

Du caractère pro-cyclique du nouveau ratio de capital : une analyse empirique sur données françaises



Michel Dietsch,
Professeur
IEP de Strasbourg



Dominique Garabiol
Directeur
Caisse Nationale des Caisses d'Épargne

Introduction

Les règles d'exigences en fonds propres proposées dans la réforme de Bâle II modulent celles-ci en fonction de la qualité de crédit des emprunteurs, mesurée par un *rating*. Une dégradation de cette qualité se traduit par une augmentation des fonds propres requis. Le nouveau ratio permet donc de mieux ajuster les exigences réglementaires au risque effectif des crédits et il réagit plus rapidement aux changements de la qualité de crédit des emprunteurs. Néanmoins, dans ce nouveau dispositif, des exigences réglementaires plus sensibles au risque tendent aussi à rendre le montant des fonds propres plus sensible aux fluctuations de l'économie. En effet, la dégradation de la qualité de crédit est plus fréquente en période de récession. En conséquence, si les *ratings* – internes et externes – suivent le cycle économique, les exigences réglementaires seront plus fortes en période de récession et elles s'allègeront en période d'expansion. Cette volatilité n'est pas sans effet potentiel sur l'activité elle-même. Elle risque d'avoir un effet pro-cyclique, c'est-à-dire d'amplifier le cycle, en freinant l'offre de crédit en phase de ralentissement et en l'accéléralant en phase de croissance.

Considérons, par exemple, un ralentissement de l'activité. Dans cette situation, le ratio de capital réglementaire se rapproche du ratio effectif. La contrainte imposée par le ratio devient plus forte. Le ratio de capital doit croître si la qualité du portefeuille d'une banque se dégrade. Si celle-ci n'est pas en mesure de lever des fonds propres supplémentaires, elle doit restreindre la part des actifs risqués dans son portefeuille pour satisfaire la contrainte de capital, soit en leur substituant des actifs moins risqués ou sans risque, soit en réduisant l'offre de crédits aux emprunteurs risqués. La disponibilité du crédit peut donc se réduire, notamment pour les emprunteurs les plus dépendants du crédit bancaire pour leur finan-

cement externe. Le nouveau ratio discrimine selon les phases du cycle et cette particularité risque d'amplifier les fluctuations cycliques si elle rend l'accès au crédit plus difficile en période de ralentissement. C'est pourquoi la volatilité accrue du ratio de capital fait naître un risque potentiel de renforcement de l'amplitude du cycle économique.

L'objet de cet article est d'évaluer le caractère pro-cyclique du futur ratio de Bâle II en réalisant une analyse empirique des relations entre les changements de ratings, les variations de l'endettement bancaire et le cycle dans le cas français¹. Cette analyse est réalisée sur une importante base de données sur la qualité de crédit et le financement des entreprises françaises, fournie par Coface SCRL. La première section présente une brève revue des travaux académiques sur la pro-cyclicité du ratio de capital. L'impact du cycle sur les exigences en capital étant principalement lié, dans le nouveau dispositif réglementaire, à son impact sur les ratings, la deuxième section mesure empiriquement le degré de sensibilité des *ratings* au cycle et elle discute de l'augmentation de la volatilité des exigences réglementaires. La troisième section vérifie les conséquences potentielles de la volatilité des exigences en capital sur le financement bancaire des entreprises. Le recours à l'économétrie montre que la réaction de l'offre de crédit bancaire aux changements de leur *rating* est relativement rapide. La conclusion présente quelques solutions possibles au problème de la pro-cyclicité.

I Une brève revue de la littérature

La littérature théorique offre plusieurs approches de la pro-cyclicité potentielle du ratio de capital réglementaire. La première, de type macro-économique, insiste sur l'existence d'un canal du crédit bancaire et d'un phénomène d'accélérateur financier : lorsque la conjoncture est mauvaise, les

asymétries d'informations incitent les banques à être plus sélectives et à restreindre les crédits. Dans cette approche, les règles prudentielles sont pro-cycliques si elles induisent un changement des comportements d'offre de crédit. Cet effet peut être mesuré en étudiant l'incidence des fluctuations de capital induites par la conjoncture sur les flux de crédits, les financements bancaires et les financements de marché étant supposés non substituables (Blum et Hellwig (1995)). Heid (2000) suggère que le renforcement du multiplicateur de la demande est possible si les mesures de risque n'anticipent pas suffisamment les retournements de cycles. En accord avec le modèle du canal de crédit, la capitalisation des banques peut avoir des conséquences sur l'offre de crédit dans la mesure où elle peut isoler les banques des effets de la politique monétaire (Thakor, 1996, Kishan et Opiela, 2000). Mais la capitalisation bancaire peut aussi avoir des effets sur les réactions de l'offre de crédit aux chocs macroéconomiques, en raison du comportement des banques en matière de risque.

Ainsi, une autre approche suggère que la pro-cyclicité est financière et qu'elle provient d'un sur-réaction des institutions financières à l'évolution des risques dans le temps. L'accent est mis alors sur l'incidence des changements d'anticipations des risques sur les comportements d'offre de financements (Borio et al, 2001). Ce sont ces changements qui importent. Des règles de capital indexées sur le risque sont susceptibles d'affecter les choix d'investissement des banques. En particulier, la recomposition des portefeuilles bancaires vers des classes d'actifs moins risquées en période de récession contribue à amplifier la sélectivité et elle a un effet pro-cyclique. Pour appréhender les effets pro-cycliques potentiels d'un ratio de capital plus volatile, il convient donc de comprendre les relations entre la capitalisation des banques et leur prise de risque.

Une analyse des relations entre la volatilité du capital des banques et l'offre de crédit devrait donc se fonder sur les développements récents des modèles du comportement bancaire dans lequel une relation est effectivement établie entre la prise de risque et les exigences en capital. Les travaux de Blum (1999), Milne et Whalley (2001) et Pelizzon et Schaefer (2002) établissent un lien entre régulation du capital et prise de risque. Ils s'inscrivent dans le prolongement de travaux antérieurs cherchant à établir un lien entre la capitalisation des banques et leur aversion au risque. Ainsi, des banques plus capitalisées peuvent être plus averse au risque (Flannery, 1989), ou bien moins sensibles au cycle. D'autres ont suggéré que des banques plus capitalisées peuvent choisir un portefeuille plus risqué dans la mesure où il leur procure un rendement de portefeuille plus important (Kim et Santomero, 1988).

Toutefois, les vérifications empiriques des ajustements de portefeuilles sous contraintes prudentielles restent rares et elles ont principalement porté sur les règles actuelles de solvabilité, déterminées par le ratio Cooke. De plus, leurs conclusions sont plutôt mitigées. Certaines études concluent plutôt à l'absence d'effets (Shrieves et Dahl (1992), Aggarwal et Jacques (1997) et Rime (1998)), tandis que Berger et Udell (1994), et Hancock et Wilcox (1994) présentent des conclusions plus tranchées.

Des travaux empiriques récents cherchent à vérifier l'existence d'un lien entre les changements du montant des

fonds propres des banques et la prise de risque. Ainsi, Bischler et Blüm (2001) trouvent une relation positive entre les changements de capital et le risque des portefeuilles bancaires sur un panel de banques suisses. Néanmoins, les auteurs ne trouvent aucune relation entre les changements du ratio de capital et la probabilité de défaillance des banques. Heid (2003) trouve un résultat identique et l'attribue au fait que même si le ratio de capital est volatile, les banques cherchent à détenir des fonds propres supplémentaires pour éviter de se trouver en dessous du seuil de capital requis par les autorités.

D'autres travaux empiriques récents se sont attachés à mesurer la pro-cyclicité potentielle de contraintes prudentielles variant avec le risque (Carpenter et al (2001), Erwin et Wilde (2001), Sevogiano et Lowe (2002)). Lowe (2002) propose une revue de ces travaux. Ils concluent dans l'ensemble à une volatilité renforcée des exigences en capital qui apparaît corrélée avec les cycles. Ainsi, par exemple, Erwin et Wilde montrent que, durant les périodes de fort ralentissement économique, les dégradations sont importantes, même pour les systèmes de *ratings* comme ceux des agences de notation internationales qui sont conçus pour noter les entreprises "*through the cycle*" et devraient donc être moins sensibles à l'état de l'économie que d'autres systèmes de notation, tels ceux qui reposent exclusivement sur des méthodes quantitatives de *scoring* ou qui recourent, comme KMV, à l'information de marché. Nickell, Peraudin et Varotto (2000) ont les premiers mis en lumière la dépendance par rapport au cycle des transitions de *ratings*. De leur côté, Bangia et al. (2002), utilisant les matrices de transition Standard & Poors, montrent que les migrations de *rating* sont déterminées de façon significative par les conditions macroéconomiques et non seulement par les changements de la qualité de crédit des emprunteurs. La principale question est donc celle du caractère potentiellement pro-cyclique des notations internes et externes qui sont un élément central du dispositif de Bâle II.

II La sensibilité des *ratings* des entreprises au cycle

Cette section présente une analyse empirique originale des relations entre les variations conjoncturelles et les variations de la qualité de crédit des emprunteurs telle qu'elle est mesurée par leur *rating*. Cette analyse utilise les séries temporelles de *ratings* du système de notation de Coface SCRL. Ce système couvre la quasi-totalité des entreprises françaises, alors que les travaux existants ne traitent généralement que des grandes entreprises notées par des agences internationales. Il est donc possible d'évaluer la pro-cyclicité du nouveau ratio pour les TPE et les PME autant que pour les grandes entreprises. Les séries couvrent la période 1995-2002.

