



Les déterminants de l'endettement des entreprises de la Zone Euro

Fabien VERGER

Rapport de recherche

M.Sc. Sciences économiques, Université de Montréal

Sous la direction de Claude Montmarquette

21 décembre 2006

Résumé

Cette étude contribue à la détermination des facteurs explicatifs de la dette bancaire et obligataire des entreprises non financières. En particulier, nous souhaitons mettre en place un modèle d'offre-demande d'endettement des firmes de la Zone Euro.

Bien qu'il n'existe aucun consensus, de nombreuses théories ainsi qu'un grand nombre d'applications empiriques permettent de relever certains déterminants potentiels de la structure de l'endettement des firmes. Utilisant ces variables communément intégrées dans les études en la matière, nous estimons deux types de modèles à partir de données d'entreprises européennes. Le premier, que l'on retrouve massivement dans la littérature, consiste à estimer une fonction d'endettement réduite. Par la suite, est testé un modèle d'offre-demande, chose jamais réalisée à notre connaissance à partir de données microéconomiques.

D'un point de vue économétrique, la structure en panel des données engendre l'utilisation entre autres de l'estimateur d'Arellano et Bond (1991) ainsi que celui des triples moindres carrés sur données centrées (Within-3SLS).

L'estimation du modèle offre-demande confirme la simultanéité entre le niveau de la dette et le coût du financement de cette même dette. De plus, nous isolons les déterminants statistiquement significatifs de la demande et de l'offre d'endettement.

Je remercie M. Olivier de Bandt, directeur adjoint de la direction des analyses macroéconomiques et de la prévision de la Banque de France, ainsi que M. Claude Montmarquette, professeur au département de sciences économiques de l'Université de Montréal, qui m'ont guidé dans cette recherche. Je remercie enfin Mme Catherine Bruneau, Université Paris X-Nanterre, pour son soutien méthodologique.

Table des matières

1	Introduction	4
2	Informations pertinentes	6
3	Revue de la littérature	8
4	Justification théorique des modèles retenus	12
4.1	Spécification de la fonction d'endettement	12
4.2	Modèle offre-demande d'endettement	14
5	Analyse empirique	17
5.1	Les données utilisées	17
5.2	Estimation d'une fonction réduite d'endettement	17
5.2.1	Modèle statique	19
5.2.2	Modèle dynamique	21
5.3	Estimation d'un système à équations simultanées	24
6	Conclusion	27
7	Annexes	30

Liste des tableaux

1	Effets de différentes variables sur l'endettement selon quelques études empiriques	11
2	Liste des variables intégrées dans la fonction d'endettement	18
3	Estimation d'une fonction d'endettement statique	20
4	Estimation d'une fonction d'endettement dynamique	23
5	Estimation du modèle offre-demande d'endettement	26

1 Introduction

Cette étude contribue à la détermination des facteurs explicatifs de la dette bancaire et obligataire des entreprises non financières. En particulier, nous souhaitons mettre en place un modèle d'offre-demande d'endettement des firmes de la Zone Euro.

Bien qu'il n'existe aucun consensus, de nombreuses théories ainsi qu'un grand nombre d'applications empiriques permettent de relever certains déterminants potentiels de la structure de l'endettement des firmes. Utilisant ces variables communément intégrées dans les études en la matière, nous estimons deux types de modèles à partir de données d'entreprises européennes organisées en panel. Le premier, que l'on retrouve massivement dans la littérature, consiste à estimer une fonction d'endettement réduite. Par la suite, est testé un modèle d'offre-demande, chose jamais réalisée à notre connaissance à partir de données microéconomiques.

Après quelques informations pertinentes qui aident à la compréhension de cette étude (section 2), la première partie présente le cadre théorique dans lequel ont évolué les recherches sur les déterminants de l'endettement des entreprises (section 3). Nous y exposons le théorème de Modigliani et Miller (1958), qui stipule que sous certaines hypothèses, l'entreprise garde la même valeur de marché quelle que soit sa structure de financement. Par la suite, nous présentons les théories alternatives qui se fondent sur la remise en cause des hypothèses de Modigliani Miller. Finalement, nous apportons les résultats de quelques études empiriques déjà réalisées sur la Zone Euro. Elles mettent en évidence l'existence de certains déterminants de l'endettement, notamment la taille, le coût du financement de la dette, les garanties, la volatilité du résultat, la profitabilité, la croissance, les charges de personnel et l'investissement de l'entreprise.

En second lieu (section 4), nous justifions et explicitons l'écriture des deux modèles retenus. Le premier, à travers une équation réduite, explique la dette des entreprises par divers déterminants, sélectionnés au regard de la littérature théorique et empirique. Le deuxième modèle de type offre-demande permet à la fois de tenir compte de la simultanéité entre prix et quantités (soit entre le coût du financement de la dette et le niveau de cette dernière) mais aussi d'isoler les facteurs d'offre et de demande. Le calibrage de la fonction d'offre dérive d'une approche théorique basée sur la maximisation du profit des banques. De plus, cette section caractérise les variables intégrées dans les deux modèles ainsi que

leur signe attendu.

La section suivante (section 5) présente le résultat des estimations. La structure en panel des données nous conduit à estimer le premier modèle *via* les estimateurs usuels (Within et premières différences) et l'estimateur d'Arellano et Bond (1991), qui suppose une structure dynamique sur l'endogène. Le modèle en équations simultanées est estimé *via* les triples moindres carrés ordinaires.

La dernière partie présente les conclusions apportées par cette étude. Nous confirmons l'existence d'une relation simultanée entre le niveau de la dette et son coût de financement. Nous expliquons de plus la demande d'endettement par des variables relatives au besoin de financement et à la rentabilité des entreprises. Le taux offert aux firmes est quant à lui déterminé par les taux du marché interbancaire et obligataire, ainsi que par des variables relatives à la probabilité de défaut des entreprises.

2 Informations pertinentes

Cette section apporte des éléments au lecteur sur la motivation et le cadre de cette étude. De plus, nous éclaircissons quelques points techniques tels que le choix de la base de données et le programme SAS utilisé.

Cette étude a été réalisée au sein de la Banque de France. Elle s'inscrit dans un vaste cadre d'analyse de la stabilité du système financier face à la survenance de chocs macroéconomiques (analyse macro-prudentielle). L'objectif global en est d'analyser la dynamique de l'endettement des entreprises non financières de la Zone Euro et son lien avec le risque de crédit. *In fine*, le modèle proposé vise à étudier l'impact de chocs affectant les entreprises non financières sur le risque de crédit, comme outil permettant d'apprécier la stabilité du secteur bancaire. A terme, il serait souhaité de mettre en oeuvre des exercices de "stress tests", c'est à dire des simulations de scénarios dans lesquels les chocs macroéconomiques affectent à la fois l'offre et la demande d'endettement. Il serait alors possible d'en déduire un impact sur les établissements bancaires.

A notre échelle, il s'agit de mettre en évidence les facteurs d'offre et de demande expliquant le niveau de l'endettement des entreprises et, par là, la dynamique du crédit aux entreprises non financières. En effet, cette dernière variable est le principal vecteur de transmission des chocs macroéconomiques aux résultats des banques.

Dans un tout autre domaine, les données sur les entreprises non financières sont issue de la base Bach (Bank for the accounts of companies harmonised) distribuée par la direction générale des affaires économiques et financières (DGEcFin) de la Commission européenne. Elle recense des données comptables agrégées au niveau sectoriel pour onze pays européens ainsi que les Etats-Unis et le Japon, et pour trois classes de taille d'entreprises. La période d'observation, d'environ 15 années, varie d'un pays et d'un secteur à l'autre. Les variables représentent les postes du passif et de l'actif du bilan, ainsi que ceux du compte de résultats. L'avantage majeur de cette base est que la dénomination et la comptabilisation des postes ont été harmonisées au niveau européen. Ainsi, les données peuvent être intégrées dans un modèle à plusieurs pays.

Afin de retenir des données relativement homogènes et comparables mais aussi d'obtenir un échantillon cylindré, nous gardons les données relatives à l'Allemagne, l'Espagne, l'Italie et la France sur la période 1994-2003. Les secteurs conservés sont les suivants : Industries agricoles et alimentaires ; Industrie textile et habillement ; Industrie du pa-

pier et du carton, édition et imprimerie; Industrie chimique; Industrie du caoutchouc et des plastiques; Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques; Métallurgie et travail des métaux; Fabrication de machines et équipements; Fabrication d'équipements électriques et électroniques; Fabrication de matériel de transport; Construction; Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques.

Au total, le fichier compte 1440 observations (4 pays \times 3 classes de taille \times 12 secteurs \times 10 années).

Finalement, la première partie de l'analyse empirique qui consiste en l'estimation d'une fonction d'endettement a été effectuée grâce au programme SAS de Pierre Blanchard (Paris 12) disponible sur le site de l'Erudite¹. Cette application IML permet d'estimer des modèles dynamiques sur données de panel *via* l'estimateur d'Arellano et Bond (1991).

