une plus forte incertitude liée à la politique économique n'engendre pas nécessairement une plus forte accumulation de liquidités dans les secteurs où la spécificité des actifs est la plus importante (le terme d'interaction est même fortement négatif, tableau 6 colonne 3)²⁹. La conclusion est la suivante : l'effet plus important de nos élasticités $\beta_{s,r}$ sur l'accumulation de liquidités dans les secteurs où la spécificité des actifs est importante ne peut vraisemblablement pas être attribué au canal de l'option réelle, et en conséquence nos élasticités $\beta_{s,r}$ mesurent principalement les besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement et non l'option réelle.

Dans la colonne 6, nous introduisons une interaction entre nos élasticités et le quintile de la taille. Rappelons que la taille (de l'actif total) est souvent considérée comme représentant les contraintes financières (ainsi que l'âge – voir Hadlock & Pierce, 2010) : plus l'entreprise est grande et plus il lui est facile d'accéder au financement externe. Nous constatons que l'effet des élasticités $\beta_{s,r}$ sur l'accumulation de liquidités est plus important dans les quatrième et cinquième quintiles de taille de l'actif, soit les 40 % d'entreprises les plus grandes. Pour ces grandes entreprises, le coefficient négatif et significatif associé aux élasticités reflète principalement les besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement. En revanche, dans les quintiles de taille inférieurs, les entreprises sont petites et celles des secteurs et des régions où les faillites sont extrêmement sensibles au cycle économique (c'est-à-dire lorsque les élasticités $\beta_{s,r}$ sont plus négatives) sont généralement plus fragiles (parce qu'elles n'ont pas le temps de constituer des réserves de liquidités et parce que les conditions commerciales dans lesquelles elles évoluent sont volatiles). Le principal objectif de ces entreprises de plus petite taille est de se protéger contre le risque d'illiquidité et de faillite.

27. L'indicatrice « forte spécificité des actifs » passe à 1 pour les quinze secteurs (parmi 53) où les actifs sont les moins faciles à déployer dans d'autres secteurs, selon l'indice de Kim & Kung. Voir Kim & Kung (2016), tableau 1 : [Usines textiles, fabricants de semi-conducteurs et de composant électroniques, fabricants de produits en plastique et en caoutchouc, etc.].

28. Cet effet est le plus prononcé dans les secteurs où les investissements sont les plus irréversibles.

29. Cela semble contraire à la théorie de l'option réelle, qui suggère que les entreprises tendent à accumuler plus de liquidités dans les secteurs où les investissements sont extrêmement spécifiques (et sont donc plus susceptibles d'être irréversibles) et en période d'incertitude accrue.