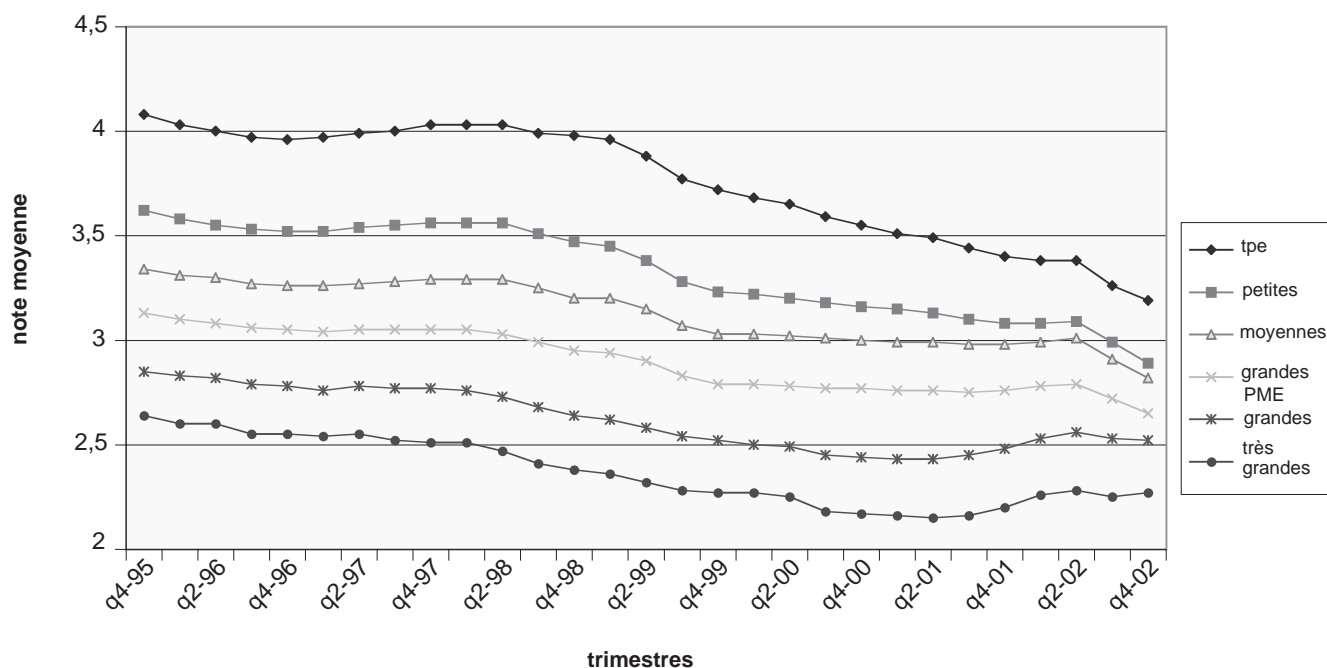
L'échantillon retenu comprend quelque 295 000 entreprises françaises dont le chiffre d'affaires est supérieur à 150 000 €. On dispose pour ces entreprises à la fois du *rating* Coface SCRL et des données de bilans. Le *rating* est donné par un système de notation fondé sur des outils automatiques et quantitatifs d'évaluation du risque (de type fonctions de score), ces évaluations automatiques étant corrigées par des

évaluations qualitatives d'experts chargés de portefeuilles d'entreprises. Dans cette architecture, ce système de *rating* est assez proche des systèmes de notation internes que les banques mettent en place pour Bâle II. Les notes disponibles ont été regroupées en un système simplifié à 9 classes (par construction, la note croît avec la probabilité d'une faillite légale) plus une classe de défaut. De leur côté, les données comptables permettent de mesurer la taille des entreprises et leur endettement bancaire. Alors que ces dernières informations sont annuelles, le système de notation permet de calculer le *rating* à la fin de chaque trimestre.

On cherche tout d'abord à vérifier l'influence du cycle sur les notations, celle-ci déterminant directement, dans les formules de Bâle II, la volatilité des exigences en capital fonction du risque. La *figure 1* retrace l'évolution des notes

trimestrielles des entreprises réparties en six classes de taille² du dernier trimestre de 1995 au dernier trimestre de 2002. L'évolution de la note est assez lisse, mais l'effet du cycle est cependant perceptible. En effet, la note moyenne tend à baisser sur la période dans toutes les classes de taille, ce qui traduit une amélioration de la qualité de crédit des entreprises, qui reflète l'amélioration de la situation économique. De plus, un palier dans la réduction du risque peut être observé en 1996, date à laquelle l'activité économique a connu un léger ralentissement. Au cours des deux dernières années, la dégradation de l'activité fait surtout sentir ses effets dans les grandes entreprises. Ainsi, au cours des dix derniers trimestres, le risque moyen des grandes entreprises croît (leur note moyenne de défaut augmente), alors que celui des PME et TPE continue à décroître.

Figure 1. Évolution de la note moyenne selon la taille 1995-2002



Ce profil atypique des bas de cycle, où on enregistre habituellement une dégradation des PME et TPE avant celle des grandes entreprises, s'explique en partie par la crise boursière, les sociétés cotées étant justement les grandes entreprises et les grandes PME, précurseur du ralentissement de la croissance. Les faillites des PME et des TPE ont été très directement affectées par le ralentissement économique à partir du premier semestre 2003. La prolongation de séries de notation au-delà de 2002 devrait refléter ce phénomène et accentuer la tendance à l'augmentation des notes et des risques.

Bien que la période sous revue (1995-2002) ne couvre pas un cycle complet, les évolutions trimestrielles à la hausse comme à la baisse des *ratings* des entreprises tendent bien à traduire les retournements de la conjoncture observés au cours de la période. Cette relation est illustrée sur la *figure 2* où sont confrontées les variations trimestrielles de la moyenne des *ratings* par classe de taille et les variations

trimestrielles du PIB retardées de deux trimestres. Elle montre qu'il existe une corrélation entre les deux séries. Même si elle n'est pas parfaite, cette corrélation est plus marquée pour les entreprises de grande taille que pour les PME ou les petites entreprises, ce qui s'explique notamment par le caractère atypique du dernier bas de cycle.

Si les *ratings* sont sensibles aux cycles économiques, les probabilités de défaut par niveau du *rating* le sont aussi.

A chaque *rating* correspond une probabilité de défaut PD à un an (le défaut étant ici mesuré par la défaillance légale). Le *tableau 1* retrace l'évolution des PD annuelles à horizon d'un an ainsi que celle de la PD moyenne (ou PD stationnaire) associées aux différentes notes et leur évolution sur la période 1995-2002³. Il confirme la volatilité annuelle des taux de défaut par note sur la période étudiée et leur tendance à suivre l'évolution des conditions économiques d'ensemble.

Figure 2. Variations trimestrielles des ratings et du PIB retardé de deux trimestres

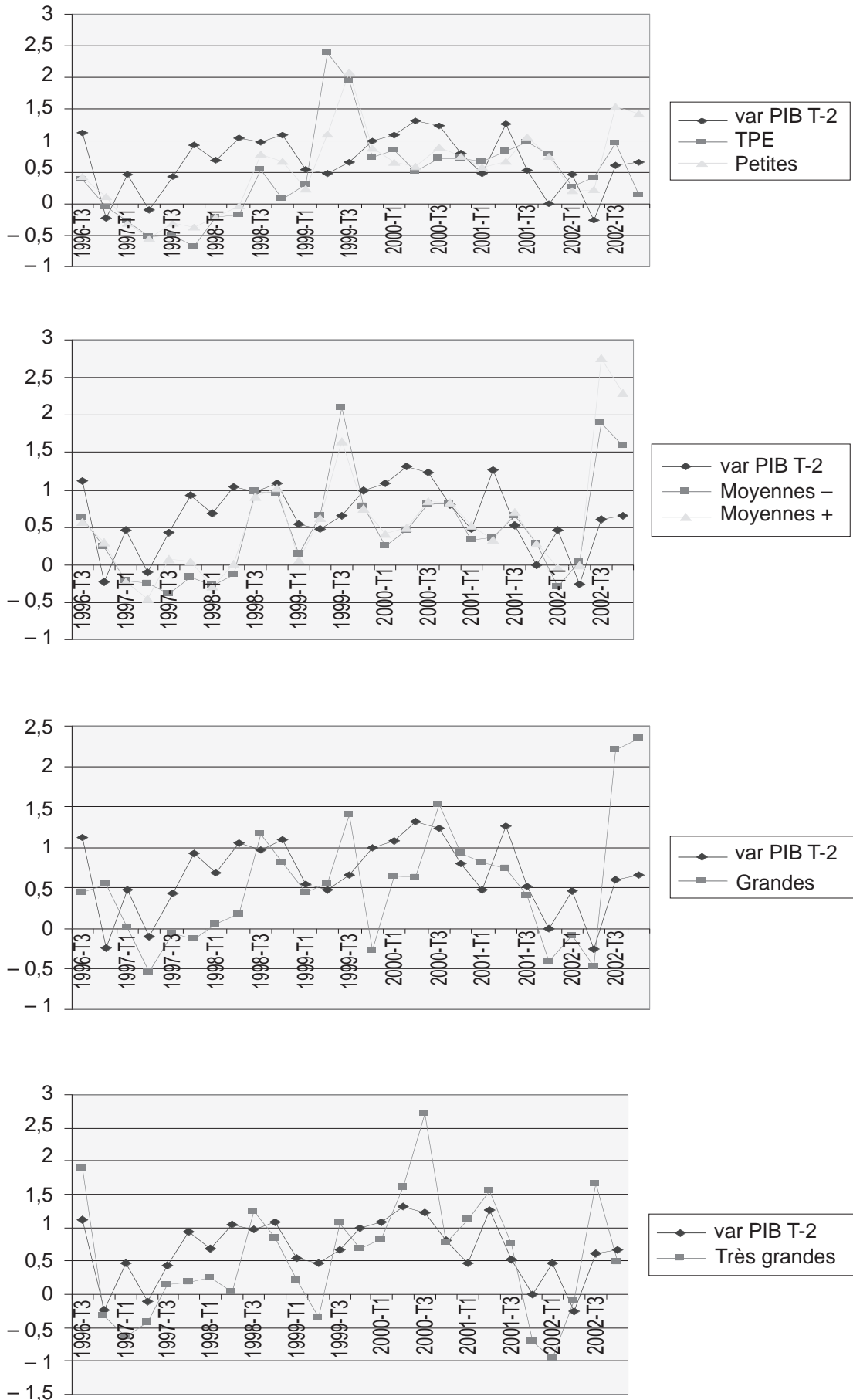


Tableau 1. Probabilités de défaut annuelles, probabilité de défaut stationnaire et corrélation entre actifs sur la période 1995-2002, (en %)

Note (*)	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	PD stationnaire (**)	Corrélation entre actifs
1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,19	0,18	0,39	0,11	2,30
2	0,31	0,11	0,12	0,17	0,17	0,26	0,27	0,21	1,00
3	0,50	0,45	0,27	0,25	0,27	0,33	0,38	0,34	0,90
4	1,42	1,18	0,72	0,67	0,89	0,98	1,07	0,99	1,00
5	3,62	3,27	2,30	2,14	2,01	2,09	2,19	2,45	1,30
6	4,33	4,21	3,00	2,78	2,83	2,84	3,08	3,16	0,90
7	7,31	6,43	4,84	4,48	3,98	3,99	4,12	4,74	1,80
8	13,22	13,35	10,77	9,80	9,04	8,52	8,95	9,95	1,40
9	19,96	20,37	16,58	14,36	16,15	16,18	17,36	17,16	0,80

(*) La note 1 correspond au risque le plus faible, la note 9 au risque le plus fort.