¹www.univ-paris12.fr/www/labos/erudite/membres/pb/gmml_d_v2.zip

3 Revue de la littérature

La question des déterminants de l'endettement financier s'inscrit dans un champ théorique plus large : la structure de financement des entreprises. Dans ce domaine, Modigliani et Miller (1958), sont les premiers à avoir défini un cadre d'analyse. Dans ce qu'il est convenu d'appeler le premier théorème de Modigliani Miller (MM), est avancé que sous certaines conditions, la valeur d'une entreprise ne sera pas affectée par sa structure de financement. Les hypothèses sous-jacentes sont les suivantes : marchés financiers parfaits, absence ou neutralité des impôts, coûts de faillite nuls, information symétrique entre agents, absence de conflits d'intérêt entre acteurs financiers.

Relâchant ces hypothèses, plusieurs chercheurs montrent qu'un choix rationnel entre autofinancement, endettement et recours aux actionnaires s'opère afin d'obtenir une structure optimale du capital. Cet arbitrage se fait au regard de certaines variables explicatives, chose rejetée par le théorème de MM. La remise en cause des hypothèses de MM s'articule autour des points suivants :

Existence de coûts sur les marchés financiers : Le financement externe implique des coûts d'accès; ces derniers sont plus élevés que par financement interne (Myers et Majluf, 1984) ; ils sont différents d'une entreprise à l'autre. A titre d'exemple, émettre des obligations engendre des frais fixes augmentant ainsi le coût moyen pour les firmes les plus petites. De plus, les grandes entreprises bénéficient d'un meilleur pouvoir de négociation face aux intermédiaires financiers et obtiennent donc des prêts bancaires ou des placements d'émission à moindre coût.

La fiscalité : La fiscalité agit sur la structure du capital en favorisant l'endettement. Modigliani et Miller (1963), concluent qu'en présence d'impôts sur les bénéfices, la firme a avantage à s'endetter pour bénéficier d'économies d'impôts sur la charge de la dette. La valeur de la firme endettée est alors égale à la valeur de la firme non endettée augmentée de la valeur actuelle des économies d'impôts.

Le risque de faillite : Le prêt à une entreprise s'accompagne pour le créancier d'un risque de défaut. En cas de faillite, le cadre juridique inhérent aux liquidations judiciaires exige des règles de priorité dans le remboursement des prêteurs. En dehors de clauses contractuelles particulières, ces derniers peuvent se prémunir en vérifiant le degré

de solvabilité des entreprises. Pour la firme, l'augmentation de la dette, allant de pair avec la probabilité de défaut engendre des coûts de défaillances qui sont de deux types selon Malécot (1994) : les coûts directs (frais de procédure, coûts de réorganisation, de vente forcée et urgente des actifs, *etc*) et indirects (coûts d'image, manque à gagner, *etc*).

Asymétrie d'information et conflits d'intérêt : En présence d'asymétrie d'information, se développent entre actionnaires, dirigeants et créanciers des conflits d'intérêt relevant de la théorie dite de l'agence.

Le phénomène de sélection adverse (Akerloff, 1970) appliqué au marché du crédit (Stiglitz, Weiss, 1981) stipule qu'avant même la signature d'un contrat de prêt, existent des asymétries informationnelles entre dirigeants d'entreprise et créanciers. Ainsi, les prêteurs ne peuvent sélectionner les différentes demandes de fonds en toute connaissance de cause. Et ne pouvant fixer un taux d'intérêt qui corresponde au risque effectif du projet à financer, ils appliquent un taux reflétant la qualité moyenne des emprunteurs. Une telle pratique conduit alors à pénaliser les individus dont le projet est peu risqué en leur faisant payer une prime de risque anormalement élevée. Par ailleurs, l'emprunteur peut utiliser les fonds obtenus du créancier pour un projet autre et plus risqué que celui avancé lors du contrat (problème d'aléa moral).

Des coûts d'agence existent aussi entre actionnaires et dirigeants (Jensen, 1986) : afin de maximiser leur utilité, les actionnaires subissent des coûts de contrôle sur les dirigeants. Aussi, ces derniers engagent des dépenses afin de signaler aux actionnaires la bonne gestion de l'entreprise. L'endettement peut réduire ces frais de surveillance pour plusieurs raisons : dans le cas d'un crédit bancaire, une partie des coûts de contrôle sera reportée des actionnaires vers la banque. De plus, le paiement des intérêts de la dette diminue la disponibilité des cash-flows pour le dirigeant et évite ainsi la possibilité d'investissements sous-optimaux (selon Jensen, 1986), le phénomène de sur-investissement est un facteur de conflit car l'actionnaire préfère la distribution des cash-flows).

La remise en cause des hypothèses de Modigliani Miller (1958) soulève la question des déterminants de la structure de financement des entreprises. Des variables représentatives des relations entre actionnaires, dirigeants et créanciers, mais aussi la taille de l'entreprise, son exposition à l'impôt sur les bénéfices, son risque de défaut... sont candidats pour expliquer la composition du capital, et surtout, de façon plus spécifique, l'endettement financier.

Plusieurs auteurs ont cherché à mettre en évidence statistiquement ces déterminants. A ce titre, le tableau (1) affiche les résultats d'une série d'études empiriques réalisées sur des pays de la Zone Euro.

Les variables qui y sont présentées ne sont pas les seules à avoir été mises en évidence dans la littérature. Citons à titre d'exemple les recherches de Colot et Croquet (2004) qui se penchent sur le rôle des facteurs de propriété et de gestion telle la taille de l'entreprise, le nombre de dirigeants, leur participation dans le capital, leur âge... comme déterminants de la dette financière. Dans le tableau (1), nous nous focalisons uniquement sur les variables que nous souhaitons, bien évidemment, inclure dans l'analyse.

Sans entrer dans le détail de chaque article et de chaque variable², le constat majeur est qu'il existe *a fortiori* un certain nombre de déterminants de la dette statistiquement significatifs. Ceci va à l'encontre du théorème de Modigliani Miller (1958), ou du moins, infirme dans la réalité le « bien fondé » de ses hypothèses. Le deuxième constat important à l'égard des études mentionnées, est que les modèles statistiques appliqués ne tiennent pas compte de la simultanéité entre le coût de l'endettement et la dette elle-même. Même si la majeure partie de ces études peuvent cependant traiter le coût de la dette comme endogène, il n'est jamais question d'un modèle à équations simultanées.

Cette revue de la littérature nous aura permis de poser le cadre théorique, *i.e* le théorème de Modigliani Miller (1958). Nous avons vu que la remise en cause ses hypothèses se traduit, dans les études empiriques, par l'existence de certains déterminants de la dette. Nous nous servons de ces résultats pour mettre en place notre propre modèle sur la Zone Euro, en implémentant un modèle de type offre-demande.

²Nous définirons concrètement ces variables dans la section suivante.

<i>Auteurs / variables</i>	Taille	Coût du financement	Garanties	Volatilité du résultat	rentabilité	Croissance	Charges personnel	Investissement
<i>Gaud et Giani (2002)</i>	+		+	+	-			
<i>Biais, Hillion, Malécot (1995)</i>	U inversé		+		-		-	
<i>Ziane (2002)</i>		-	+		-	+		
<i>Nekhili (1994)</i>					-			+
<i>Kremp et al. (1999)</i>		- ou n/s		+ ou n/s	-	+		
<i>Bourdieu, Colin-Sédillot (1993)</i>	-		+		+ ou n/s			+

" - ou n/s " indique que le coefficient est négatif ou non significatif, dépendamment de la spécification du modèle retenu

TAB. 1 – Effets de différentes variables sur l'endettement selon quelques études empiriques

4 Justification théorique des modèles retenus

Afin d'étudier quelles sont les variables explicatives de l'endettement, nous testerons deux modèles distincts. Le premier est celui adopté dans de nombreuses études récentes. Il s'agit en fait d'estimer une fonction d'endettement écrite sous forme réduite. La dette est fonction d'un certain nombre de facteurs, traités de la même manière qu'ils soient propres à l'offre ou à la demande.

Ensuite, nous estimerons un modèle d'offre-demande. Ceci permet d'une part d'isoler les paramètres structureaux propres à l'offre de ceux spécifiques à la demande. De plus, nous tenons compte de la simultanéité entre quantités et prix c'est à dire entre le niveau de la dette et le coût de l'endettement.

4.1 Spécification de la fonction d'endettement

La première équation estimée modélise une fonction d'endettement réduite sans distinguer les variables relatives à la demande de celles propres à l'offre de dette, ce qui est le cas dans les études microéconomiques en la matière. Comme il n'existe aucune théorie globale sur la structure du capital, la seule base au choix des variables explicatives provient de la littérature sur la remise en cause des hypothèses de Modigliani Miller (voir à ce sujet la section 3). D'autre part, les études empiriques évoquées fournissent un ensemble de déterminants potentiels de la dette. Finalement, nous avons retenu les variables explicatives suivantes :

Le coût du financement ou taux apparent : Défini comme les intérêts de la dette financière sur le montant de cette dette, cette variable mesure le taux financier moyen auquel la firme considérée est soumise. Il devrait donc exister une relation inverse entre ce taux et l'endettement.

La croissance : La croissance de l'entreprise, mesurée comme celle de son chiffre d'affaires, augmente le besoin de financement et laisse supposer de fortes rentabilités futures. Ainsi, elle serait corrélée positivement avec l'endettement financier.