Tableau 6 – Modèle avec effets fixes sectoriels – analyse complémentaire
(variable dépendante : ratio liquidités (définition restreinte)/actif)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Coût de détention (-1)	-0.0083*** (0.0001)	-0.0100*** (0.0001)	-0.0100*** (0.0001)	-0.0087*** (0.0001)	-0.0065*** (0.0001)
Fonds de roulement net / Actif	-0.0399*** (0.0002)	-0.0415*** (0.0002)	-0.0415*** (0.0002)	-0.0402*** (0.0002)	-0.0389*** (0.0003)
Dette financière / Actif (-1)	-0.0091*** (0.0002)	-0.0093*** (0.0002)	-0.0093*** (0.0002)	-0.0093*** (0.0002)	-0.0084*** (0.0002)
Écart-type(EBIT)	0.0251*** (0.0007)	0.0253*** (0.0007)	0.0253*** (0.0007)	0.0235*** (0.0007)	0.0232*** (0.0008)
Bénéfice/Actif	0.0306*** (0.0004)	0.0300*** (0.0004)	0.0300*** (0.0004)	0.0371*** (0.0004)	0.0275*** (0.0004)
ln(Actif)	-0.0318*** (0.0001)	-0.0322*** (0.0001)	-0.0322*** (0.0001)	-0.0447*** (0.0003)	-0.0308*** (0.0001)
$\beta_{\{s,r\}}$	-0.0027 (0.0023)	-0.0052** (0.0022)	-0.0027 (0.0023)		
Incertitude liée à la politique		0.0001*** (0.000004)	0.0001*** (0.000004)		
Ratio de distribution	0.0340*** (0.0003)	0.0321*** (0.0003)	0.0321*** (0.0003)	0.0344*** (0.0003)	0.0340*** (0.0003)
Actifs corporels / Actif	-0.2606*** (0.0009)	-0.2607*** (0.0009)	-0.2607*** (0.0009)	-0.2607*** (0.0009)	-0.2639*** (0.0010)
$\beta_{\{s,r\}}$ *forte spécificité des actifs	-0.0477*** (0.0077)		-0.0470*** (0.0077)		
Incertitude liée à la politique*forte spécificité des actifs			-0.00004** (0.00002)		
$\beta_{\{s,r\}}$ *quintile de taille 1				0.0160*** (0.0023)	
$\beta_{\{s,r\}}$ *quintile de taille 2				0.0196*** (0.0023)	
$\beta_{\{s,r\}}$ *quintile de taille 3				0.0043* (0.0022)	
$\beta_{\{s,r\}}$ *quintile de taille 4				-0.0197*** (0.0023)	
$\beta_{\{s,r\}}$ *quintile de taille 5				-0.0556*** (0.0023)	
Besoin de couverture*quintile de taille 1					0.0012** (0.0006)
Besoin de couverture*quintile de taille 2					-0.0071*** (0.0006)
Besoin de couverture*quintile de taille 3					-0.0099*** (0.0006)
Besoin de couverture*quintile de taille 4					-0.0142*** (0.0006)
Besoin de couverture*quintile de taille 5					-0.0224*** (0.0007)
Effets fixes	Secteur & région & année	Secteur & région	Secteur & région	Secteur & région & année	Secteur & région & année
Clustering	Aucun	Aucun	Aucun	Aucun	Aucun
Poids	Aucun	Aucun	Aucun	Aucun	Aucun
Échantillon	Complet	Complet	Complet	Complet	Complet
Observations	2 151 394	2 151 394	2 151 394	2 151 394	1 814 221
R2	0.15	0.15	0.15	0.16	0.15
R2 ajusté	0.15	0.15	0.15	0.16	0.15

Note : *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Les variables sont définies au tableau 3.
Source : Insee (Esane/LIFI), Banque de France; calculs des auteurs.

Pour finir, nous incluons dans la régression la mesure des besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement d'Acharya *et al.* (2007). Cet indicateur alternatif correspond à la corrélation entre les opportunités d'investissement et les flux de trésorerie des entreprises. Il est calculé comme la corrélation entre la médiane des dépenses en R&D au niveau du secteur³⁰ et les bénéfices des entreprises (cf. revue de littérature). Premièrement, dans la lignée des conclusions d'Acharya *et al.* (2007), nous documentons le fait que plus la corrélation entre les opportunités d'investissement et les flux de trésorerie est faible (l'indicateur des besoins de couverture est donc négatif) et plus le ratio de trésorerie est élevé (tableau 6 colonne 5). Cette hausse du ratio de trésorerie est statistiquement significative dans la quasi-totalité des catégories de taille de l'actif. Deuxièmement, l'impact des besoins de couverture sur l'accumulation de liquidités augmente de façon monotone avec la taille des actifs : les entreprises de plus grande taille (qui subissent habituellement moins de contraintes financières) et dont les besoins de couverture sont plus élevés (c'est-à-dire dont l'indicateur du besoin de couverture est plus négatif) tendent à accumuler plus de liquidités. Ce résultat, qui s'écarte légèrement de l'affirmation d'Acharya *et al.* selon laquelle seules les entreprises dont les contraintes financières sont plus importantes et dont les besoins de couverture sont plus élevés choisissent d'accumuler des liquidités plutôt que de réduire leur dette, suggère que les entreprises qui peuvent se permettre de conserver des liquidités (si elles subissent moins de contraintes financières, par exemple) le font si elles estiment que des opportunités d'investissement pourraient survenir lorsque leurs flux de trésorerie seront amoindris. Cela suggère également que, pour bien comprendre les comportements en matière d'accumulation de liquidités, il est essentiel de tenir compte du besoin de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement.