(**) La probabilité stationnaire ou PD moyenne est la moyenne des PD annuelles sur la période 1995-2002.

Source : Coface SCRL et nos calculs.

Dans l'approche IRB (*Internal Ratings Based, c'est-à-dire notation interne*) de Bâle II, les PD sont mesurées à horizon d'un an à partir des systèmes internes de notation des banques. La pro-cyclicité d'un tel dispositif tient à deux facteurs : d'un côté, le cycle accroît la fréquence et l'ampleur des transitions entre classes de risque, de l'autre, il accroît la volatilité des PD à l'intérieur des différentes classes de risque. Lorsque la PD est calculée sur un an, l'effet du cycle est naturellement amplifié. Mais, si les PD sont calculées sur longue période, en particulier sur la durée d'un cycle, cet effet est bien évidemment tempéré. Même si les cycles successifs diffèrent en intensité, les PD annuelles moyennes, dites stationnaires, changent peu. Ne subsiste alors que l'effet du cycle sur les migrations entre classes de risque.

L'effet des fluctuations conjoncturelles se traduit aussi par une relative instabilité cyclique des matrices de transition. Le *tableau 2* présente une matrice de transition stationnaire calculée sur les données de la même population d'entreprises étudiée pour la période 1995-2002. Les valeurs portées sur la diagonale renseignent sur la stabilité des

ratings en moyenne sur la période. Une comparaison avec les matrices des agences de notation internationales montre que les valeurs figurant sur la diagonale sont plus faibles que celles figurant sur la diagonale des matrices d'agences, en particulier si l'on considère les *ratings* intermédiaires. On retrouve là une caractéristique attendue des systèmes de notation internes des banques, dont les *ratings* sont attribués en fonction de la situation courante des emprunteurs à la date ("at the point of time") à laquelle les *ratings* sont attribués et qui sont de ce fait plus volatiles que les *ratings* d'agences qui s'efforcent de noter "through the cycle". La motivation des banques est de disposer d'un système de notation très réactif, qui permettent l'anticipation des difficultés imminentes du débiteur, de façon à prendre des mesures de protection adéquates. Le taux de perte en cas de défaut est en effet diminué par des réactions préventives. Comme la méthode IRB avancée tient compte de ce taux de perte en cas de défaut, Bâle II crée bien une incitation à la réactivité des systèmes de notation. Cette différence d'approche entre système réactif et système de moyen terme explique largement les différences des propriétés cycliques des matrices de transition.

Tableau 2. Matrice de transition annuelle stationnaire – totalité de la période 1995-2002

	Note 1	Note 2	Note 3	Note 4	Note 5	Note 6	Note 7	Note 8	Note 9	Défaut
Note 1	86.60	5.89	4.28	1.39	1.08	0.50	0.11	0.03	0.00	0.11
Note 2	1.28	72.01	14.70	5.89	4.17	1.34	0.33	0.06	0.01	0.21
Note 3	0.14	4.59	68.96	10.43	9.60	4.15	1.56	0.17	0.05	0.35
Note 4	0.01	2.18	32.96	33.42	16.45	9.31	3.69	0.79	0.16	1.02
Note 5	0.00	0.39	15.05	14.42	44.07	14.50	6.54	2.05	0.42	2.55
Note 6	0.00	0.15	6.26	12.20	17.28	41.29	15.30	3.25	0.94	3.33
Note 7	0.00	0.04	1.96	2.37	10.12	16.20	56.13	6.24	1.88	5.06
Note 8	0.00	0.01	0.96	1.37	4.58	14.80	26.02	34.02	7.55	10.68
Note 9	0.00	0.00	0.19	0.27	1.47	4.26	14.03	15.51	46.30	17.98

Source : Coface SCRL et nos calculs

Les transitions retracées sur la matrice reflètent l'influence de facteurs de risque spécifiques à chaque entreprise, mais surtout celle de facteurs macroéconomiques communs à tous les emprunteurs. Pour illustrer l'influence de ces facteurs communs ou systématiques, des matrices annuelles

ont été construites pour différentes années caractérisées par des conjonctures différentes. Le *tableau 3* présente deux matrices, l'une retraçant les transitions de 2000 à 2001, période de croissance, l'autre celles de 2001 à 2002, période de ralentissement.

Tableau 3. Matrices de transition annuelles de deux sous-périodes distinctes

A/ Année 2000-2001

	Note 1	Note 2	Note 3	Note 4	Note 5	Note 6	Note 7	Note 8	Note 9	Défaut
Note 1	83.99	6.40	3.77	2.45	2.26	0.75	0.19	0.00	0.00	0.19
Note 2	0.26	76.65	11.85	4.07	4.60	1.68	0.47	0.13	0.02	0.27
Note 3	0.01	1.40	76.77	7.19	7.50	4.50	2.03	0.22	0.05	0.34
Note 4	0.00	1.12	39.21	28.79	15.82	8.47	4.14	1.29	0.13	1.02
Note 5	0.00	0.36	15.24	16.78	39.01	17.16	6.25	2.65	0.35	2.19
Note 6	0.00	0.13	8.53	9.74	13.71	43.09	17.89	3.17	0.71	3.02
Note 7	0.00	0.04	3.23	3.32	6.90	13.98	59.34	7.47	1.41	4.31
Note 8	0.00	0.01	2.00	2.25	5.21	10.33	31.15	33.77	6.02	9.26
Note 9	0.00	0.00	0.40	0.52	1.92	5.29	14.12	17.69	42.93	17.13

B/ Année 2001-2002

	Note 1	Note 2	Note 3	Note 4	Note 5	Note 6	Note 7	Note 8	Note 9	Défaut
Note 1	78.14	7.69	8.10	2.43	1.62	1.21	0.20	0.20	0.00	0.40
Note 2	5.00	49.43	26.56	13.42	3.82	1.25	0.16	0.05	0.02	0.28
Note 3	0.56	14.51	47.65	20.80	12.35	2.85	0.70	0.18	0.02	0.39
Note 4	0.03	6.23	24.20	31.53	20.37	12.26	3.47	0.74	0.08	1.11
Note 5	0.01	0.61	16.34	19.05	33.60	17.31	7.99	2.47	0.33	2.29
Note 6	0.00	0.24	2.34	23.73	22.27	30.12	12.51	4.94	0.58	3.28
Note 7	0.00	0.06	0.89	1.98	21.54	29.03	30.55	10.27	1.22	4.46
Note 8	0.00	0.02	0.36	1.04	4.49	29.77	20.30	29.20	4.94	9.87
Note 9	0.00	0.00	0.09	0.25	1.24	3.35	19.68	24.46	32.59	18.35

Source : Coface SCRL et nos calculs.

Les écarts observés entre les deux matrices montrent que les probabilités d'être dégradé augmentent de façon systématique avec le ralentissement, notamment dans les classes de risque faible ou moyen, même si les PD moyennes ne changent que modérément d'une année sur l'autre, ce qui s'explique en grande partie par la relative inertie des défaillances dans les petites entreprises (CA inférieur à 750 000 €), largement majoritaires dans la population étudiée.

Ces résultats rejoignent les conclusions d'autres travaux réalisés sur des matrices de transition Standard & Poors (Bangia et al., 2002) ou sur des matrices de transition construites à partir d'un système de notation interne (Corcostegui et al., 2003) et qui montrent que les migrations sont déterminées par l'état de l'économie. Les dégradations de notes sont plus fréquentes en période de récession, les améliorations plus fréquentes en période d'expansion. Les migrations sont

donc bien influencées par le cycle, quel que soit le type de système de notation, externe ou interne, considéré.

La taille joue sans doute un rôle dans la sensibilité au cycle. C'est ce que montre une analyse des corrélations entre actifs menée récemment sur la même base de données (Dietsch et Petey, 2004). La corrélation entre actifs mesure, en effet, la sensibilité des actifs – des emprunteurs – figurant dans une même classe de risque – ayant la même note – à la réalisation de facteurs de risque communs ou systématiques. Le cycle est le plus important de ces facteurs systématiques. Cette corrélation est estimée à l'aide d'un modèle de risque de crédit⁴ (Dietsch et Petey, 2003), dont l'intérêt est de fournir des mesures de risque conditionnelles à la composition du portefeuille. La dernière colonne du *tableau 1* présente la valeur moyenne de cette corrélation à l'intérieur de chaque classe de *ratings* contenant ici l'ensemble des entreprises de la base appartenant à chaque classe, quelle que soit leur taille.

On constate ici qu'elle est relativement forte dans les classes de risque plus faible, où la proportion des grandes entreprises est forte, mais aussi dans les classes de risque plus élevé, où celle des petites entreprises est forte. On vérifie par ailleurs que cette corrélation n'est pas indépendante de la taille (Dietsch et Petey, 2004). On montre qu'elle tend plutôt à diminuer lorsque la taille des entreprises augmente dans la population des PME, ce qui tient à l'existence d'une relation empirique positive entre la PD et la corrélation dans la population des entreprises françaises⁵, mais que la vraisemblance de très fortes corrélations est plus forte dans les grandes entreprises.

Cette sensibilité des *ratings* au cycle n'est pas sans effet sur la volatilité des exigences en capital. Dans l'approche IRB de Bâle II, les exigences en capital sont déterminées en utilisant les PD issues de systèmes de notation internes proches de celui utilisé ici. Lorsque cette réforme sera mise en place, les exigences en capital varieront de façon non linéaire avec les *ratings* et elles seront davantage sensibles qu'aujourd'hui à la qualité de crédit des emprunteurs. Or les observations précédentes confirment dans le cas français la relative sensibilité au cycle des *ratings*, rejoignant ainsi les résultats de la plupart des travaux sur ce sujet. Les changements de notes s'accroissent dans les phases de retournement conjoncturel. Aux retournements de conjoncture, comme celui observé fin 2001, sont associées des dégradations des notes plus sensibles pour les notes correspondant aux PD les plus élevées ou les plus faibles.