L'investissement : Le taux d'investissement assimilé au montant de ces derniers sur le chiffre d'affaires indique le besoin de financement de l'entreprise. Il est normalement en relation croissante avec la dette.

Les garanties : Les garanties d'une entreprise sont souvent mesurées par ses immobilisations corporelles. On y rajoute les stocks, comme dans certaines récentes études (Kremp *et al.*, 1999, Gaud et Jani, 2002). Les garanties, qui ont une forte valeur liquidative, constituent un signal pour les créateurs dans la mesure où elles indiquent la capacité de recouvrement en cas de faillite. Elles sont normalement liées positivement à la dette.

Les profits : D'un côté, la rentabilité pourrait avoir un effet semblable aux garanties et à la croissance : une augmentation des résultats constitue un signal positif pour les créanciers et accroît ainsi la dette (Ross, 1977). De plus, en présence de résultats élevés liés à une forte productivité du capital, les capacités productives sont augmentées *via* un accroissement de l'endettement.

Mais cette relation peut être inversée si l'on considère la théorie de la hiérarchie des sources de financement initiée par Myers et Majluf (1984). Cette dernière avance que le financement interne est préféré à l'endettement, lui-même préféré au financement par fonds propres. Cette relation serait plus nette chez les petites entreprises. En effet, ces dernières sont confrontées à des coûts plus élevés sur les marchés bancaire et obligataire ; de plus, elles n'ont pas ou peu accès au financement par levée d'actions. Suivant cette théorie, un accroissement des profits, *ceteris paribus*, favorise l'autofinancement et diminue la dette.

Le risque : Associé à la volatilité du résultat, le risque pèserait sur la probabilité de défaut des entreprises et sur les problèmes d'asymétrie d'information supportés par les bailleurs de fonds. En conséquence, la dette en serait affectée négativement. Cependant, une entreprise à risque pourrait, dans une certaine mesure, être soutenue financièrement par les banques afin d'éviter la faillite.

Une des difficultés est sa mesure. Si nous le définissons comme la volatilité du résultat, il est difficile de tenir compte dans cette mesure, à la fois de la volatilité intertemporelle du résultat mais aussi de la variabilité par rapport aux autres firmes. Dans leur étude, Kremp *et al.* (1999) choisissent de définir le risque en t comme l'écart au carré entre le résultat de l'entreprise à cette date et la moyenne des résultats de toutes les firmes. Gaud et Jani (2002) reprennent cette même mesure en y ajoutant le signe de la différence entre la rentabilité de l'entreprise et celle de l'échantillon. On insiste donc ici sur la variance du profit d'une entreprise par rapport aux autres. Dans ce cas de figure, une firme surperformante sera considérée comme risquée, même si son résultat est constant au cours du temps. Nous préférons donc nous intéresser au risque dans sa dimension

temporelle : une entreprise est d'autant plus risquée que son résultat varie au cours du temps.

Les charges de personnel : Pour les bailleurs de fonds, une variable pèserait sur la probabilité de non remboursement en cas de défaut : l'importance des salaires. Biais, Hillion et Malécot (1995), soulignent que "comme certaines créances salariales sont considérées comme super privilégiées, plus le montant des salaires à verser est important, plus faible sera la valeur de liquidation de la firme pour les autres créanciers. Ce qui suggère une corrélation négative entre l'endettement et le poids des salaires".

La première étape constitue donc à estimer une fonction d'endettement réduite où la dette financière est expliquée par les sept variables décrites ci-dessus. Si, *In fine*, l'objectif est bien évidemment la mise en place d'un modèle offre-demande, cette première partie a l'intérêt de relever les variables pertinentes pour la suite de l'analyse.

4.2 Modèle offre-demande d'endettement

Dans un second temps, nous tentons d'isoler les paramètres d'offre et de demande dans deux équations distinctes, du fait de la simultanéité entre prix et quantité, *i.e* entre taux apparent et niveau de la dette.

La fonction de demande conserve le coût du financement ainsi que deux variables exogènes : le rentabilité et le taux d'investissement.

La fonction d'offre, qui comprend une composante bancaire et obligataire, intègre des facteurs exogènes dont l'introduction est justifiée par l'approche théorique présentée ci-dessous.

Concernant l'offre de crédit bancaire, nous en dégageons les déterminants potentiels *via* une approche théorique, quelque peu influencée de celle de Neven et Roller (1999), et relativement intuitive : la maximisation du profit des banques. Considérons une banque représentative qui fait face à plusieurs demandes de fonds de la part des entreprises. Le gain réalisé sur le prêt à une entreprise i s'écrit :

$$\Pi_i = r_i^L(L_i) L_i (1 - p_i) - R L_i - C(L_i),$$

où :

- L_i représente le montant de la dette offerte à l'entreprise (dans notre cas le secteur) i ,
- r_i^L est le taux accordé à i , lui-même fonction de L_i à travers la fonction de demande inverse de l'entreprise i ,
- p_i est la probabilité de défaut de la firme i ,
- R est le taux de refinancement interbancaire et $C(L_i)$ la fonction de coût d'émission des prêts qui dépend de la quantité émise.

Dans une économie à N banques, chaque institution maximise son propre profit par rapport au montant des prêts, sous contrainte de la structure de marché (cartel, concurrence pure et parfaite ou situation à la Cournot). La fonction d'offre agrégée de crédit bancaire à l'entreprise i est alors ³ :

$$r_i^L = -\theta \frac{dr_i^L}{dL_i} L_i + \frac{R + \bar{C}'(L_i)}{1 - p_i}, \quad (1)$$

où $\bar{C}'(L_i)$ est la fonction de coût marginal moyen des banques, $\theta = N$ en situation de cartel, $\theta = 0$ en concurrence pure et parfaite et $\theta = 1$ en situation à la Cournot.

Si l'on reprend la même démarche pour le marché obligataire, en supposant le marché parfait et aucun coût marginal, on obtient donc la fonction d'offre obligataire :

$$r_i^B = \frac{R^{LT}}{1 - p_i}, \quad (2)$$

où r_i^B est le taux obligataire de l'entreprise i et R^{LT} est le taux obligataire sans risque.

Le taux financier moyen d'une entreprise (dans notre cas, d'un secteur), *i.e* son taux apparent, comporte une part bancaire et obligataire. Ainsi, selon les équations d'offre (1) et (2), le taux supporté par la firme i (r_i^D) est d'autant plus important que les taux de refinancement et obligataire d'état sont élevés. D'autre part, la probabilité de défaut de l'entreprise i est positivement liée à r_i^D . Afin d'approximer cette variable dans le modèle estimé, nous utilisons une composante macroéconomique : le taux de croissance du PIB. Cette variable, témoin du cycle économique, est en effet fortement corrélée avec le taux de défaillance des entreprises⁴. D'autre part, nous intégrons des variables microéconomiques :

³Pour plus de détails sur cette étape, voir l'article de Neven et Roller (1999)

⁴Voir à ce titre l'article de Nahmias (2005)

la taille du secteur ainsi que les garanties. Elles réduisent en théorie la probabilité de défaut et donc la prime de risque supportée. Finalement, nous ajoutons la variable "charges de personnel" qui devrait influencer positivement le taux apparent.

Nous chercherons donc à estimer un modèle d'offre-demande de ce type :

$$\begin{cases} \text{Demande} : & L_i = f(r_i^D, D_i) \\ \text{Offre} & : r_i^D = f(L_i, S_i) \end{cases}$$

où :

- r_i^D et L_i sont, rappelons-le, respectivement le taux apparent et le montant de la dette financière (qui sera mesuré en logarithme) du secteur i ,
- D est l'ensemble des variables exogènes affectant la demande de dette (la croissance de l'entreprise, son taux d'investissement et sa rentabilité),
- S est l'ensemble des variables exogènes affectant l'offre de dette (les charges de personnel de l'entreprise, sa taille, ses garanties, le taux interbancaire, le taux de rendement des obligations du gouvernement et la croissance du PIB).

Les deux modèles maintenant spécifiés, nous présentons le résultat des estimations dans la section suivante.

5 Analyse empirique

Après un bref descriptif des données utilisées, cette section présente les résultats économétriques et leur concordance avec la théorie économique.

5.1 Les données utilisées

Les données statistiques sont issues de la base Bach (Bank for the accounts of companies harmonised). Pour chaque pays étudié (*i.e* l'Allemagne, l'Espagne, l'Italie et la France), nous disposons de données de bilan et de compte de résultats agrégées par secteur et par taille. Nous conservons 12 secteurs⁵ de l'industrie, du commerce et de la vente, identiques dans les quatre pays. Il faut bien comprendre que **l'individu statistique est un secteur** (parmi 12), dont les entreprises constitutrices appartiennent à une certaine classe de taille (petites, moyennes ou grandes selon leur chiffre d'affaires), et à un pays (parmi 4). Il y a donc 144 secteurs (4 pays \times 3 différentes classes de taille \times 12 types de secteurs) suivis de 1994 à 2003. La mise en place du modèle offre-demande nécessite de plus des données macroéconomiques. Les séries des taux interbancaires, des taux de rendement obligataire et du PIB proviennent respectivement de la base Datastream, de la Banque des Règlements Internationaux et des comptes nationaux d'Eurostat.