* *
*

Dans le présent article, nous explorons les sources des liquidités accumulées par les sociétés

non financières et les déterminants de la forte hausse des ratios de liquidités et d'actifs financiers liquides récemment observée en France.

Pour documenter le fait que la baisse du coût de détention des liquidités explique largement les tendances récentes de hausse des liquidités, nous exploitons les variations du coût de détention de liquidités au niveau de l'entreprise, nées du coût hétérogène du financement à court terme. Nous apportons également des résultats robustes montrant que les contraintes financières et les besoins de couverture sont des déterminants clés de l'accumulation de liquidités au niveau de l'entreprise. À partir d'une mesure originale des corrélations entre les flux de trésorerie et les opportunités d'investissement, qui sont approchées par les élasticités sectorielles locales des défaillances d'entreprises par rapport au cycle économique, nous documentons le fait que les besoins de couverture du risque de manquer des opportunités d'investissement expliquent l'écart prononcé constaté entre les niveaux de liquidités dans les différentes régions et les différents secteurs. Ces résultats ont des implications importantes en termes de politique, en particulier pour la stabilité financière. Notamment, ils suggèrent non seulement que le niveau courant des liquidités pourrait changer de manière significative avec un retournement de la tendance du coût supporté par les entreprises pour leurs dettes à court terme qui détermine le coût de détention des liquidités, mais aussi que les réserves de liquidités des entreprises sont susceptibles de freiner les mécanismes de vente d'urgence à prix bradé face à une crise qui approche, car les entreprises semblent avoir accumulé des liquidités en prévision des opportunités d'investissement qui se matérialiseront lors du ralentissement économique. Cela suggère que l'accumulation de liquidités par les entreprises est un stabilisateur économique actif. Cette question pourrait être approfondie dans des recherches ultérieures. □

30. Nous exploitons l'enquête sur la recherche et le développement du ministère français de l'Enseignement supérieur et de la Recherche. Le secteur est défini au niveau A88.