En résumé, le choix d'une fonction de détermination des poids de risque a donc des effets potentiels importants sur le niveau des fonds propres réglementaires. La généralisation de l'approche IRB risque d'amplifier les caractéristiques pro-cycliques du ratio de capital, puisque les mesures du risque réalisées par les systèmes internes de notation accordent beaucoup de poids à la situation courante des emprunteurs et leur horizon temporel est court. Des changements des conditions macro-économiques se répercutent rapidement dans une modification des notes. De plus, dans cette approche, les exigences en capital dépendent aussi des pertes en cas de défaut (LGD). Or le niveau de ces pertes est lui aussi corrélé au cycle (Altman et al., 2001). En phase d'expansion, la valeur des garanties augmente, de sorte que le capital nécessaire diminue, alors que c'est l'inverse en période de ralentissement.

III Les effets potentiels sur le financement des entreprises

Les analyses précédentes rejoignent les conclusions des travaux récents qui ont mis en évidence la pro-cyclicité potentielle d'exigences en capital variant avec le risque. Cependant, elles n'étudient pas les effets de cette volatilité sur les volumes de crédits et la composition des portefeuilles bancaires. Or, on ne peut démontrer l'existence d'un effet pro-cyclique que si les variations de capital se traduisent effectivement par des ajustements, voire des sur-ajustements, des portefeuilles. Une mesure plus complète des effets pro-cycliques du nouveau ratio consisterait donc à relier les réa-

justements de portefeuille observés aux variations de fonds propres. Mais cette mesure nécessite une étude approfondie de la composition des portefeuilles de crédits dans le temps. Faute de disposer d'informations de ce type, on approche les portefeuilles de crédits par les dettes bancaires figurant au bilan des entreprises et on se livre à un exercice destiné à vérifier l'existence d'une relation entre les variations cycliques des *ratings* et celle des dettes des entreprises.

Cette section tente donc, tout d'abord, de vérifier empiriquement l'existence d'une relation entre la volatilité des *ratings* et celle des dettes bancaires des entreprises sur les données de la population d'entreprises françaises étudiée précédemment. Les banques gérant bien le risque de crédit ne peuvent être insensibles aux changements de la qualité de crédit des emprunteurs. Mais la question essentielle est de mesurer la vitesse d'ajustement de l'offre de crédit bancaire aux changements de cette qualité de crédit. Pour mesurer cette vitesse, on utilise un modèle économétrique à correction d'erreurs sur données de panel pour mener une analyse originale de ce problème dans le cas français. Cette analyse conclut à une sensibilité relativement forte de l'offre de crédit aux changements des *ratings*.

3.1 Une vérification empirique de la relation entre la volatilité des *ratings* et les variations de l'endettement bancaire

L'objectif est ici de tenter de mesurer la relation entre les changements de la qualité de crédit des emprunteurs, mesurés par la volatilité des *ratings*, et les changements de l'endettement bancaire. L'offre de crédit bancaire est naturellement sensible aux changements de la qualité de crédit des emprunteurs. L'objectif n'est pas tant de vérifier cette sensibilité que de tenter de vérifier si la sensibilité au risque des banques s'accompagne d'une plus grande sélectivité du crédit bancaire en fonction du risque. Faute de pouvoir analyser cette sensibilité à partir de véritables portefeuilles de crédits bancaires, on étudie ici le lien entre l'évolution des *ratings* et la variation des dettes bancaires en considérant l'ensemble des entreprises de la population étudiée. L'analyse couvre les années 1998 à 2001, cette dernière année étant marquée par un retournement de conjoncture dont on sait qu'il a surtout touché les grandes entreprises et les grandes PME.

Le *tableau 4* et les graphiques suivants illustrent pour les années 1999, 2000 et 2001, la relation entre l'évolution annuelle des *ratings*, d'une part, la variation relative des dettes bancaires des entreprises au cours de la même année, de l'autre. Les dettes bancaires regroupent ici les dettes bancaires à court terme, à moyen et long terme ainsi que le crédit-bail. Elles sont mesurées à partir des données comptables. Les entreprises ont d'abord été regroupées en trois classes de risque selon la valeur de leur *rating* en année N-1 : risque faible (classes de notes de 1 à 3), risque moyen (*rating* compris entre 4 et 6) et risque fort (*rating* 7 à 9). Notons que la classe de risque faible contient en 2001 la moitié des entreprises de l'échantillon, la classe de risque moyen un peu plus du tiers, la classe de risque élevé de 12 à 15 % des entreprises. Les entreprises ont ensuite été regroupées en cinq classes selon l'évolution de leur *rating* de l'année N-1 à l'année N : 1) forte dégradation (de plus d'une note sur

l'échelle qui en comprend neuf, 2) dégradation modérée (rétrogradation d'une note), 3) stabilité, 4) amélioration modérée (progression d'une note) et 5) forte amélioration (progression de plus d'une note). Enfin, l'évolution relative des dettes bancaires de chaque entreprise a été calculée en retranchant du taux de croissance annuel du total de ses dettes bancaires le taux de croissance moyen observé au cours de l'année pour l'ensemble des entreprises de la population étudiée. Cette correction est destinée à tenir compte de l'évolution moyenne de l'endettement bancaire au cours de l'année, la période ayant été marquée par une tendance au

désendettement des entreprises dont les raisons ne sont pas seulement liées à l'évolution conjoncturelle.

Le *tableau 4* montre que, pour chacune des trois années étudiées, l'amélioration du *rating* s'accompagne en moyenne d'une nette augmentation relative de l'endettement bancaire, sa dégradation d'une nette réduction relative de celui-ci. Cette réduction est d'autant plus forte que la dégradation des *ratings* est elle-même plus forte et que le *rating* de départ correspond à un risque plus élevé. Ainsi, la disponibilité du crédit bancaire paraît bien sensible à la volatilité des *ratings*.

Tableau 4. Valeur moyenne du taux de croissance relatif des dettes bancaires des entreprises (*) par classe de variation du rating – années 1999 à 2001 (en %)

	1999			2000			2001		
	risque faible	risque moyen	risque fort	risque faible	risque moyen	risque fort	risque faible	risque moyen	risque fort
up-grading > 1 note	15	5,61	2,49	15	2,97	- 0,55	16	2,78	1,09
up-grading = 1 note	11,36	5,48	- 3,72	11,84	3,26	- 5,98	14,5	2,12	- 1,56
rating stable	3,39	2,78	- 11,69	2,27	0,53	- 10,97	0,41	1,14	- 9,19
down-grading = 1 note	0,84	- 4,62	- 11,1	0,29	- 2,25	- 12,37	0,25	0,2	- 6,03
down-grading > 1 note	0,12	- 5,76	- 15,73	- 2,23	- 4,71	- 16,47	- 0,39	- 3,21	- 6,07

(*) *taux de croissance annuel des dettes bancaires de l'entreprise diminuée du taux de croissance moyen des dettes bancaires de l'ensemble des entreprises de la population.*

Source : Coface SCRL et nos calculs.

Une analyse des encours de dettes confirme que les encours de crédit bancaire tendent à être réalloués, en réaction aux changements des *ratings*, vers les entreprises moins risquées. Chaque année, les encours des classes non risquées tendent à croître et ceux des classes risquées tendent de façon simultanée à diminuer (*figure 5*). Ces transferts de crédit varient cependant d'une année sur l'autre, comme le montre la comparaison 2000-2001, leur importance n'étant pas indépendante de la conjoncture. Ces observations tendent à montrer qu'en phase de ralentissement, la sensibilité au risque des banques tend probablement à s'accompagner d'une plus grande sélectivité du crédit bancaire en fonction du risque.

La réactivité des banques aux changements des *ratings* des emprunteurs varie aussi en fonction de la taille des entreprises⁶ (*figure 5*). A dégradation identique des *ratings*, l'amplitude de la réduction du crédit bancaire est en moyenne bien plus forte pour l'ensemble des TPE et des PME à risque fort que dans les autres PME et les grandes entreprises⁷. Dans cette dernière catégorie, la variation moyenne de l'endettement est rarement négative et elle semble relativement indépendante de l'évolution de la qualité de crédit mesurée par un *rating*. Dans les PME, la dégradation des *ratings* ne s'accompagne pas nécessairement en moyenne d'une réduction de la dette bancaire, lorsque les entreprises présentent un bon risque, voire un risque moyen. Deux inter-

prétations peuvent-être avancées de ce phénomène : d'un côté, les banques bénéficient, à travers la relation de clientèle, d'informations qualitatives (*soft information*) qui leur permettent d'affiner leur jugement sur la capacité de remboursement des emprunteurs par rapport au jugement qui peut être porté à partir de l'information générique publique (*hard information*) qui sert à la confection des *ratings*, de l'autre, la forte concurrence interbancaire sur ce marché agit probablement comme un frein aux ajustements à la baisse des encours de crédit (Dietsch et Golitin, 2002, Dietsch, 2003). L'ajustement se concentre donc sur l'ensemble des TPE et sur les PME présentant un risque fort.

Au total, ces observations apportent une première vérification de la sensibilité des encours de crédit bancaire à la volatilité des *ratings*. Or les *ratings* sont eux-mêmes réactifs aux variations cycliques, comme on l'a vu dans la section précédente. Les variations des *ratings* avec le cycle tendent donc à s'accompagner de changements sensibles du crédit bancaire, et cet effet est d'autant plus important que les entreprises sont de petite dimension. Cela tend donc à montrer que des exigences en capital plus sensibles au risque peuvent exercer un effet pro-cyclique sur l'économie. Cet effet est d'autant plus probable que la réaction des banques est rapide. Il convient donc à présent de déterminer cette vitesse de réaction.