5.2 Estimation d'une fonction réduite d'endettement

Si l'objectif final est centré sur le modèle offre-demande, la première partie, *i.e* l'estimation d'une fonction réduite d'endettement, présente cependant un triple intérêt. Elle doit permettre de retrouver, sur nos données de la Zone Euro, des phénomènes déjà mis en évidence dans d'autres études. De plus, nous y mettons en oeuvre un grand ensemble de techniques statistiques sur données de panel. Finalement, les conclusions apportées établissent quels sont les déterminants les plus pertinents à intégrer dans le modèle à équations simultanées.

D'un point de vue méthodologique, nous estimons dans un premier temps une fonction d'endettement statique. Par la suite, nous faisons intervenir la variable endogène retardée dans la liste des facteurs explicatifs. Les variables retenues dans l'équation estimée sont présentées dans le tableau (2).

⁵Pour plus de détails, se référer à la section "informations pertinentes", page 6

<i>Variable</i>	Label	Description
y	Dette	Logarithme de la dette financière normalisée par le nombre d'entreprises du secteur
x_1	Taux	Coût du financement ou taux apparent \equiv Charge d'intérêts sur dette financière
x_2	Croissance	Variation du chiffre d'affaires
x_3	Investissement	Taux d'investissement \equiv montant des investissements sur chiffre d'affaires
x_4	Garanties	Immobilisations corporelles plus stocks en pourcentage du total de l'actif
x_5	Profitabilité	Résultat net des activités ordinaires avant impôts sur total de l'actif
x_6	Risque	Variance sur les trois dernières années du résultat net avant impôts
x_7	personnel	frais de personnel sur chiffre d'affaires

TAB. 2 – Liste des variables intégrées dans la fonction d'endettement

5.2.1 Modèle statique

Nous expliquons le logarithme de la dette financière *via* les méthodes usuelles sur panel statique. Nous estimons donc une équation d'endettement de la forme :

$$y_{nt} = \sum_{k=1}^{k=7} \beta_k x_{knt} + \alpha_n + \lambda_t + \omega_{nt}, \quad (3)$$

où :

- y_{nt} est le logarithme de la dette financière normalisée par le nombre d'entreprises du secteur n ($= 1, \dots, N$) à la date t ($= 1, \dots, T$),
- x_1, \dots, x_7 sont l'ensemble des variables décrites dans le tableau (2),
- α_n et λ_t représentent les effets fixes.

A noter que la présence d'effets individuels et temporels a été testée et acceptée *via* deux Tests de Fisher⁶.

Les estimateurs potentiels du modèle (3) sont ceux connus sous les noms de Within, Between, MCQG et en différences premières⁷. Leur convergence dépend de l'éventuel corrélation entre les effets fixes et les variables exogènes. A ce titre, nous avons mis en place un test d'Hausman⁸ qui refuse fortement l'hypothèse de non corrélation entre effets fixes et exogènes. Conséquence : seuls les estimateurs Within et ceux du modèle réécrit en premières différences sont convergents.

Les résultats y référant sont exposés tableau (3). On note que la significativité des variables est peu satisfaisante. Seuls les coefficients associés au taux, au profit et à l'investissement sont significatifs et de signe conforme aux attentes. Plus précisément, le niveau de la dette est bien conditionnée par le taux d'investissement de façon positive. De plus, la dette diminue avec la profitabilité, conformément à la théorie des sources de financement, phénomène très souvent mis en évidence dans des études similaires. Finalement, on vérifie qu'une augmentation du coût du financement (variable "Taux") diminue l'endettement. Concernant la variable "Garanties" qui théoriquement est en relation croissante avec l'endogène, nous constatons un signe contraire aux attentes. Une analyse par taille (non présente dans ce document) montre que la relation positive entre garanties et dette

⁶voir la procédure de test en annexe, page 30

⁷Ces quatre estimateurs sont explicités en annexe, pages 30, 32, 32 et 33

⁸Test présenté en annexe, page 32

<i>Variable</i> ^(a)	Estimateur Within	Estimateur "premières différences"
Constante	0.0617 *** (0.0224)	0.0071 (0.0140)
Taux	-3.5524 *** (0.7402)	-3.0385 *** (0.8579)
Croissance	0.1264 (0.1147)	0.2137 ** (0.0839)
Investissement	2.8994 *** (0.4469)	2.1161 *** (0.37708)
Garanties	-1.9704 *** (0.5147)	-1.2497 *** (0.3617)
Profitabilité	-5.0119 *** (0.6412)	-3.0652 *** (0.5706)
Risque	0.0044 *** (0.0012)	0.0014 (0.0011)
personnel	-0.6286 (0.6518)	0.1597 (0.7576)
R ²	0.3740	0.2888

* : $0,05 < p\text{-value} \leq 0,1$; ** : $0,01 < p\text{-value} \leq 0,05$; *** : $p\text{-value} \leq 0,01$

^(a) : Des effets temporels sont intégrés en "variables muettes".

Les écarts-types des estimateurs figurent entre parenthèses.

TAB. 3 – Estimation d'une fonction d'endettement statique

est cependant notable chez les petites entreprises. Pour la suite de l'analyse, cette observation invite à croiser la variable en question avec une indicatrice de taille spécifique aux petites firmes. Les autres variables restent problématiques en matière de significativité et de signe.

Etant donné le bilan mitigé de cette première phase d'estimation, nous tenons à améliorer le modèle, d'une part en tenant compte d'un éventuel phénomène de persistance dans l'endettement des firmes (passage à un modèle dynamique) et d'autre part en relâchant l'hypothèse d'exogénéité, notamment du taux apparent.

5.2.2 Modèle dynamique

On introduit le retard d'ordre 1 de l'endogène dans la liste des variables explicatives. De plus, suite à ce que nous venons d'évoquer, la variable "Garanties" est remplacée par la variable "Garanties_T1" (vaut "Garanties" si l'individu statistique est un secteur composé de **petites entreprises** ($CA < 10$ millions d'euros), vaut 0 sinon). Ceci permet de capturer l'impact des immobilisations corporelles et des stocks sur le niveau de la dette, uniquement chez les petites firmes. En reprenant les notations précédentes, le modèle s'écrit maintenant :

$$y_{nt} = a y_{n,t-1} + \sum_{k=1}^{k=7} \beta_k x_{knt} + \alpha_n + \omega_{nt}. \quad (4)$$

Appliquer l'estimateur Within au modèle (4) produit un biais car $(y_{n,t-1} - \bar{y}_n)$ est corrélé avec $(\omega_{nt} - \bar{\omega}_n)$. Une alternative consiste à estimer le modèle en différences premières :

$$(y_{nt} - y_{n,t-1}) = a (y_{n,t-1} - y_{n,t-2}) + \sum_{k=1}^{k=7} \beta_k (x_{knt} - x_{kn,t-1}) + (\omega_{nt} - \omega_{n,t-1}). \quad (5)$$

Appliquer les MCO sur le modèle (5) ne produit pas un estimateur convergent du fait de la corrélation entre $\Delta y_{n,t-1}$ et $\Delta \omega_{nt}$, et notamment entre $y_{n,t-1}$ et $\omega_{n,t-1}$. La solution consiste à recourir à la méthode des variables instrumentales (ou celle des moments généralisés).

Procédure⁹ : Anderson et Hsiao (1982) proposent *sous condition que* $\{\omega\}$ *ne soit pas autocorrélé*, d'utiliser y_{-2} , le deuxième retard de l'endogène, comme instrument de Δy_{-1} .

⁹Les annexes, pages 34 et 35, décrivent les estimateurs d'Anderson et Hsiao (1982) et d'Arellano et Bond (1991)

Arellano et Bond (1991) suggèrent de prendre tous les retards de l'endogène d'ordre supérieur ou égal à 2 comme instruments, ce qui améliore considérablement la précision des estimateurs.

A mi-chemin entre ces deux méthodes, nous choisissons d'utiliser y_{-2} , y_{-3} et y_{-4} comme instruments de Δy_{-1} ¹⁰.

Nous pouvons de façon équivalente, instrumenter des variables autres que l'endogène retardée. Notamment, en suivant la logique économique, nous considérons un phénomène de simultanéité entre la dette et le taux apparent, variable qu'il faudra alors traiter comme endogène.

Ainsi, le tableau (4) présente les résultats de l'estimation du modèle dynamique où Δy_{-1} est instrumenté par y_{-2} , y_{-3} , y_{-4} . Nous réitérons cette estimation en instrumentant de plus Δx_1 (la variation du taux apparent) par $x_{1,-2}$, $x_{1,-3}$ et $x_{1,-4}$.