BIBLIOGRAPHIE

- Acharya, V. V., Almeida, H. & Campello, M. (2007).** Is cash negative debt? A hedging perspective on corporate financial policies. *Journal of Financial Intermediation*, 16(4), 515–554.
<https://doi.org/10.1016/j.jfi.2007.04.001>
- Adler, K., Ahn, M. J. & Dao, M. C. (2019).** *Innovation and Corporate Cash Holdings in the Era of Globalization*. International Monetary Fund.
<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2019/01/18/Innovation-and-Corporate-Cash-Holdings-in-the-Era-of-Globalization-46494>
- Almeida, H., Campello, M. & Weisbach, M. S. (2004).** The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777–1804. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00679.x>
- Altman, E.I. (1983).** *Corporate Financial Distress: A Complete Guide to Predicting, Avoiding, and Dealing With Bankruptcy*. Wiley Interscience, John Wiley and Sons
- Antoun de Almeida, L., Batini N., Tresselt T. & Voigts S. (2018).** France: selected issues. IMF Country Report No. 18/244. <https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2018/07/26/France-Selected-Issues-46127>
- Azar, J. A., Kagy, J. F. & Schmalz, M. C. (2016).** Can changes in the cost of carry explain the dynamics of corporate “cash” holdings? *The Review of Financial Studies*, 29(8), 2194–2240. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhw021>
- Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J. (2016).** Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Bates, T. W., Kahle, K. M. & Stulz, R. M. (2009).** Why do US firms hold so much more cash than they used to? *The Journal of Finance*, 64(5), 1985–2021. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01492.x>
- Bates, T. W., Chang, C. H. & Chi, J. D. (2018).** Why has the value of cash increased over time? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(2), 749–787. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1975491>
- Begenau, J. & Palazzo, B. (2017).** *Firm selection and corporate cash holdings*. NBER Working Paper N° w23249. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2020.09.001>
- Bloom, N. (2009).** The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623–685.
<https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Boileau, M. & Moyen, N. (2016).** Corporate cash holdings and credit line usage. *International Economic Review*, 57(4), 1481–1506. <https://doi.org/10.1111/iere.12205>
- Brown, J. R. & Petersen, B. C. (2011).** Cash holdings and R&D smoothing. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 694–709. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2010.01.003>
- Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G. & Xu, Y. (2001).** Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *The Journal of Finance*, 56(1), 1–43.
<https://doi.org/10.1111/0022-1082.00318>
- Deroyon, J. (2015).** De nouvelles données issues du profilage des groupes : une part accrue de l'industrie, des entreprises plus performantes, mais une capacité à financer l'investissement et un endettement plus dégradés. In: Insee, *Les entreprises en France 2015*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1906511?sommaire=1906539>
- Dichev, I. D. & Tang, V. W. (2008).** Matching and the changing properties of accounting earnings over the last 40 years. *The Accounting Review*, 83(6), 1425–1460. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.6.1425>
- Erickson, T. & Whited, T. M. (2000).** Measurement error and the relationship between investment and q. *Journal of Political Economy*, 108(5), 1027–1057. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/317670>
- Falato, A., Kadyrzhanova, D. & Sim, J. (2013).** Rising intangible capital, shrinking debt capacity, and the US corporate savings glut. Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3198030>
- Fama, E. F. & French, K. R. (2002).** Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The Review of Financial Studies*, 15(1), 1–33. <https://doi.org/10.1093/rfs/15.1.1>
- Faulkender, M. W., Hankins, K. W. & Petersen, M. A. (2017).** Understanding the rise in corporate cash: Precautionary savings or foreign taxes. *The Review of Financial Studies*, 32(9), 3299–3334.
<https://doi.org/10.1093/rfs/hhz003>
- Fazzari, S. M., Hubbard, R. G. & Petersen, B. C. (1988).** Financing Constraints and Corporate Investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 19(1), 141–206.
https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1988/01/1988a_bpea_fazzari_hubbard_petersen_blinder_poterba.pdf
- Ferrando, A., Blank, S., Neugebauer, K., Siedschlag, I., Iudice, M., Altomonte, C., ... & Meinen, P. (2015).** Assessing the financial and financing conditions of firms in Europe: the financial module in CompNet. ECB Working Paper No. 1836. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2641070>