Figure 3a. Relation entre les variations du rating en 1999 et l'évolution des dettes bancaires en 1999

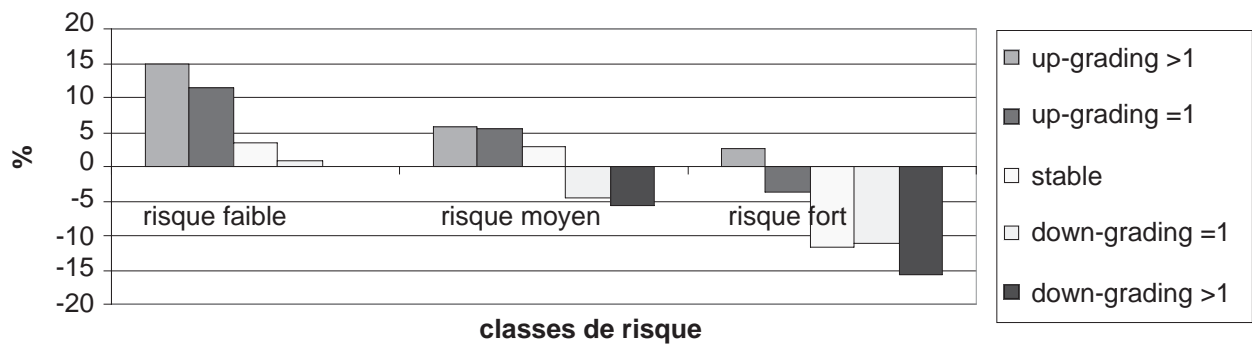


Figure 3b. Relation entre les variations du rating en 2000 et l'évolution des dettes bancaires en 2000

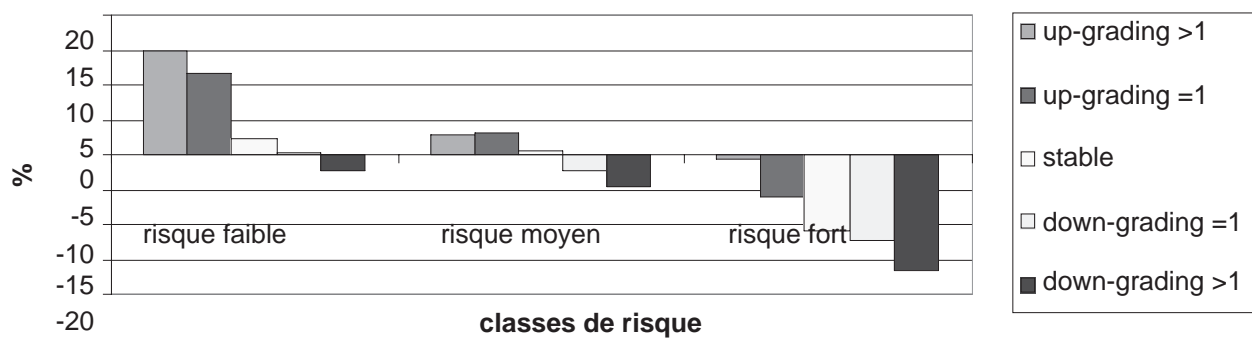


Figure 3c. Relation entre les variations du rating en 2001 et l'évolution des dettes bancaires en 2001

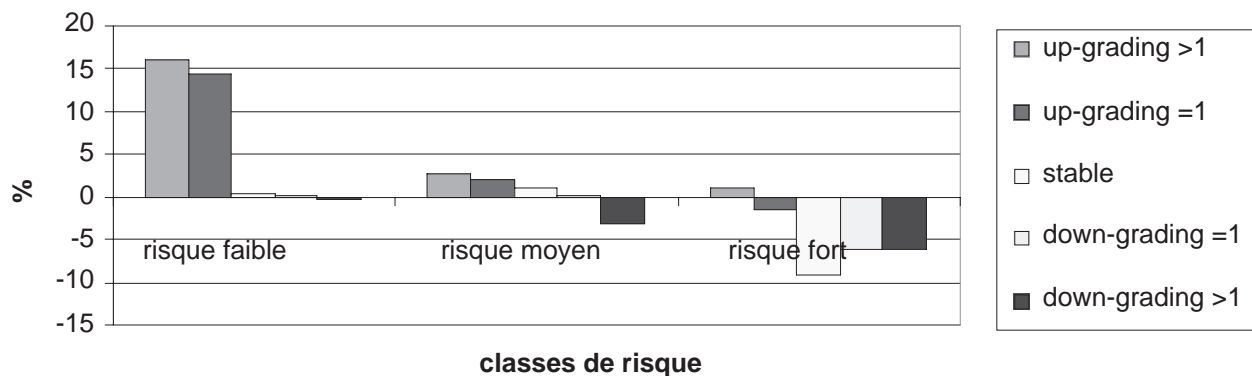


Figure 4. Variation des encours de dettes par classe de risque en 2000 et 2001

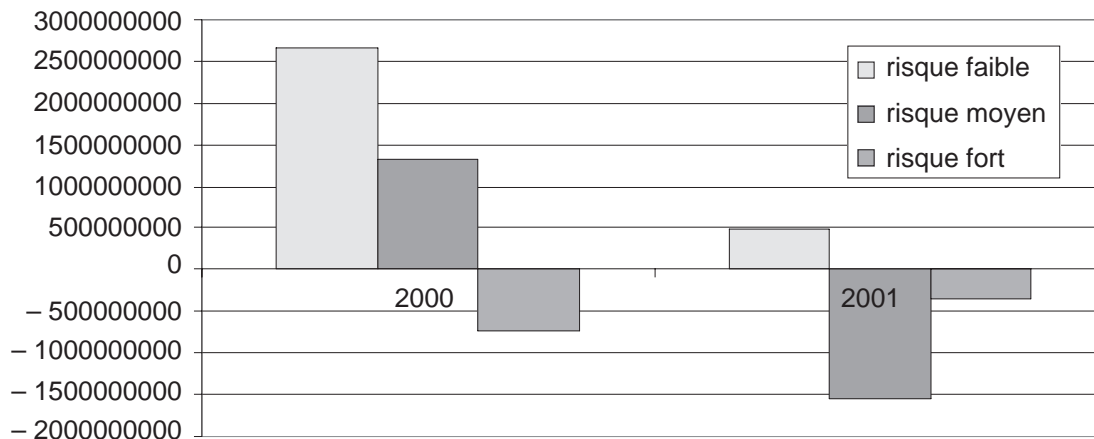
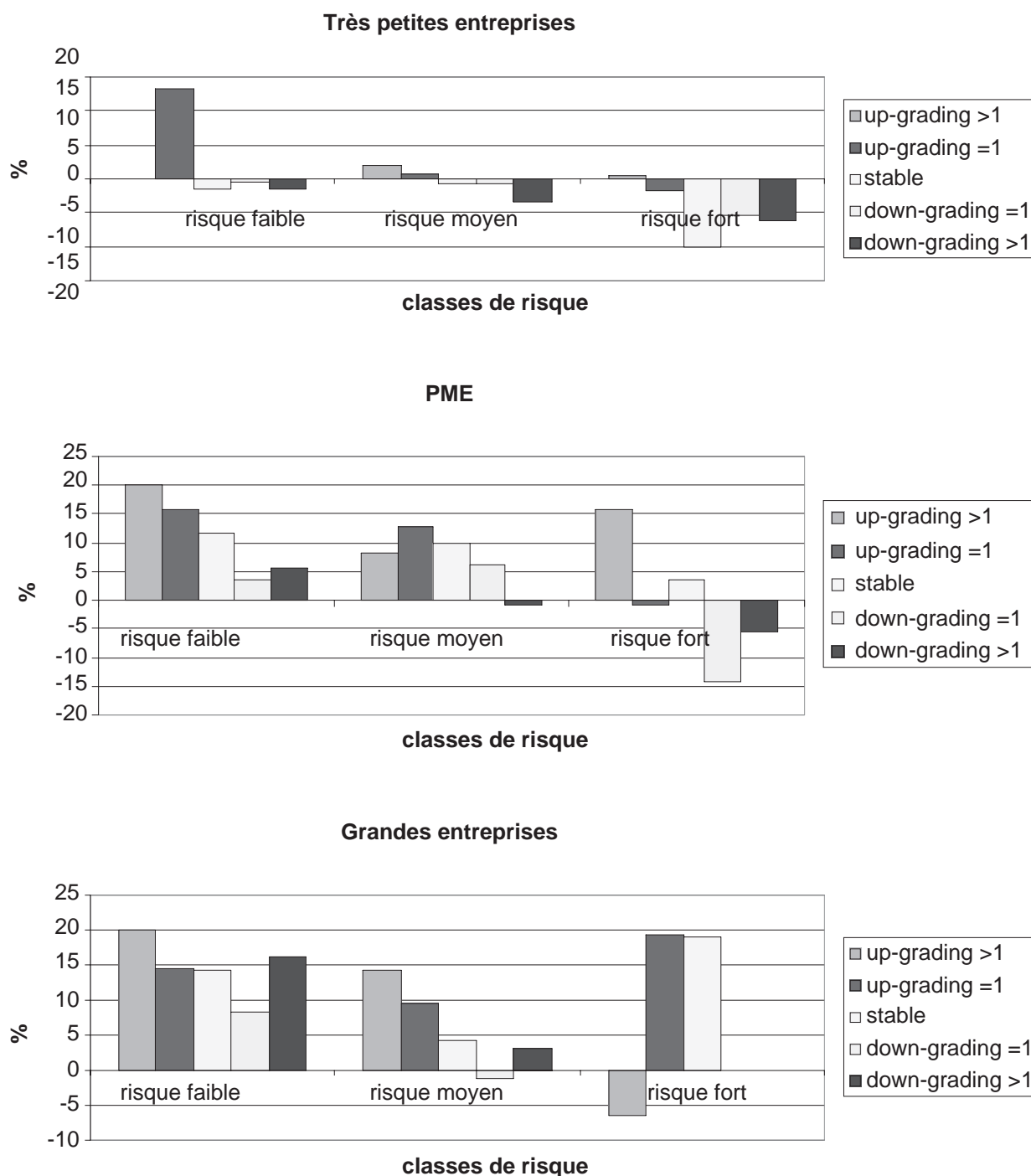


Figure 5. Relation entre les variations des *ratings* et l'évolution des dettes bancaires selon la taille des entreprises – année 2001



3.2 Vitesse d'ajustement de l'offre de crédit bancaire aux changements des *ratings* : une analyse économétrique sur données de panel

Les *ratings* réagissent aux changements cycliques de l'activité économique. Mais la question principale est de savoir si les changements de *ratings*, dont on sait qu'ils déterminent directement les changements des exigences en capital réglementaires dans Bâle II, se traduisent rapidement par une modification de l'offre de crédit des banques. On estime ici

la vitesse de réaction de l'offre de crédit aux changements de la qualité des emprunteurs en procédant à un test de causalité – au sens de Granger – fondé sur un modèle à correction d'erreurs.

L'accent est ainsi mis sur la relation entre la disponibilité du crédit et l'attitude des banques face au risque. La théorie bancaire récente montre que les imperfections de l'information sur le marché des crédits déterminent l'existence de contraintes financières plus fortes pour les emprunteurs – comme les petites entreprises – dont la situation financière est plus complexe à analyser et qu'elles rendent

plus probable le rationnement de crédit. Dans ces conditions, la réduction du risque perçu devrait favoriser la disponibilité des financements externes.