La structure dynamique du modèle est validée puisque le coefficient de l'endogène retardée, "Dette_1", est significatif. De plus, la statistique M2 confirme la validité des instruments car l'hypothèse nulle d'autocorrélation à l'ordre 2 des résidus (différenciés) est rejetée¹¹. Les conclusions quant à l'influence de l'investissement, du taux apparent et de la profitabilité sont les mêmes que précédemment. La meilleure spécification du modèle améliore la significativité des variables "Personnel" et "Croissance" qui ont, en accord avec la théorie, un impact respectivement négatif et positif sur l'endettement. La variable "risque"¹² s'avère n'avoir aucun pouvoir explicatif, en conséquence de quoi elle sera abandonnée dans le reste de l'analyse. Finalement, les garanties qu'apportent les petites entreprises aux bailleurs de fonds jouent positivement sur la dette, du moins au regard du deuxième modèle (où la variable "Taux" est considérée endogène).

Le passage à un modèle dynamique améliore considérablement la significativité des estimateurs. Nous retenons de cette section que tous les déterminants ressortent dans les régressions ou du moins dans l'équation dynamique. Ils seront donc utilisés dans le reste

¹⁰Ce choix à été effectué en régressant Δy_{-1} sur y_{-2} , y_{-3} ... et en ne conservant que les variables significatives comme instruments de Δy_{-1}

¹¹Rappelons que y_{-2} est un bon instrument de Δy si $\{\omega\}$ n'est pas autocorrélé à l'ordre 1, *i.e* si $\{\Delta\omega\}$ n'est pas autocorrélé à l'ordre 2. Pour de plus amples détails sur le test, voir annexe page 36.

¹²qui mesure la variance du résultat sur la période t , $t - 1$, $t - 2$.

<i>Variable</i> ^(a)	Estimateur d'Arellano/Bond variable "Taux" exogène	Estimateur d'Arellano/Bond variable "Taux" endogène
Constante	-0.0115 (0.0124)	-0.0039 (0.0091)
Dette_1	0.2685 *** (0.0845)	0.2879 *** (0.0568)
Taux	-3.1767 *** (0.904)	-1.5173 *** (0.402)
Croissance	0.3327 *** (0.0787)	0.2806 *** (0.058)
Investissement	1.7595 *** (0.2835)	1.6662 *** (0.2031)
Garanties_T1	0.4133 (0.3092)	0.7636 *** (0.269)
Profitabilité	-3.0936 *** (0.3788)	-3.3887 *** (0.2792)
Risque	0.0009 (0.0011)	0.0009 (0.0008)
personnel	-1.4473 ** (0.6544)	-1.3817 *** (0.389)
M2	-0.7759	-0.8227

^(a) : Des effets temporels sont intégrés en "variables muettes".

TAB. 4 – Estimation d'une fonction d'endettement dynamique

de l'étude. Une exception est à relever quant à la variable "risque". Cette dernière ne sera pas intégrée dans l'estimation du modèle à équations simultanées.

5.3 Estimation d'un système à équations simultanées

Ce modèle, plus complet que le précédent, vise à isoler les paramètres d'offre et de demande, tout en tenant compte de la simultanéité entre le taux apparent et le niveau de la dette. Comme justifié dans la partie théorique (section 4), le modèle s'écrit :

$$\begin{cases} \text{Demande : } & L_{nt}^d = \beta_0 r_{nt}^d + \sum_{k=1}^{k=3} \beta_k D_{knt} & + u_n + \varepsilon_{nt} \\ \text{Offre : } & r_{nt}^s = \gamma_0 L_{nt}^s + \sum_{k=1}^{k=3} \gamma_k S_{knt} + \sum_{k=4}^{k=6} \gamma_k S_{kt} + v_n + \eta_{nt} \end{cases}$$

où :

- L_{nt} et r_{nt} représentent le niveau de la dette et le taux apparent subi par le secteur n au temps t . Les exposants "d" et "s" font référence à la demande et à l'offre. A l'équilibre, $L_{nt}^d = L_{nt}^s$ et $r_{nt}^d = r_{nt}^s$,
- D_1 , D_2 et D_3 sont les variables exogènes affectant la demande d'endettement, *i.e* la croissance de l'entreprise, son taux d'investissement et sa rentabilité,
- S_1 , S_2 et S_3 sont les variables d'offre, *i.e* les charges de personnel de l'entreprise, sa taille, ses garanties¹³. S_4 , S_5 et S_6 sont des indicateurs macroéconomiques, à savoir le taux interbancaire, le taux de rendement des obligations du gouvernement et la croissance du PIB,
- u_n et v_n représentent les effets individuels.

Comme ce fut le cas dans l'estimation de l'équation statique, nous soupçonnons une corrélation entre les effets fixes et les variables exogènes. Afin d'estimer ce modèle, nous utilisons donc les estimateurs des triples moindres carrés, sur le modèle transformé par l'opérateur Within¹⁴.

Remarque 1 *La démarche économétrique adoptée ici, diffère nettement de la précédente i.e de la méthode d'Arellano et Bond (AB). En effet, via AB, on estime une équation réduite où toutes les variables explicatives sont incorporées sans distinguer les effets d'offre et de demande. Dans ce cas, pour traiter l'endogénéité, la solution est de recourir à des instruments "internes" i.e les propres retards des variables endogènes. Cette démarche donne*

¹³des petites entreprises

¹⁴voir annexe page 36.

lieu à l'estimateur d'AB. A la différence, le modèle de type offre-demande se base sur une toute autre logique économique. Notamment, nous traitons ici l'endogénéité de la variable "taux" comme un problème de simultanéité avec la dette. Un tel modèle exige d'utiliser, conformément à la pratique économétrique habituelle, les triples moindres carrés (avec au préalable, pour tenir compte de la dimension panel et des effets fixes, une transformation Within). Contrairement à AB, l'instrumentalisation se fait de façon "externe". Effectivement, pour une équation donnée, l'endogène est instrumentée par les exogènes de l'autre équation. Finalement, comme nous pouvons le voir au regard du choix des instruments, nous avons bien deux estimations différentes, chose exigée par la démarche "opposée" des deux modèles économiques.

Remarque 2 Beaucoup de ces variables incorporées dans le modèle à équations simultanées sont détaillées dans le tableau (2). Pour les autres, notons que la croissance du PIB est calculée sur le volume de ce dernier, que la taille est le total des actifs du secteur normalisé par le nombre d'entreprises le composant, que le taux interbancaire est le taux de refinancement à trois mois, et que le rendement obligataire des émissions d'état est pris à maturité de 10 ans.

Les résultats figurent dans le tableau (5). Les conclusions quant aux variables influençant la dette sont en adéquation avec les attentes : la demande de dette décroît avec le coût de financement mais augmente avec la croissance du chiffre d'affaires et le taux d'investissement. La profitabilité diminue le niveau d'endettement conformément à la théorie de la hiérarchie des sources de financement.

Côté offre, on note cette fois une relation croissante entre le coût du financement et la dette. Ainsi, quand cette dernière augmente, le taux offert s'accroît sous l'effet d'une augmentation du risque de défaillance. Par ailleurs, nous trouvons logiquement une relation positive entre les taux du marché (interbancaire et obligataire) et le taux apparent des firmes. Un constat intéressant provient de l'impact négatif de la croissance du PIB : en période de croissance de l'économie, les firmes se financent à moindre coût, du fait d'un risque de défaillance plus faible. Les autres variables relatives au risque de défaut sont en conformité avec la théorie : plus les garanties apportées par les entreprises sont élevées et plus le taux payé est faible¹⁵. Finalement, la taille des firmes joue favorablement sur le coût du financement puisqu'en théorie, les grandes entreprises sont moins risquées.

¹⁵Ce phénomène n'est mis en évidence que chez les petites entreprises.

Equation de demande		Equation d'offre	
Variable expliquée : la dette		Variable expliquée : le taux	
<i>Variable</i> ^(a)	Estimateur Within-3SLS	<i>Variable</i>	Estimateur Within-3SLS
Constante	0.0641 *** (0.0178)	Constante	0.0000 (0.0003)
Taux	-5.7855 *** (0.4922)	Dette	0.0193 *** (0.0068)
Croissance	0.3290 *** (0.0888)	Taux interbancaire	0.5789 *** (0.0495)
Investissement	1.6236 *** (0.2516)	Taux obligataire	0.2647 *** (0.0479)
Profitabilité	-4.655 *** (0.2851)	Croissance PIB	-0.2704 *** (0.0289)
		personnel	0.0759 *** (0.0199)
		Taille	-0.0484 *** (0.0082)
		Garanties_T1	-0.0680 *** (0.0229)
R2	0, 2911	R2	0, 7464

^(a) : Des effets temporels sont intégrés en "variables muettes"

TAB. 5 – Estimation du modèle offre-demande d'endettement

6 Conclusion

Cette étude apporte des réponses quant à la détermination des variables affectant l'endettement bancaire et obligataire des entreprises de la Zone Euro. En aboutissant, *In fine*, sur un modèle d'endettement à deux équations simultanées, nous isolons les effets d'offre et de demande en tenant compte de la simultanéité entre le taux apparent et la dette, chose inexistante dans les études similaires.

La remise en cause des hypothèses de Modigliani Miller (1958) ainsi qu'un survol des études empiriques déjà réalisées sur le sujet nous aura permis de relever un certain nombre de variables déterminantes. En intégrant ces dernières dans un premier modèle où la dette est expliquée à travers une équation réduite, nous avons pu constater le fort pouvoir explicatif du coût de l'endettement, de la profitabilité, du taux d'investissement, des charges de personnel, de la croissance du chiffre d'affaires et quelque peu des garanties.