- Foley, C. F., Hartzell, J. C., Titman, S. & Twite, G. (2007).** Why do firms hold so much cash? A tax-based explanation. *Journal of Financial Economics*, 86(3), 579–607. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2006.11.006>
- Hadlock, C. J. & Pierce, J. R. (2010).** New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index. *The Review of Financial Studies*, 23(5), 1909–1940. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq009>
- Han, S. & Qiu, J. (2007).** Corporate precautionary cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, 13(1), 43–57. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2006.05.002>
- Heckman, J. J. (1979).** Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 47(1), 153–161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- IMF (2019).** Global Financial Stability Report, October 2019: Lower for Longer. <https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2019/10/11/Global-Financial-Stability-Report-October-2019-Lower-for-Longer-47080>
- Insee (2019).** Productivité du travail et du capital : une mesure renouvelée au niveau de l'entreprise. In: Insee Références, *Les entreprises en France*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4255787?sommaire=4256020>
- Jensen, M. C. (1986).** Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323–329. <https://www.jstor.org/stable/1818789>
- Kalcheva, I. & Lins, K. V. (2007).** International evidence on cash holdings and expected managerial agency problems. *The Review of Financial Studies*, 20(4), 1087–1112. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhm023>
- Keynes, J. M. (1936) 2007.** *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1007/978-3-319-70344-2_1
- Khder, M. B. & Rousset, C. (2017).** Faut-il s'inquiéter de la hausse de l'endettement des entreprises en France? Insee, *Note de conjoncture décembre 2017*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3292331?sommaire=3292415>
- Kim, H. & Kung, H. (2016).** The asset redeployability channel: How uncertainty affects corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 30(1), 245–280. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv076>
- Lamont, O. (1997).** Cash flow and investment: Evidence from internal capital markets. *The Journal of Finance*, 52(1), 83–109. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03809.x>
- Lamont, O., Polk, C. & Saaá-Requejo, J. (2001).** Financial constraints and stock returns. *The Review of Financial Studies*, 14(2), 529–554. <https://doi.org/10.1093/rfs/14.2.529>
- Lemmon, M. L. & Zender, J. F. (2010).** Debt capacity and tests of capital structure theories. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(5), 1161–1187. <https://www.jstor.org/stable/27919560>
- Locorotondo, R., Dewaelheyns, N. & Van Hulle, C. (2014).** Cash holdings and business group membership. *Journal of Business Research*, 67(3), 316–323. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2013.01.019>
- Pindyck, R. S. (1991).** Irreversibility, Uncertainty, and Investment. *Journal of Economic Literature*, 29(3), 1110–1148. <https://doi.org/10.3386/w3307>
- Pindyck, R. S. (2000).** Irreversibilities and the timing of environmental policy. *Resource and Energy Economics*, 22(3), 233–259. [https://doi.org/10.1016/S0928-7655\(00\)00033-6](https://doi.org/10.1016/S0928-7655(00)00033-6)
- Nikolov, B. & Whited, T. M. (2014).** Agency conflicts and cash: Estimates from a dynamic model. *The Journal of Finance*, 69(5), 1883–1921. <https://doi.org/10.1111/jofi.12183>
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R. & Williamson, R. (1999).** The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3–46. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00003-3](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00003-3)
- Shleifer, A. & Vishny, R. (2011).** Fire sales in finance and macroeconomics. *Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 29–48. <https://doi.org/10.1257/jep.25.1.29>
- Whited, T. M. (1992).** Debt, liquidity constraints, and corporate investment: Evidence from panel data. *The Journal of Finance*, 47(4), 1425–1460. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04664.x>

ANNEXE 1

LA MÉTHODE DE CONSOLIDATION

Contrôle des opérations intra-groupe

Une variable au niveau du groupe n'est pas nécessairement la somme des variables de ses unités légales. Certaines variables peuvent être directement additionnées sur l'ensemble des unités légales d'un groupe, car elles n'incluent pas de flux intra-groupe (à savoir des stocks intra-groupe) ou parce que les opérations intra-groupe se compensent si on les additionne sur l'ensemble du groupe. La consolidation peut donc être effectuée directement sur les valeurs déclarées par les unités légales pour les éléments suivants :

- Emploi ;
- Liquidités ;
- Actifs financiers liquides autres que les liquidités ;
- Capital fixe matériel et immatériel et investissements ;
- Bénéfice, défini ici net des intérêts, impôts, amortissements et dividendes ;
- EBIT (bénéfice avant intérêts et impôts).

En revanche, certaines variables incluent des opérations intra-groupe qui ne s'annulent pas si on les additionne sur l'ensemble du groupe, ce qui est susceptible de donner lieu à un double comptage. Citons par exemple le montant de l'encours de la dette financière. Il s'avère que l'endettement intra-groupe a une importance critique en raison de sa récente augmentation, comme de Almeida *et al.* (2018) le prouvent. Pour consolider les variables qui ne peuvent pas être additionnées au niveau du groupe, notre approche est la suivante : (i) construire, au niveau de l'unité légale, une nouvelle variable corrigée des éléments intra-groupe, (ii) procéder à un retraitement de consolidation sur ces variables « nettoyées » afin de construire la variable du pseudo-groupe. Pour les variables qui ne peuvent pas être additionnées, l'étape (i) est exécutée comme suit :

- Actif total : au niveau de l'unité légale, nous identifions à partir de l'actif total (moins les amortissements) les prêts intra-groupe et les participations financières dans les unités légales, ainsi que les prêts y afférents ;

- Dette financière : nous nous limitons aux obligations convertibles, à d'autres obligations et aux prêts accordés par des établissements de crédit. Cela exclut tous les prêts intra-groupe ;

- Dividendes : pour un groupe donné, nous ne conservons que le dividende versé par la tête de groupe car les autres unités légales ne détiennent pas la tête de groupe. Pour cette raison, la tête de groupe verse obligatoirement des dividendes aux actionnaires extérieurs.