Le modèle à correction d'erreur permet de tenir compte des effets transitoires et permanents des changements temporels et plus particulièrement de mesurer l'effet de long terme de changements permanents sur certaines variables. Il se présente comme suit :

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-1} + \delta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où x_t et y_t sont deux séries en différences premières et cointégrées. z_{t-1} est l'écart par rapport à la valeur cible tirée de l'équation de cointégration suivante, qui exprime la relation de long terme entre les deux séries :

$$x_t = \alpha \cdot y_t + z_t \quad (2)$$

Le modèle à correction d'erreur permet de considérer un canal supplémentaire d'où peut émerger la causalité. L'hypothèse nulle selon laquelle y ne cause pas x est rejetée si les coefficients β mais aussi les coefficients δ de l'équation précédente ne sont pas significativement différents de zéro. La causalité permanente est appréciée à travers la significativité du coefficient β . Cette procédure de test permet ainsi d'apprécier l'impact des effets permanents sur la variation d'une autre variable, c'est-à-dire de mesurer l'impact du mécanisme de rappel à l'équilibre sur la dynamique de court terme.

Pour mettre en œuvre ce test sur données de panel, nous avons estimé le modèle économétrique linéaire avec effets fixes individuels suivant :

$$\begin{aligned} x_{i,t} - x_{i,t-1} &= \sum_{j=1}^m \alpha_j^p (x_{i,t-j} - x_{i,t-j-1}) \\ &+ \sum_{j=1}^m \beta_j^p (y_{i,t-j} - y_{i,t-j-1}) \\ &+ (\varepsilon_{i,t}^p - \varepsilon_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (3)$$

où les effets fixes individuels sont pris en compte en formulant la relation en différences et où les α_j et les β_j sont les paramètres à estimer. Ce modèle exprime les variations à court terme de la variable x . Les termes d'erreur ε sont extraits de l'estimation préalable de la relation de long terme donnée par l'équation (2) entre la variable x et les variables y . Cette dernière relation a été estimée en utilisant les estimateurs *within*, soit :

$$\begin{aligned} x_{i,t} - \bar{x}_{\cdot i} &= \sum_{j=1}^m \alpha_j^p (x_{i,t-j} - \bar{x}_{\cdot i}) + \sum_{j=1}^m \beta_j^p (y_{i,t-j} - \bar{y}_{\cdot i}) \\ &+ (\varepsilon_{i,t}^p - \bar{\varepsilon}_{\cdot i}) \end{aligned} \quad (4)$$

En résumé, la procédure de test consiste, dans une première étape, à estimer à l'aide des estimateurs *within* les déviations par rapport aux valeurs de long terme (les z de l'équation (2)), et à les introduire, dans une seconde étape, dans le modèle économétrique exprimant la dynamique de

court terme et donc l'impact à court terme des variables exogènes sur la variable expliquée.

La structure du modèle est fondée sur les développements récents de la théorie du rationnement de crédit. Celle-ci prévoit, comme on l'a rappelé plus haut, que les TPE et les PME à risque fort sont pénalisées par les difficultés que rencontrent les prêteurs pour mesurer le risque des crédits en raison des asymétries d'information. Toute amélioration de la situation financière d'une entreprise, traduite par l'amélioration de son *rating*, devrait se traduire par une augmentation de la disponibilité du crédit. Dans l'application, la variable expliquée est la variation annuelle du crédit bancaire (Δ LOAN). Les variables explicatives mesurent les variations annuelles retardées des crédits et des *ratings*, ici d'une ou deux périodes, soit :

Δ Lag1CRED, la variation des crédits au cours de l'année précédente,

Δ Lag2CRED, la variation des crédits deux ans auparavant, Δ Lag1NOTE, la variation du *rating* au cours de l'année précédente,

Δ Lag2NOTE, la variation du *rating* deux ans auparavant,

Le modèle estimé final est donc de la forme suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \text{CRED} &= a_1 \cdot \Delta \text{Lag1CRED} + a_2 \cdot \Delta \text{Lag2CRED} \\ &+ a_3 \cdot \Delta \text{Lag1NOTE} + a_4 \cdot \Delta \text{Lag2NOTE} + a_5 \cdot z + u \end{aligned}$$

où z représente le résidu de la relation de long terme suivante, estimée dans une première étape :

$$\text{CRED} = b_1 \cdot \text{NOTE} + z$$

L'estimation est réalisée dans cette première étape en utilisant les estimateurs *within*, c'est-à-dire les écarts de toutes les variables par rapport à la moyenne de chaque entreprise.

Les résultats des estimations figurent sur le *tableau 5*. Ils montrent clairement que les variations du crédit bancaire sont bien déterminées par celles des *ratings*. En particulier, la valeur du coefficient associé à la variable z est très proche de 1, ce qui montre que l'ajustement vers la valeur de long terme de l'endettement bancaire est très rapide.

Tableau 5. Estimation d'un modèle économétrique à correction d'erreur

Variable	Paramètre Estimé	t Value	Pr > t
Z	-0.99491	-105.04	<.0001
Δ lag1CRED	0.58737	72.98	<.0001
Δ lag2CRED	0.17479	20.79	<.0001
Δ lag1NOTE	0.28993	4.68	<.0001
Δ lag2NOTE	0.14609	2.40	0.0164

$R_{\cdot} = 0.351$

Les résultats de ce modèle économétrique tendent donc à vérifier que tout changement de la qualité de crédit des emprunteurs, dont on a vu qu'il pouvait être la conséquence d'un retournement du cycle, s'accompagne rapidement d'une modification de l'endettement bancaire des entreprises.

Conclusion : les solutions possibles au problème de la pro-cyclicité

Les analyses précédentes ont tout d'abord vérifié, sur une importante base de données d'entreprises françaises, que les *ratings* sont sensibles aux variations cycliques. Elles ont ensuite démontré la sensibilité des encours de crédit bancaire à la volatilité des *ratings*. Les changements des *ratings* avec les phases du cycle tendent à s'accompagner de changements sensibles du crédit bancaire, et cet effet est d'autant plus important que les entreprises sont de petite dimension. De plus, la vitesse de réaction des prêteurs aux changements de qualité des emprunteurs est relativement élevée, ce qui tend à renforcer le caractère pro-cyclique d'un ratio qui fait davantage dépendre les exigences en capital réglementaire du risque des emprunteurs. La pro-cyclicité d'un ratio de capital plus sensible au risque tendrait donc à se traduire par des exigences en capital plus faibles en période de croissance et plus fortes en période de ralentissement. C'est cet effet qui crée le danger d'un renforcement du cycle économique à travers une modification du comportement des banques en matière d'offre de crédit et un éventuel rationnement des emprunteurs.

S'il convient de conserver au dispositif réglementaire son principal avantage, à savoir la sensibilité au risque, puisqu'elle devrait aboutir à une meilleure allocation du capital dans l'économie, il importe de tempérer son caractère pro-cyclique. Trois types de solutions sont envisageables.

Première solution : faire varier le ratio de capital selon les phases de la conjoncture

Une première solution consiste à laisser les exigences en fonds propres varier en fonction du cycle, en laissant les banques constituer des « réserves » de capital en période d'expansion et utiliser ces réserves en période de récession. Cette mesure nécessite de disposer d'un *benchmark*, sous forme d'une évolution de référence du capital de l'industrie bancaire dans son ensemble, fondée sur la connaissance de l'évolution des variables macroéconomiques et des matrices de transition moyennes. Les charges de capital des banques seraient ainsi réduites ou augmentées dans une certaine proportion selon les phases du cycle.

Une difficulté de cette solution réside naturellement dans la difficulté à prévoir les cycles et leurs retournements. De plus, les cycles ne touchent pas toutes les industries, ni tous les pays au même moment et avec la même intensité.

Plus généralement, cette solution renvoie en fait à la question plus générale de la politique des banques en matière de provisions. Les banques disposent en pratique d'un volant de sécurité, qu'encadre le pilier II de la réforme, qui réduit l'impact potentiel des exigences minimales de fonds propres. A cet égard, il peut être rappelé qu'il est souvent estimé qu'un *rating* AA nécessite pour une banque un ratio de fonds propres de l'ordre de 12 %. Le volant de sécurité serait donc significatif. Fonder la stabilité sur ce volant suppose cependant que deux conditions soient réunies : une insensibilité des banques à sa variation puisqu'au point bas du cycle, il pourrait devenir très faible ; une procédure d'octroi des cré-

ditions qui tiennent compte de ce volant et non pas seulement des indicateurs de risque dont la cyclicité est avérée.

Ces conditions préalables conduisent à préconiser la reconnaissance dans le dispositif des provisions dites « dynamiques ». Les banques en constituent d'ores et déjà sur des bases statistiques en prévision justement des bas de cycle et les autorités prudentielles les y incitent fortement. Ceci permet de maintenir une relative stabilité tant des fonds propres que des résultats et témoigne que les fluctuations conjoncturelles sont maîtrisées. En outre, les ajustements par les provisions dynamiques peuvent être intégrés dans les processus d'octroi de crédit et réduire ainsi les changements de comportement.

En outre, le Comité de Bâle a décidé en octobre 2003 de recalibrer le projet de nouveau ratio et d'adopter une démarche nouvelle, en distinguant les pertes attendues, correspondant à la moyenne historique, supposées couvertes par les provisions classiques et dynamiques, et les pertes inattendues, correspondant aux fluctuations de bas de cycles, supposées couvertes par les fonds propres. En proposant que l'insuffisance ou l'excès des provisions soient reportés sur les fonds propres, le Comité ouvre la porte à la gestion de l'effet des bas de cycles sur les fonds propres par des provisions dynamiques. Après avoir envisagé de limiter la prise en compte des excédents à 20 % des fonds propres complémentaires, le Comité a annoncé en janvier 2004 qu'il était prêt à élargir leur reconnaissance à hauteur d'un pourcentage des risques pondérés. Cette solution, bien que comportant toujours un plafonnement, est prudemment plus cohérente et elle respecte mieux les critères d'équité concurrentielle.