En se basant ensuite sur une fonction d'offre bancaire et obligataire dérivée de la maximisation du profit des bailleurs de fonds, nous avons estimé un modèle structurel de type offre-demande de dette. Les résultats économétriques s'avèrent concluants dans la mesure où la demande de dette (respectivement l'offre) dépend négativement (resp. positivement) du coût du financement. De plus, nous avons établi des relations significatives entre certains facteurs, l'offre et la demande de dette : le besoin de financement (caractérisé par la croissance du chiffre d'affaires et le taux d'investissement) accroît la demande ; la profitabilité quant à elle, diminue l'endettement puisqu'elle favorise l'autofinancement (comme le suggère la théorie des sources de financement). Le taux offert aux entreprises est corrélé positivement avec le taux de refinancement et le taux sans risque sur le marché obligataire¹⁶. De plus, le taux appliqué aux entreprises est d'autant plus fort que leur probabilité de défaut est élevée. Ceci se traduit par un impact positif des charges de personnel, négatif de la taille, des garanties et de la croissance du PIB sur le coût du financement.

Les trois modèles estimés, *i.e* l'équation réduite statique (M1), dynamique (M2) et le modèle à équations simultanées (M3) ont le désavantage de ne pas être emboîtés. Il semble donc important de conclure sur la pertinence de chacun d'entre eux.

¹⁶Ceci est conforme à l'équation d'offre théorique, dérivée de la maximisation du profit des offreurs

En particulier, M2 reprend la même spécification que M1 sauf pour la variable "Garanties" qui a été croisée (avec une indicatrice relative aux petites firmes). De plus, on rajoute dans M2 l'endogène retardée dans l'ensemble des régresseurs. Puisque cette dernière variable s'avère statistiquement différente de zéro et que la significativité des autres indicateurs est meilleure, nous préférons la spécification dynamique au modèle statique.

M2 n'est pas emboîté dans M3 dans le sens où d'autres variables ont été rajoutées dans ce dernier (la taille et les indicateurs macroéconomiques). De plus, nous perdons la spécification dynamique et la variable "risque" dans le modèle à équations simultanées. Si M2 a le grand avantage d'être parcimonieux, de relever des variables très pertinentes et de retrouver des résultats déjà mis en évidence dans la littérature, nous préférons cependant M3 pour plusieurs raisons.

Premièrement, M3 intègre le risque de défaut de façon plus judicieuse que M2. Effectivement, ce modèle prend en compte le risque de défaillance notamment à travers une variable microéconomique (la taille du secteur) et une variable macroéconomique (le PIB¹⁷). M2 quant à lui, n'utilise que la variable "risque" qui s'avère décevante et très problématique : son signe associé est contraire aux attentes théoriques ; son calcul¹⁸ est intéressant mais très arbitraire et difficile à légitimer ; les autres études en la matière¹⁹ où l'on a tenté d'intégrer ce type de variable aboutissent à des résultats trompeurs (signe positif sur l'endettement). Finalement, cet indicateur semble mauvais pour approximer le risque : une variance, toujours positive par définition, rend impossible la discrimination entre les entreprises sur-performantes et celles sous-performantes dans le temps. Il serait mieux de se fier à des méthodes de scoring pour créer des indicateurs de risque, tels que les délais de paiement...²⁰

Ensuite, l'intégration de variables nouvelles dans le modèle à équations simultanées, notamment dans l'équation d'offre (taille, taux de refinancement, taux obligataire et croissance du PIB) est justifiée par une approche théorique intéressante, basée sur la maximisation du profit des banques et le risque de défaut des entreprises.

Il est impossible de conclure sur l'intérêt de M3 sans revenir à l'objectif à long terme de la Banque de France. Comme mentionné dans la section "informations pertinentes", l'intérêt d'un tel modèle est de créer un premier cadre d'analyse de la stabilité du système financier

¹⁷qui traduit le risque lié au cycle de l'économie

¹⁸volatilité glissante du résultat sur 3 ans

¹⁹voir tableau (1)

²⁰chose qui s'est avérée impossible avec les données de la base Bach

européen face à la survenance de chocs macroéconomiques (analyse macro-prudentielle). M3, en incorporant des variables relatives aux taux interbancaire, obligataire et au PIB, permet de prévoir l'impact de chocs macroéconomiques et financiers extrêmes sur la stabilité du secteur bancaire²¹, via l'impact sur les prix et les quantités de la dette offerte et demandée. Si ce modèle n'a pas la prétention de répondre totalement à cette problématique, il représente cependant une première ébauche de ce qui pourra être complété et amélioré par la suite.

Finalement, cette étude aura été l'occasion d'appliquer des techniques relativement récentes sur données en panel. Citons, à titre d'exemple, la méthode d'Arellano et Bond (1991) et l'estimateur Within-3SLS.

²¹principe des stress-tests

7 Annexes

Les différentes procédures statistiques décrites dans ces annexes sont principalement issues des ouvrages de Sevestre (2002) et Baltagi (2005).

A1. Tests d'effets individuels et temporels

Soit un échantillon de N individus suivis sur T périodes. Pour $n = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$, on suppose :

$$y_{nt} = \alpha_n + \beta' x_{nt} + \omega_{nt}, \forall (n, t), \quad (6)$$

où $\alpha_n \in \mathbb{R}$, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K)'$ est un vecteur $(K, 1)$, $x_{nt} = (x_{1nt}, x_{2nt}, \dots, x_{Knt})'$. Finalement, on suppose $\{\omega_{nt}\}$ *iid* $(0, \sigma_\omega^2)$, $\forall n$.

Nous cherchons à tester la présence d'effets fixes individuels représentés par les α_n . On teste donc l'égalité des N constantes ($H_0 : \alpha_n = \alpha, \forall n$). La statistique de Fisher ainsi que sa loi sous l'hypothèse nulle sont :

$$F = \frac{(SCR_c - SCR_{nc}) / (N - 1)}{(SCR_{nc}) / (N(T - 1) - K)} \stackrel{H_0}{\sim} F(N - 1, N(T - 1) - K),$$

où SCR_c et SCR_{nc} désignent la somme des carrés des résidus du modèle contraint ($y_{nt} = \alpha + \beta' x_{nt} + \omega_{nt}$) et du modèle non contraint, *i.e* le modèle (6).

De façon similaire, on teste la présence d'effets temporels.

A2. L'estimateur intra-individuel

Nous supposons les effets individuels α_n fixes, la stricte exogénéité des régresseurs, l'homoscédasticité et l'absence d'autocorrélation des résidus. Sous forme matricielle, le modèle et ses hypothèses s'écrivent :

$$y = X\beta + Z\alpha + \omega, \\ E(\omega|X, Z) = 0, \quad V(\omega|X) = \sigma_\omega^2 I_{NT},$$

$$\text{avec : } \underset{(NT,1)}{y} = \begin{pmatrix} y_{11} \\ \vdots \\ y_{1T} \\ \vdots \\ \vdots \\ y_{N1} \\ \vdots \\ y_{NT} \end{pmatrix}, \underset{(NT,K)}{X} = \begin{pmatrix} x_{111} & \dots & x_{K11} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ x_{11T} & \dots & x_{K1T} \\ x_{121} & \dots & x_{K21} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ x_{12T} & \dots & x_{K2T} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ \vdots & \dots & \vdots \\ x_{1N1} & \dots & x_{KN1} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ x_{1NT} & \dots & x_{KNT} \end{pmatrix}, \underset{(NT,N)}{Z} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix},$$

$$\underset{(NT,1)}{\omega} = \begin{pmatrix} \omega_{11} \\ \vdots \\ \omega_{1T} \\ \vdots \\ \omega_{N1} \\ \vdots \\ \omega_{NT} \end{pmatrix}, \underset{(K,1)}{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_K \end{pmatrix}, \underset{(N,1)}{\alpha} = \begin{pmatrix} a_1 \\ \vdots \\ a_N \end{pmatrix}$$

En appliquant le théorème de Frish-Waugh-Lowel²², c'est-à-dire en régressant $M_z y$ sur $M_z x$ (où $M_z = I - Z(Z'Z)^{-1}Z'$), on obtient l'estimateur intra-individuel ou Within :

$$\hat{\beta}_W = (X'M_z X)^{-1} X'M_z y.$$

On montre que $M_z = [I_N \otimes (I_T - \frac{J_T}{T})] = W_N$, J_T étant une matrice $T \times T$ composée uniquement de 1. W_N est l'opérateur intra-individuel ou Within. Il permet de calculer les écarts de chaque observation aux moyennes individuelles.

Remarque 3 *Par cette transformation, le modèle explique seulement la variance intra-individuelle de y et toute variable explicative constante dans le temps est supprimée.*

²²où le paramètre d'intérêt est β .

A3. L'estimateur inter-individuel

Cette estimateur n'est pas utilisé dans notre étude. Il est cependant présenté afin d'aborder la logique du test d'Hausman.