Score Z" d'Altman (1983)

$$Z''score = 3.25 + 6.56 \text{ WorkingCapital} + 3.26 \text{ Earnings} + 6.72 \text{ EBIT} + 1.05 \text{ Equity}$$

où *Working Capital* désigne le ratio fonds de roulement / actif total, *Earnings* désigne le ratio bénéfices non distribués accumulés / actif total, *EBIT* désigne le ratio EBIT / actif total et *Equity* désigne le ratio valeur comptable des fonds propres / actif total.

Score SAFE de Ferrando *et al.*

$$\begin{aligned} \text{SAFE-score} = & -1.88 + 0.86 \text{ Finlev} + 0.28 \text{ ipf} + 0.51 \text{ profitmargin} \\ & - 0.21 \text{ collateral} - 1.21 \text{ cashholdings} - 0.05 \ln(\text{TotalAssets}) \end{aligned}$$

où *Finlev* désigne le ratio dette financière / actif total, *ipf* (indice des pressions financières) désigne le ratio paiements d'intérêts / bénéfices, *profitmargin* désigne le ratio EBIT / chiffre d'affaires, *collateral* désigne le ratio immobilisations / actif total et *cashholdings* désigne le ratio trésorerie / actif total.

Construction des élasticités locales sectorielles des faillites d'entreprises par rapport au cycle économique pour les pseudo-groupes

Pour un groupe donné, nous construisons les élasticités locales sectorielles des faillites d'entreprises par rapport au cycle économique comme étant la moyenne pondérée de ces élasticités pour toutes les unités légales du groupe. Les poids sont calculés comme la part retardée de l'unité légale dans les actifs du groupe.

RÉGRESSIONS SUPPLÉMENTAIRES

Tableau A2-1 – Modèle avec effets fixes, par statut
(variable dépendante : ratio liquidités/actif)

	Pseudo-groupes	Unités légales indépendantes	Unités légales dans un groupe
Coût de détention lag1 × <10	-0.0023*** (0.0007)	-0.0064*** (0.0007)	-0.0033*** (0.0005)
Coût de détention lag1 × 10-249	-0.0035*** (0.0007)	-0.0059*** (0.0008)	-0.0023*** (0.0008)
Coût de détention lag1 × 250-4 999	-0.0028*** (0.0010)	-0.0033 (0.0023)	0.0003 (0.0020)
Coût de détention lag1 × >5 000	-0.00001 (0.0034)		0.0061 (0.0040)
NWC / actif	-0.0229*** (0.0048)	-0.0774*** (0.0052)	-0.0222*** (0.0015)
Bénéfice / actif	0.0182*** (0.0042)	0.0428*** (0.0033)	0.0075*** (0.0004)
ln(actif)	-0.0334*** (0.0018)	-0.0442*** (0.0016)	-0.0412*** (0.0009)
Ratio de distribution	-0.0023 (0.0018)	-0.0044*** (0.0012)	-0.0019** (0.0009)
Dette financière / actif × <10	-0.0052 (0.0066)	-0.0046 (0.0035)	0.0001 (0.0004)
Dette financière / actif × 10-249	-0.0062* (0.0035)	-0.0058 (0.0043)	-0.0003 (0.0006)
Dette financière / actif × 50-4 999	0.0102 (0.0089)	0.0515 (0.0472)	0.0128** (0.0065)
Dette financière / actif × >5 000	0.0526** (0.0221)		-0.0005 (0.0080)
Effets fixes d'entreprise	Oui	Oui	Oui
Effets fixes sectoriel	Non	Non	Non
Effets fixes d'année	Oui	Oui	Oui
SE-Clustering	Entreprise+année	Entreprise+année	Entreprise+année
Observations	276 405	2 038 952	1 393 598
R2	0.86	0.82	0.79
R2 ajusté	0.78	0.74	0.70

Note : *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Les variables sont définies au tableau 3.
Source : Insee (Esane/LIFI); calculs des auteurs.