Deuxième solution : utiliser les paramètres de défaut et les ratings stationnaires

Pour éviter des fluctuations excessives des exigences réglementaires et des effets pro-cycliques du ratio, le Comité de Bâle recommande de calculer les PD en longue période. Les *ratings* et PD doivent mesurer un risque moyen de longue période (BIS, 2001). En d'autres termes, une première solution au problème de la pro-cyclicité est d'utiliser les PD stationnaires. Cette solution a l'avantage de limiter en partie la volatilité des PD en raison de la conjoncture. Mais elle ne corrige pas l'effet du cycle sur l'ampleur et la fréquence des migrations de classe de risque. De plus, cette recommandation générale est sujette à interprétation. Cela signifie-t-il que les mesures du risque doivent être plus conservatrices en phase de croissance, afin d'anticiper le retournement de la conjoncture, et plus libérales en phase de ralentissement, afin d'aider la reprise ? En ce cas, ces mesures tendraient à réduire la sensibilité au risque. En réalité, on a décrit plus haut les mécanismes qui sont à l'origine de tels effets. C'est cette connaissance qui doit guider les corrections que l'on peut envisager afin que les *ratings* absorbent effectivement l'effet des fluctuations économiques pour tout type d'emprunteurs et dans toutes les phases du cycle.

Dans le troisième document consultatif d'avril 2003, le Comité de Bâle préconisait d'estimer les paramètres en longue période sur les bas de cycles. Cette solution a des avantages : elle réduit la pro-cyclicité du nouveau ratio en neutralisant l'effet des paramètres (mais non l'effet de la

volatilité des notations) et peut réduire les phénomènes de bulle dont l'origine est dans les financements excessifs.

Mais elle a aussi des inconvénients : en prenant le point de bas des cycles comme référence permanente, elle peut conduire à l'accroissement permanent de l'aversion au risque des banques et pose un délicat problème de rémunération du capital. La rémunération des actifs financiers est en effet fonction de l'aversion au risque des banques mais aussi des investisseurs. Cette aversion est reflétée par une courbe de comportement qui dépend de deux facteurs : la moyenne du risque et son écart-type. Une référence qui privilégie l'écart-type, comme celle des bas de cycles, ouvre la voie à des phénomènes chaotiques d'adéquation de la rémunération des actifs financiers et la rémunération du capital des banques.

Par ailleurs, pour compenser l'effet du cycle sur les exigences en fonds propres, notamment pour les PME qui sont en moyenne plus risquées que les grandes entreprises, le Comité de Bâle a introduit dans les formules de calcul de poids de risque une relation négative entre la corrélation R des défauts entre débiteurs et la PD. Ainsi, les emprunteurs ayant une PD élevée voient leur charge en capital se réduire dans la mesure où la valeur de R qui leur est appliquée est plus faible que celle des emprunteurs à plus faible PD. Cette mesure permet effectivement de réduire la pente de la courbe représentant les pondérations appliquées en fonction des PD. Elle repose sur l'hypothèse que les emprunteurs les plus risqués (à plus forte PD) sont supposés être moins sensibles au cycle, leur risque de crédit étant supposé davantage déterminé par des facteurs spécifiques que par des facteurs macroéconomiques ou systématiques.

L'inconvénient de cette solution est que les hypothèses précédentes ne sont pas toujours conformes aux faits. Des travaux récents montrent, en effet, que la relation entre les corrélations et les PD est plutôt positive, notamment dans les populations cibles de petites entreprises et d'autres segments de la banque de détail (RMA, 2003, Dietsch et Petey, 2004). Si cette solution a effectivement pour effet de réduire les charges en capital pour les PME, dont les PD sont en moyenne plus élevées que celles des grandes entreprises, c'est au prix de l'abandon d'un avantage essentiel du ratio qui est de promouvoir une plus grande sensibilité au risque. En effet, si l'on accepte les résultats des travaux empiriques récents, cette mesure aurait pour conséquence d'affecter la perception du risque des banquiers en ce qui concerne des populations nombreuses d'emprunteurs. Pour limiter les effets de la pro-cyclicité, il donc est préférable de se tourner vers d'autres solutions qui permettent de limiter à la fois la volatilité des PD et les migrations induites par la conjoncture et qui aillent au delà de la simple utilisation des PD stationnaires.

L'une de ces solutions consiste à rendre les *ratings* pris en compte dans le calcul de l'exigence en fonds propres moins sensibles au cycle en intégrant dans les facteurs de risque des modèles de notation des variables peu sensibles aux fluctuations conjoncturelles, comme des informations *soft* plus qualitatives traduisant, par exemple, la qualité des dirigeants, la solidité de l'actionnariat et de la position de marché d'une entreprise ou la régularité du fonctionnement du compte et des relations avec la banque. En d'autres termes, il s'agit d'intégrer dans les modèles des variables qui

traduisent la capacité de résistance de l'entreprise aux tensions créées par les fluctuations de l'activité.

Une autre solution consiste à utiliser les *ratings* au moment de l'octroi (Ervin et Wilde, 2001). Ainsi, un crédit donné comportera toujours la même charge en capital, correspondant à sa PD initiale, plutôt qu'à son *rating* courant. Cette solution plus radicale tend à déconnecter les charges en capital de la qualité courante du portefeuille. Elle est donc en désaccord avec l'un des principes sous-jacents au nouvel accord de Bâle. Elle peut aussi conduire à des taux de charges en capital différents pour un même emprunteur dans la même banque, ce qui viole le principe de cohérence temporelle. Cette solution présente néanmoins l'avantage d'être flexible : elle est conforme au principe de sensibilité au risque, puisque c'est essentiellement au moment de la décision de crédit que les banques doivent être attentives au risque ; elle se prête aussi à des amendements qui limitent par exemple l'écart entre le *rating* courant et le *rating* au moment de l'octroi.

Enfin, dans le prolongement de la solution précédente, une meilleure solution, cohérente avec les grands principes de la réforme du ratio, qu'il s'agisse de la sensibilité au risque ou de la cohérence temporelle et institutionnelle, consiste à utiliser les *ratings* moyens sur longue période des emprunteurs. Dans la mesure où ces *ratings* sont calculés sur longue période, ils permettent effectivement d'atténuer les effets potentiels instantanés du cycle. Cette solution a l'avantage de concilier la réactivité recherchée des notations, pour réduire notamment le taux de perte en cas de défaut, et la stabilité de l'exigence en fonds propres.

Néanmoins, cette solution se heurte aujourd'hui à la faiblesse de la profondeur des séries historiques de notation interne des banques. Une solution temporaire consisterait à corriger les notes existantes en fonction de l'écart au *trend* de l'année courante, après avoir calibré ces écarts à partir d'un système de notation disponible sur large échelle et offrant une profondeur historique suffisante. Les agences de notation qui disposent de séries de *ratings* pour des populations quasi-exhaustives d'emprunteurs devraient contribuer au calibrage d'une telle solution.

Mais on peut se demander si à un lissage de tous les paramètres entrant dans les équations, il ne serait pas préférable de lisser sur le cycle, "*through the cycle*", leur résultat, c'est-à-dire l'exigence de capital instantanée, "*at the point of time*" (Daoud, 2003). Cette solution a bien des avantages : elle sauvegarde le caractère informatif contenu dans les paramètres des systèmes instantanés, elle garantit la préservation de la stabilité de l'exigence en capital, elle donne un éclairage sur le matelas de capital nécessaire au titre du pilier II de la réforme par l'écart entre l'exigence instantanée et l'exigence lissée et, enfin, elle est beaucoup plus simple à appliquer. Si cette solution évite bien la pro-cyclicité du nouveau ratio, elle a cependant l'inconvénient de lisser aussi la prise en compte, dans le pilier I en tout cas, des modifications structurelles des classes d'actifs. Pour atténuer cet inconvénient, il serait possible de lisser la pondération moyenne de chaque classe d'actifs, étape précédant immédiatement le calcul final de l'exigence. Le Pilier II ne jouerait que comme moyen d'ajustement fin des éventuels changements structurels au sein de chaque classe d'actifs.

Insistons sur le fait que ces solutions ne réduisent pas la sensibilité au risque qui est une caractéristique souhaitable de toute réglementation du capital. Dans ce dispositif, des emprunteurs de faible qualité continuent d'être de faible qualité. Mais, alors que le recours aux *ratings* courants risque de conduire à un rationnement des emprunteurs touchés plus durement que d'autres par le cycle mais de façon temporaire, cette solution leur éviterait d'être davantage rationnés puisqu'elle permettrait aux banques de lisser les fonds propres sur la durée du cycle. Cette mesure devrait les inciter à soutenir leurs clients dans les périodes où ils sont atteints par des difficultés financières temporaires. Une importante littérature empirique a montré que cette capacité d'intervention des systèmes bancaires a été dans le passé un facteur important de la croissance économique de pays comme l'Allemagne ou le Japon, et qu'elle peut jouer aujourd'hui le même rôle dans les pays émergents.

Une solution cohérente : le calcul des exigences en capital par un modèle de portefeuille

Les solutions précédentes restent inscrites dans une approche individuelle du risque de crédit. Or l'utilisation d'un modèle de risque de crédit et d'une approche de portefeuille permettent de rendre l'estimation de la PD conditionnelle à l'état de l'économie. Elle devraient donc apporter des solutions au problème de la pro-cyclicité plus efficaces que celles qui viennent d'être proposées.

Pour déterminer le montant du capital nécessaire pour couvrir les pertes non attendues sur les crédits, il est en réalité souhaitable d'utiliser un modèle de risque de crédit, dans la ligne de ceux qui ont été développés au cours des dernières années. Les *ratings* internes ou externes constituent généralement les éléments de base de ces modèles. On suppose qu'ils constituent des statistiques suffisantes pour traduire la qualité de crédit des emprunteurs. Les emprunteurs ayant le même *rating* sont supposés avoir la même distance au défaut et le même profil de risque à un horizon donné. Le changement de cette distance est supposé résulter du jeu de deux types de facteurs de risque : des facteurs systématiques communs à tous les emprunteurs et des facteurs spécifiques, propres aux divers emprunteurs. En d'autres termes, ces facteurs déterminent les migrations de *rating*, et notamment les migrations vers le défaut. En conséquence, la distribution des pertes potentielles sur un portefeuille de crédits est d'abord le résultat de la volatilité des PD induite par la réalisation de ces facteurs. La diversification du portefeuille permettant de réduire les effets des facteurs spécifiques, le risque du portefeuille est principalement déterminé par la réalisation des facteurs macro-économiques ou sectoriels. Le modèle permet de déterminer la distribution

des pertes et le montant de capital économique nécessaire pour couvrir le niveau des pertes jugé acceptable par l'établissement de crédit.