Nous supposons cette fois que les effets individuels α_n sont aléatoires, d'espérance nulle et de variance σ_α^2 . En reprenant les notations précédentes, le modèle et les hypothèses deviennent :

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \text{ avec } \varepsilon = Z\alpha + \omega, \\ E(\omega|X, Z) &= 0, \quad V(\omega|X) = \sigma_\varepsilon^2 \Omega, \end{aligned} \tag{7}$$

Avec $\sigma_\varepsilon^2 \Omega = I_N \otimes A$ où $A = \sigma_\omega^2 I_T + \sigma_\alpha^2 J_T$.

Une façon d'estimer ce modèle est de le prémultiplier par l'opérateur Between²³. L'estimateur MCO du modèle transformé est l'estimateur inter-individuel ou Between :

$$\hat{\beta}_B = (X' B_N X)^{-1} X' B_N y.$$

Remarque 4 *Contrairement au Within, cette méthode conduit à n'utiliser pour l'estimation de β que la variance inter-individuelle des observations. Toute variable à valeurs constantes d'un individu à l'autre est supprimée par la transformation Between.*

A4. Le test d'Hausman

L'estimateur des Moindres Carrés Quasi Généralisés.

Si le DGP est conforme à (7), il existe un estimateur autre que le Between : l'estimateur MCQG. En conservant les notations matricielles déjà utilisées :

$$\hat{\beta}_{MCQG} = \left(X' \hat{\Omega}^{-1} X \right)^{-1} X' \hat{\Omega}^{-1} y = \left(X' W_N X + \hat{\theta} X' B_N X \right)^{-1} \left(X' W_N y + \hat{\theta} X' B_N y \right),$$

$$\text{avec } \hat{\theta} = \frac{\hat{\sigma}_\omega^2}{\hat{\sigma}_\omega^2 + T \hat{\sigma}_\alpha^2}.$$

²³ $B_N = I - W_N$

Test d'Hausman :

Lorsque les effets spécifiques sont aléatoires, que $N \rightarrow \infty$ et que les régresseurs sont exogènes par rapport à ε_{nt} (et notamment α_n), l'estimateur Within est sans biais et convergent. Cependant, l'estimateur des MCQG est le meilleur estimateur du modèle au sens de la variance. Par contre, si les régresseurs sont corrélés avec les effets individuels, les MCQG sont non convergents alors que le Within l'est. Un test "à la Hausman" consiste à calculer une distance entre deux estimateurs dont l'un (ici le Within) est convergent sous l'hypothèse nulle (absence de corrélation entre les effets spécifiques et les exogènes) et alternative, et dont l'autre (MCQG) n'est convergent que sous l'hypothèse testée. Intuitivement, si les deux estimateurs sont proches, on accepte H_0 . Dans notre cas, si l'on refuse H_0 , seul l'estimateur Within est convergent. Formellement, on teste $H_0 : E(\alpha_n | x_{nt}) = 0, \forall (n, t)$. La statistique d'Hausman et la loi asymptotique sont les suivantes :

$$H = (\hat{\beta}_W - \hat{\beta}_{MCQG})' \left[\hat{V}(\hat{\beta}_W) - \hat{V}(\hat{\beta}_{MCQG}) \right]^{-1} (\hat{\beta}_W - \hat{\beta}_{MCQG}) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} X^2_{\dim(\beta)}.$$

Hausman et Taylor (1980) montrent que l'on peut tester de façon équivalente l'absence de corrélation entre les effets spécifiques et les exogènes en utilisant la statistique suivante :

$$H' = (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_W)' \left[\hat{V}(\hat{\beta}_B) + \hat{V}(\hat{\beta}_W) \right]^{-1} (\hat{\beta}_B - \hat{\beta}_W) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} X^2_{\dim(\beta)}.$$

C'est cette même statistique qui est utilisée dans l'analyse.

A5. Estimation du modèle en différences premières

En présence de corrélation des effets spécifiques avec les variables exogènes, une alternative au Within est l'estimateur du modèle réécrit en différences premières :

$$(y_{nt} - y_{n,t-1}) = \sum_{k=1}^{k=K} \beta_k (x_{knt} - x_{kn,t-1}) + (\omega_{nt} - \omega_{n,t-1}).$$

A condition que les régresseurs soient faiblement exogènes, *i.e* $E(\omega_{nt} | x_{ns}) = 0, \forall t \geq s$, l'estimateur des MCO appliqué au modèle en différences premières est sans biais et convergent. L'estimateur des MCQG serait quant à lui plus efficace, compte tenu de l'autocorrélation des résidus différencés.

A6. L'estimateur d'Anderson et Hsiao (1982)

Non utilisé dans notre analyse, cet estimateur est un prérequis à celui d'Arellano et Bond. On suppose ici un modèle de type autorégressif, *i.e* comportant un retard de l'endogène dans la liste des variables explicatives :

$$y_{nt} = a y_{n,t-1} + \sum_{k=1}^{k=K} \beta_k x_{knt} + \alpha_n + \omega_{nt},$$

$$E(\omega_{nt}|x_{nt}) = 0, \forall(n, t) \text{ et } E(\omega_{nt}\omega_{n't'}|x_{n't'}) = \begin{cases} \sigma_\omega^2 & \text{si } n = n' \text{ et } t = t' \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

L'estimateur Within de ce modèle est biaisé puisque $W_N y_{-1}$ est corrélé avec $W_N \omega$. La solution consistant à appliquer les MCO au modèle écrit en premières différences :

$$(y_{nt} - y_{n,t-1}) = a(y_{n,t-1} - y_{n,t-2}) + \sum_{k=1}^{k=K} \beta_k (x_{knt} - x_{kn,t-1}) + (\omega_{nt} - \omega_{n,t-1}),$$

$$\Leftrightarrow \Delta y = a \Delta y_{-1} + \Delta X' \beta + \Delta w \quad ,$$

n'est pas non plus satisfaisante puisque $y_{n,t-1}$ est corrélé avec $\omega_{n,t-1}$. Ce problème d'endogénéité entre $\Delta y_{n,t-1}$ et $\Delta \omega_{nt}$ est résolu *via* la méthode d'Anderson et Hsiao (1982).

Ils (AH) proposent d'utiliser $y_{n,t-2}$ comme instrument de $\Delta y_{n,t-1}$. Effectivement, par construction, $y_{n,t-2}$ est bien corrélé avec la variable à instrumenter, *i.e* $\Delta y_{n,t-1}$. De plus, elle est indépendante du bruit ($\Delta \omega_{nt}$) à la seule condition que $\{\omega_{nt}\}$ ne soit pas autocorrélé. Ceci impose au processus $\{\Delta \omega_{nt}\}$ de ne pas être autocorrélé à l'ordre 2, *i.e* d'être "seulement" un $MA(1)$.

Ainsi, si $\Delta \omega_{nt}$ suit un $MA(1)$, et si de plus, les variables X sont strictement exogènes, on utilise la matrice d'instruments $Z = [y_{-2}, \Delta X]$, ce qui se traduit en terme de conditions de moments par $E(y'_{-2} \Delta \omega) = 0$ et $E(\Delta X' \Delta \omega) = 0$. Si les X ne sont que faiblement exogènes, on recourt à la matrice instrumentale $Z = [y_{-2}, X_{-2}]$, ou aux conditions d'orthogonalité $E(y'_{-2} \Delta \omega) = 0$ et $E(X'_{-2} \Delta \omega) = 0$.

Nous ne présentons pas ici l'écriture explicite de l'estimateur d'AH. En revanche, nous expliciterons l'estimateur d'Arellano et Bond (1991), qui nécessite un ensemble de conditions d'orthogonalité plus vaste.

A7. L'estimateur d'Arellano et Bond (1991)

On vient de voir *via* la méthode d'AH que y_{-2} était un bon instrument de Δy_{-1} (corrélé à la variable instrumentée, non corrélé aux résidus). Alors, *a fortiori*, il en est de même des endogènes retardées aux ordres supérieurs à 2. De ce constat découle la méthode d'Arellano et Bond (1991) qui consiste à utiliser tous les retards possibles de l'endogène comme instruments et d'obtenir ainsi un estimateur plus précis. Afin d'illustrer ce principe, nous utilisons un exemple où l'on considère un échantillon en panel, $t=0, \dots, 4$. Le modèle peut s'écrire :

$$\begin{aligned} \text{pour } t=2 : (y_{n2} - y_{n1}) &= a (y_{n1} - y_{n0}) + \sum_{k=1}^{k=K} \beta_k (x_{kn2} - x_{kn1}) + (\omega_{n2} - \omega_{n1}) \\ t=3 : (y_{n3} - y_{n2}) &= a (y_{n2} - y_{n1}) + \sum_{k=1}^{k=K} \beta_k (x_{kn3} - x_{kn2}) + (\omega_{n3} - \omega_{n2}) \\ t=4 : (y_{n4} - y_{n3}) &= a (y_{n3} - y_{n2}) + \sum_{k=1}^{k=K} \beta_k (x_{kn4} - x_{kn3}) + (\omega_{n4} - \omega_{n3}) \end{aligned}$$