Tableau A2-2 – **Modèle avec effets fixes entreprise, par taille**
(variable dépendante : ratio liquidités (définition restreinte)/actif)

	Grandes entreprises (>5 000 ETP)	Entreprises de taille intermédiaire (250-4 999 ETP)	PME (10-249 ETP)
Coût de détention (-1)	-0.0049 (0.0054)	-0.0093*** (0.0015)	-0.0116*** (0.0003)
Fonds de roulement net / Actif	-0.0095 (0.0237)	-0.0212 (0.0209)	-0.1193*** (0.0057)
Dette financière / Actif (-1)	0.0176 (0.0170)	0.0094 (0.0105)	-0.0063*** (0.0017)
Bénéfice/Actif	-0.0392 (0.0305)	0.0209 (0.0216)	0.0887*** (0.0044)
ln(Actif)	-0.0208 (0.0203)	-0.0051 (0.0090)	-0.0001 (0.0017)
Ratio de distribution	-0.0223 (0.0196)	-0.0044 (0.0065)	-0.0023*** (0.0005)
Effets fixes	Entreprise	Entreprise	Entreprise
Clustering	Entreprise	Entreprise	Entreprise
Pondération	Aucune	Aucune	Aucune
Observations	553	1 209	541 628
R2	0.81	0.86	0.87
R2 ajusté	0.74	0.79	0.81

Note : *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Les variables sont définies au tableau 3.
Source : Insee (Esane/LIFI); calculs des auteurs.

Tableau A2-3 – **Modèle avec un échantillon cylindré et un échantillon quasi cylindré**
(variable dépendante : ratio liquidités (définition restreinte)/actif)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Coût de détention (-1)	-0.0067*** (0.0001)	-0.0062*** (0.0001)	-0.0114*** (0.0002)	-0.0125*** (0.0002)
Fonds de roulement net / Actif	-0.0433*** (0.0003)	-0.0478*** (0.0003)	-0.0708*** (0.0013)	-0.0767*** (0.0016)
Dette financière / Actif(-1)	-0.0076*** (0.0002)	-0.0078*** (0.0003)	-0.0012* (0.0007)	-0.0014* (0.0009)
Écart-type(EBIT)	0.0133*** (0.0007)	0.0089*** (0.0008)		
Bénéfice/Actif	0.0409*** (0.0005)	0.0486*** (0.0006)	0.0467*** (0.0013)	0.0511*** (0.0014)
ln(Actif)	-0.0242*** (0.0001)	-0.0214*** (0.0002)	-0.0412*** (0.0010)	-0.0339*** (0.0011)
$\beta_{\{s,r\}}$ (écart)	-0.0097*** (0.0025)	-0.0069** (0.0027)		
Ratio de distribution	0.0338*** (0.0003)	0.0331*** (0.0003)	-0.0060*** (0.0003)	-0.0054*** (0.0003)
Actifs corporels / Actif	-0.2495*** (0.0011)	-0.2510*** (0.0012)		
Effets fixes	Secteur & région & année	Secteur & région & année	Entreprise	Entreprise
Clustering	Aucun	Aucun	Entreprise	Entreprise
Pondération	Aucune	Aucune	Aucune	Aucune
Échantillon	Au moins 6 ans	Panel cylindré	Au moins 6 ans	Panel cylindré
Observations	1 512 449	1 243 475	1 543 338	1 268 913
R2	0.14	0.14	0.79	0.80
R2 ajusté	0.14	0.14	0.73	0.74