La comparaison des exigences en capital obtenues par application d'un tel modèle avec celles obtenues par application des formules IRB de Bâle II montre que l'utilisation d'un modèle interne apporterait une réelle économie de fonds propres par rapport au nouveau ratio de capital, ce dernier entraînant lui-même une économie de fonds propres par rapport au ratio actuel (Dietsch et Petey, 2003). Ce résultat est similaire à celui de Carpenter et al. (2001) qui montrent que les charges en capital réglementaires sur les grandes entreprises américaines seraient plus faibles avec le nouvel accord qu'avec l'ancien. Ces différences résultent des différences de sensibilité au risque macro-économique du ratio de capital, mesurées par des valeurs des corrélations entre actifs à l'intérieur du portefeuille. Dans un modèle de risque de crédit, les corrélations sont celles du portefeuille de la banque que la plupart des modèles empiriques vérifient être bien plus faibles que les corrélations intégrées dans les formules de Bâle II, qui sont comprises entre 12 et 24 % (fonction *corporate*) et 2 et 17 % (fonction *retail*). Le choix de valeurs élevées des corrélations reflète en partie la prudence du régulateur et sa volonté de tenir compte de la variabilité potentielle des corrélations d'un portefeuille bancaire à l'autre. Mais ces écarts illustrent aussi le potentiel important de diversification du portefeuille, qui réduit d'autant le montant des exigences en capital nécessaires pour couvrir le risque de crédit.

Par la prise en compte des effets de diversification, le régulateur inciterait aussi à une rationalisation efficiente des structures bancaires autour des banques universelles. Le système actuellement projeté implique une charge en capital similaire pour une activité donnée entre établissements spécialisés et banques universelles alors même que sa contribution au risque des portefeuilles bancaires est grandement différente. Les financements d'activités à risque, comme le capital-investissement, auraient des poids allégés par l'effet de diversification pour les banques universelles. La réforme ne s'exposerait plus aux critiques des secteurs inquiets pour la pérennité de leurs financements : c'est la mission des banques universelles de les assumer et elles peuvent le faire grâce à l'effet de diversification dont elles bénéficient.

La réforme de Bâle II se traduit par une accélération très bénéfique de la mise en place de systèmes performants de gestion des risques de crédit. Par la même, elle incite au déploiement des modèles de risques de crédit jusqu'ici souvent théoriques. Dès lors que ces systèmes sont effectivement déployés, les établissements de crédit ne devraient-ils pas être incités à aller plus rapidement à Bâle III, qui ne serait guère plus coûteux ou complexe et lèverait de nombreuses hypothèses ? ■

1 Voir aussi Dietsch et Garabiol, 2003.

2 Les classes de taille sont définies en fonction du CA en millions d'euros : très petites : CA inférieur à 0,75 M€, petites : CA compris entre 0,75 et 5 M€, moyennes : CA compris entre 5 et 10 M€, grandes

PME : CA compris entre 10 M€ et 50 M€, grandes : CA compris entre 50 et 100 M€, très grandes : CA supérieur à 100 M€.

3 Les PD annuelles ont été calculées à partir des matrices de transition à un an construites en utilisant les notes de deux années successives. La

probabilité de défaut mesure donc la fréquence des transitions des entreprises ayant une note donnée en année T-1 vers la classe de défaut en année T. La PD stationnaire est calculée en effectuant la moyenne des PD annuelles figurant dans les sept matrices annuelles successives de la période 1995-2002.

4 Voir Dietsch et Petey, 2003, chapitre 6, pour une présentation complète de la notion de corrélation entre actifs et de la manière de la dériver d'un modèle de risque de crédit.

5 Alors que les formules de Bâle II introduisent une relation négative entre ces deux grandeurs. On trouve également une relation positive

dans les PME allemandes. Dietsch et Petey (2004) proposent un *survey* des travaux sur la corrélation.

6 Les classes de taille regroupent les entreprises de la manière suivante : TPE : entreprises dont le CA est inférieur à 5 M€, PME : entreprises dont le CA est compris entre 5 et 50 M€, GE : entreprises dont le CA est supérieur à 50M€.

7 On notera que les moyennes des variations des dettes bancaires des GE en situation de risque fort sont calculées sur des effectifs relativement faibles (moins de 30 entreprises pour chacune des modalités de variation du *rating* dans cette classe de risque).

Références

- Altman E.I., Resti A., Sironi A., 2001, *Analyzing and explaining default recovery rates*, The international swaps dealers association, London, December.
- Bangia A., Diebold F. X., Kronimus A., Schagen C., Schuermann T., 2002, *Ratings migration and the business cycle, with application to credit portfolio stress testing*, Journal of Banking and Finance, vol. 26, n° 2/3.
- Bardos M., S. Foulcher et V. Oung, 2002, *Procyclité des exigences en capital de type Bâle II : une étude empirique sur les données françaises*, document de travail, Commission Bancaire, Banque de France, juin.
- Berger, A., et Udell, G., 1994, *Did risk based capital allocate bank credit and cause a credit crunch in the United States?*, Journal of Money, Credit, and Banking, 26, p. 585-628
- Berger, A. N. and Udell, G. F., 1998, *The economics of small business finance: the role of private equity and debt markets in the financial growth cycle*, Journal of Banking and Finance, (22:6), p. 613-673.
- Berger A., L. Klapper et G. Udell, 2001, *The ability of banks to lend to informationally opaque small businesses*, The Journal of Banking and Finance, vol. 25.
- Blum J., 1999, *Do Capital Adequacy Requirements Reduce Risks in Banking?*, Journal of Banking Finance 23, p. 755-771.
- BIS Committee on Banking Supervision, 2001, *A new capital adequacy framework*, January 2001, Consultative Document.
- BIS Committee on Banking Supervision, 2002, *Quantitative Impact Study 3: technical guidance*, October.
- BIS Committee on Banking Supervision, 2003, *Nouvel Accord de Bâle sur les fonds propres*, document soumis à consultation, avril.
- Bischsel R., Blum, J., 2001, *The relationship between risk and capital in Swiss commercial banks: A panel study*. Working paper, Swiss National Bank, May.
- Blum, J., Hellwig, M., 1995, *The macroeconomic implications of capital adequacy requirements for banks*, European Economic Review, 39, p. 739-74.
- Borio, C., Furfine, C., Lowe, P., 2001, *Procyclality of the financial system and financial stability :issues and policy options*, february, BIS working paper
- Carpenter, S.B, Whitesell, W. et Zakrajsek, E., 2001, *An empirical analysis of potential cyclical effects of the new BIS Capital standards*, working Paper, may, Board of Governors of the Federal Reserve System
- Corcostegui, C., Gonzalez-Mosquera, L., Marcelo, A., Trucharte, C., 2003. *Analysis of procyclia effects on capital requirements derived from a rating system*. Working paper. Banco de Espana.
- Daoud B., 2003, *Bâle II : amplificateur du cycle financier réglementaire*. Banque et Marchés n° 67.
- Detriagache E., P. Garella, et L. Guiso, 2000, *Multiple versus single banking relationships : Theory and Evidence* », Journal of Finance, vol. 55.
- Dietsch M, 2003, *Financing small businesses in France*, EIB Papers, volume 8, n° 1, European Investment Bank.
- Dietsch M. et D. Garabiol, 2003, *Bâle II et la stabilité financière*, Banque Magazine, octobre.
- Dietsch M. et V. Golitin (2002) *L'évolution des relations banques-entreprises dans les années 1990*, Bulletin de la Commission Bancaire, novembre.
- Dietsch M. et J. Petey, 2002, *The credit risk in SME loans portfolios : Modeling issues, pricing, and capital requirements*, Journal of Banking and Finance, vol. 26, n° 2/3.
- Dietsch M. et Petey J., 2003, *Mesure et gestion du risque de crédit dans les institutions financières*, Revue Banque Edition.
- Dietsch M. et J. Petey, 2004, *Should SME exposures be treated as retail or corporate exposures? A comparative analysis of probabilities of default and asset correlations in French and German SMEs*, Journal of banking and Finance, à paraître.
- Erwin, W. et Wilde, T., 2001, *Capital volatility and procyclicality in the new Accord*, Credit Suisse First Boston paper
- Flannery M., 1989, *Capital regulation and insured banks' choice of individual loans default risks*, Journal of Monetary Economics, vol. 24.
- Gordy M.B., 2000, *A Comparative Anatomy of Credit Risk Models*, Journal of Banking and Finance 24 (1/2), p.119-150.
- Hancock, D. et Wilcox, J. A., 1998, *The credit crunch and the availability of credit to small business*, Journal of Banking and Finance, 22, p. 983-1014
- Heid, F., 2000, *Capital requirements and macroeconomic fluctuations*, november, Deutsche Bundesbank, Working paper.
- Heid, F., 2003, *Are regulatory capital adequacy rules pro-cyclical?*, Deutsche Bundesbank, Working paper.
- Lowe, 2002, *Procyclality of the bank capital charges*, BIS working paper.
- Kim D et A. Santomero, 1988, *Risk in banking and capital regulation*, Journal of Finance , vol. 43.
- Kishan R.P. et T.P. Opiela, 2000, *Bank size, Bank capital and Bank lending channel*, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 32, n° 1.
- Nickell, P., Peraudin, W., Varotto S., *Stability of rating transitions*, Journal of Banking and Finance 24 (1/2), 203-221.
- Milne A. et Whalley A. E., 2001, *Bank Capital Regulation and Incentives for Risk Taking*, Working Paper.
- Pelizzon L. et Schaefer S., 2002, *Do Bank Risk Management and Regulatory Policy Reduce Risk in Banking?*, Working Paper.
- Petersen M.A. et Rajan R.G., 1995, *The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships*, Quarterly Journal of Economics 110 (2), p. 407-443.
- RMA, 2003, *Retail credit economic capital estimation, best practices. Paper presented at the Conference on Retail Credit Risk Measurement and Management*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, April.
- Saunders A. et Allen L., 2002, *A survey of Cyclical Effects in Credit Risk Measurement Models*, Working Paper.
- Segoviano, M. A., et Lowe, P., 2002, *Internal ratings, the business cycle and capital requirements: some evidence from Mexico*, february, BIS Working Paper.
- Shrieves, R. E. et Dahl, D., 1992, *The relationship between risk and capital in commercial banks*, Journal of Banking and Finance, 16, p. 439-457.
- Thakor A.V., 1996, *Capital requirements, Monetary policy, and Aggregate Bank lending theory and empirical evidence*, Journal of Finance, vol. 51, n° 1.