En $t=2$, on peut utiliser y_{n0} comme instrument de $y_{n1} - y_{n0}$ (si $\Delta\omega_{nt} \rightarrow MA(1)$) comme dans la méthode d'Anderson et Hsiao. En $t=3$, AH proposent y_{n1} pour instrumenter $y_{n2} - y_{n1}$; Arellano et Bond (AB) suggèrent d'utiliser aussi y_{n0} puisque compte tenu de la nature autorégressive du modèle, il est corrélé avec $y_{n2} - y_{n1}$ mais pas avec $\omega_{n3} - \omega_{n2}$. De la même façon, on instrumente $y_{n3} - y_{n2}$ par y_{n2}, y_{n1} et y_{n0} . On obtient donc, pour chaque individu, une matrice instrumentale de la forme :

$$Z_n = \begin{pmatrix} y_{n0} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \Delta X_2 & 0 & 0 \\ 0 & y_{n0} & y_{n1} & 0 & 0 & 0 & 0 & \Delta X_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & y_{n0} & y_{n1} & y_{n2} & 0 & 0 & \Delta X_4 \end{pmatrix} \quad \begin{matrix} t = 2 \\ t = 3 \\ t = 4 \end{matrix}$$

Les matrices Z_n empilées individu par individu fournissent la matrice Z , à partir de laquelle Arellano et Bond définissent l'estimateur de la méthode des moments généralisés :

$$\hat{\beta} = \left(\Delta \tilde{X}' P_Z \Delta \tilde{X} \right)^{-1} \left(\Delta \tilde{X}' P_Z \Delta y \right), \quad (8)$$

$$\text{où } \Delta \tilde{X} = (\Delta y_{-1}, \Delta X), P_Z = Z (Z' \psi Z)^{-1} Z' \text{ avec } \psi = I_N \otimes \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & 0 & \vdots \\ 0 & -1 & \ddots & \ddots & 0 \\ \vdots & 0 & \ddots & \ddots & -1 \\ 0 & \dots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix}.$$

Les estimateurs d'AB calculés dans cette présente étude n'utilisent pas forcément tous les retards possibles de l'endogène. Pour assurer un pouvoir explicatif maximum aux instruments, on utilise seulement y_{-2} , y_{-3} et y_{-4} . De plus, la matrice ψ est calculée différemment de façon à imposer une structure d'autocorrélation des résidus moins stricte. En fait, l'estimation se déroule en deux étapes : la première consiste à estimer le modèle en premières différences *via* la méthodes des VI et de récupérer les résidus estimés \hat{w}_n . La seconde étape calcule $\hat{\beta}$ selon l'équation (8) mais en utilisant la matrice P_Z définie comme suit :

$$P_Z = Z \left(Z' \hat{\psi} Z \right)^{-1} Z' = Z \left(\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{n=N} Z'_n \hat{w}_n \hat{w}'_n Z_n \right)^{-1} Z'.$$

A8. Test d'autocorrélation du deuxième ordre des résidus

L'estimateur d'Arellano et Bond (1991) est convergent si les ω_{nt} ne sont pas autocorrélées à l'ordre 1. Un test de validité des instruments (et donc des conditions d'orthogonalité) est par conséquent un test d'autocorrélation du deuxième ordre des résidus du modèle en différence. La statistique dérivée par AB est $M2 = \frac{\Delta \hat{\omega}_{-2} \cdot \Delta \hat{\omega}}{\Delta \hat{\omega}^{1/2}} \xrightarrow{asy} N(0, 1)$ sous l'hypothèse nulle $E(\Delta \omega_{nt} \Delta \omega_{nt-2}) = 0$.

A9. L'estimateur "intra-individuel triples moindres carrés"

La méthode utilisée pour estimer un modèle à équations simultanées sur données de panel est celle décrite dans Baltagi (2005). Considérons un système à M équations structurelles, avec présence d'effets individuels :

$$y = Z\delta + u, \tag{9}$$

où :

- $y' = (y'_1 \dots y'_M)$ avec y'_m est un vecteur $NT \times 1$, $m = 1 \dots M$,
- $\delta' = (\delta'_1 \dots \delta'_M)$,
- $u' = (u'_1 \dots u'_M)$ où $u'_m = Z_\mu \mu_m + v_m$ avec $Z_\mu = (I_N \otimes \iota_T)$, $u'_m = (u'_{1m}, u'_{2m}, \dots, u'_{Nm})$,
 $v'_m = (v'_{11m}, \dots, v'_{1Tm}, \dots, v'_{N1m}, \dots, v'_{NTm})$,

- $Z = \text{diag}[Z_m]$ où $Z_m = [Y_m, X_m]$ de dimension $NT \times (g_m + k_m)$. Y_m et X_m sont respectivement les g_m variables endogènes (autres que y_m) et les k_m variables exogènes intégrées dans l'équation de y_m .

L'estimateur Within-3SLS consiste à prémultiplier (9), équation par équation, par l'opérateur intra-individuel et à appliquer les triples moindres carrés sur le modèle transformé qui s'écrit :

$$\tilde{y} = \tilde{Z}\delta + \tilde{u} \Leftrightarrow \tilde{y} = \tilde{Z}\delta + \tilde{v}, \quad (10)$$

où $\tilde{y} = (I_M \otimes W_N)y$, $\tilde{Z} = (I_M \otimes W_N)Z$, $\tilde{v} = (I_M \otimes W_N)v$. On applique les 3SLS sur (10) avec $\tilde{X} = (I_M \otimes W_N)X$ comme matrice instrumentale, où X est l'ensemble des exogènes du système. On obtient l'estimateur Within-3SLS :

$$\tilde{\delta}_{W,3SLS} = [\tilde{Z}'(\Sigma_v^{-1} \otimes P_{\tilde{X}})\tilde{Z}]^{-1}[\tilde{Z}'(\Sigma_v^{-1} \otimes P_{\tilde{X}})\tilde{y}],$$

où $P_{\tilde{X}} = \tilde{X}(\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'$ et où $\Sigma_v = [\sigma_{v_{jl}}^2]_{j,l=1\dots M}$.

Remarque 5 *Un estimateur convergent de Σ_v est obtenu en utilisant les résidus d'une première étape dans laquelle nous estimons le modèle (10) via les doubles moindres carrés.*

Références

- [1] Akerloff G. (1970), "The market for lemons : Qualitative uncertainty and the market mechanism," *Quarterly Journal of Economics*, août, 3.
- [2] Anderson, T.W. et C. Hsiao (1982), "Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data," *Journal of Econometrics*, 18, pp. 47-82.
- [3] Arellano, M. et S. Bond (1991), "Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations," *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- [4] Baltagi B. H. (2005), *Econometrics of panel data*, Wiley.
- [5] Biais B., P. Hillion, J. F. Malecot (1995), "La structure financière des entreprises : une investigation empirique sur données françaises," *Economie et prévision*, n° 120.
- [6] Bourdieu J. et B. Colin-Sedillot (1993), "Structure du capital et coûts d'information : le cas des entreprises françaises à la fin des années quatre-vingt », *Economie et Statistiques*, n°8/9.
- [7] Colot O. et M. Croquet (2004), "Les variables de propriété et de gestion ont-elles une influence sur la structure d'endettement des PME?," *Working paper*.
- [8] Gaud P. et E. Jani (2002), "Déterminants et dynamique de la structure du capital des entreprises suisses : une étude empirique," publication de l'HEC Genève.
- [9] Jensen M. C. (1986), "Agency costs of free cash flows, corporate finance and takeovers," *American Economic Review*, 76, pp. 323-339.
- [10] Kremp E. et A. Sauv e (1999), "Modes de financement des entreprises allemandes et françaises," *Bulletin de la Banque de France*, 70 (10).
- [11] Mal cot J. F. (1984), "La Mesure empirique des Co ts de Faillite : une Note," *Finance*, 2, pp. 209-219.
- [12] Modigliani, F. et M. H. Miller (1958), "The cost of capital, corporation finance and the theory of investment," *American Economic Review*, 48 (06), pp. 261-297.
- [13] Modigliani F. et M. Merton (1963), "Corporate Income Taxes and the cost of capital : a correction," *American Economic Review*, 53, 3, pp. 433-443.
- [14] Myers S. C. et N. S. Majluf (1984), "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have", *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 187-221.
- [15] Nahmias L. (2005), "Impact  conomique des d faillances d'entreprises," *Bulletin de la Banque de France*, 137 (5).
- [16] Nekhili M. (1994), *Choix entre la dette bancaire et la dette obligataire par les firmes fran aises*, Th se de doctorat, Universit  de Bourgogne.
- [17] Neven D. et L. H. R ller (1999), "An aggregate structural model of competition in the European banking industry," *International Journal of Industrial Economics*, 17, pp. 1059-1074.
- [18] Ross S. (1977), "the determination of capital structure : The incentive signalling approach", *Bell Journal of Economics*, 8, pp. 23-40.

- [19] Sevestre P. (2002), *Econométrie des données de panel*, Dunod.
- [20] Stiglitz J. et A. Weiss (1981), “Credit rationing in markets with imperfect information,” *American Economic Review*, 71, 3, pp. 93-410.
- [21] Ziane Y. (2002), “La structure d’endettement des petites et moyennes entreprises françaises : une étude sur données de panel,” *Working Paper*.