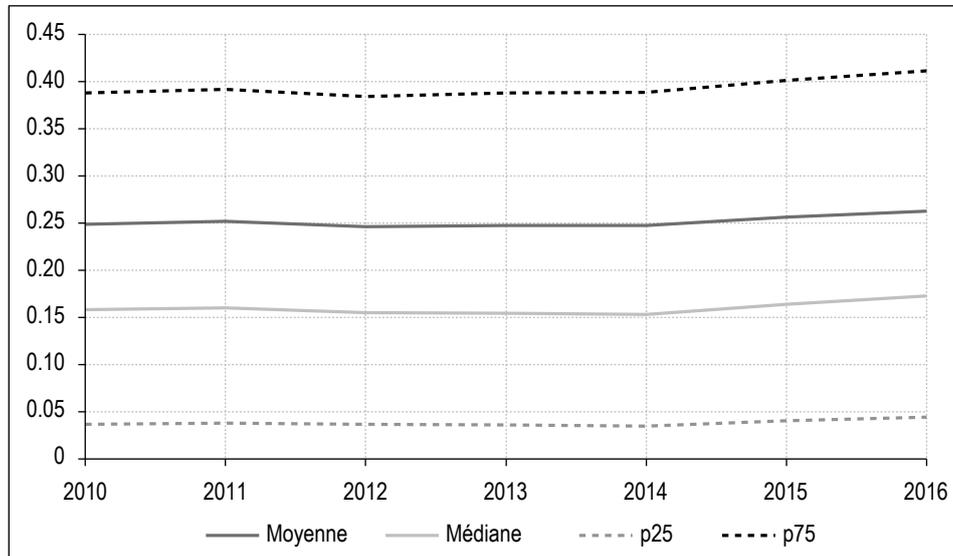
Note : *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01. Les variables sont définies au tableau 3. Les colonnes 1 et 2 renvoient aux régressions du tableau 6, colonne 1, avec un échantillon quasi cylindré et un échantillon cylindré. Les colonnes 3 et 4 renvoient aux régressions du tableau 5, colonne 1, avec un échantillon quasi cylindré et un échantillon cylindré.
Source : Insee (Esane/LIFI); calculs des auteurs.

Tableau A3-1 – Statistiques descriptives des variables

Nom de la variable	Nombre d'observations	Nombre de valeurs	Moyenne	Écart type	q10	q25	Médiane	q75	q90
Liquidités/Actif	3 665 675	3 111 314	0.20	0.23	0.00	0.03	0.12	0.30	0.55
Coût de détention (-1)	3 665 675	794 329	3.20	1.77	1.38	2.04	2.75	3.80	5.99
Coût de la dette à court terme (-1)	3 665 675	454	3.31	1.82	1.38	2.09	2.84	3.95	6.34
Fonds de roulement net / Actif	3 665 675	3 304 077	0.07	0.75	-0.36	-0.10	0.05	0.26	0.50
Dette financière / Actif(-1)	3 665 675	1 899 255	0.16	0.96	0.00	0.00	0.03	0.20	0.44
Bénéfice/Actif	3 665 675	2 902 546	-0.02	0.40	-0.19	-0.01	0.02	0.10	0.19
ln(Actif)	3 665 675	1 776 417	5.89	1.75	3.82	4.93	5.90	6.89	7.96
Actifs corporels / Actif	3 665 675	2 873 422	0.14	0.20	0.00	0.01	0.06	0.18	0.40
Écart-type(EBIT)	3 665 675	904 318	150	4 730	5	13	30	71	172
$\beta_{\{s,r\}}$ (niveau de référence)	3 665 675	285 356	-0.88	0.24	-1.09	-1.02	-0.88	-0.80	-0.69
$\beta_{\{s,r\}}$ (alternative)	3 665 675	285 352	-43.89	44.31	-93.31	-59.48	-35.27	-14.16	0.00
Ratio de distribution	3 665 675	576 980	6.02	10 782	0.00	0.00	0.00	0.00	0.42
Incertitude liée à la politique	3 665 675	6	250	38	191	224	248	279	310
Besoins de couverture	3 665 675	531 896	-0.11	0.64	-0.93	-0.68	-0.20	0.43	0.86

Note : les variables sont définies au tableau 3.
Source : Insee (Esane/LIFI).

Figure A3.1 – Moments des ratios liquidités (définition élargie)/actif



Source: Insee (Esane/LIFI); calculs des auteurs.