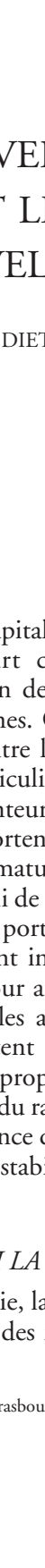


DE BÂLE II VERS BÂLE III : LES ENJEUX ET LES PROBLÈMES DU NOUVEL ACCORD

MICHEL DIETSCH *



Même si les charges en capital instaurées par le ratio Cooke ont constitué un rempart contre l'instabilité financière, confronté à l'évolution des risques de crédit, ce dispositif réglementaire a montré des lacunes. Celles-ci proviennent principalement de l'absence de relation entre les exigences réglementaires et le risque effectif des crédits. En particulier, le ratio ne tient compte ni des différences de qualité des emprunteurs privés, puisque quasiment tous les prêts au secteur privé supportent des charges en fonds propres identiques, quelle que soit leur maturité, leur montant ou la solidité financière de leurs bénéficiaires, ni de la réduction potentielle du risque induite par la diversification du portefeuille, la prise de garanties ou l'assurance crédit. Ces lacunes ont incité les banques à minimiser les charges de fonds propres sans pour autant réduire le risque du portefeuille en sortant de leur bilan les actifs les moins risqués et en ne conservant que ceux qui présentent les risques les plus forts mais se voient appliquer un taux de fonds propres forfaitaire ne reflétant pas leur vrai niveau du risque. La réforme du ratio de capital devenait donc aussi nécessaire pour stopper l'importance de ce phénomène d'arbitrage et la menace qu'il représente pour la stabilité du système bancaire (Jones, 2000).

POURQUOI LA RÉFORME ?

Au cours de la dernière décennie, la mesure et la gestion de ce risque sont devenus un objectif majeur des institutions financières, suscitant

* Professeur à l'Institut d'Études Politiques de Strasbourg.

l'intégration de modèles quantitatifs de risque de crédit dans les pratiques. Des grandes banques ont commencé d'utiliser les modèles développés par l'industrie financière (comme les modèles CreditMetrics, 1997 ; Credit Risk+ 1997, ou KMV Portfolio Manager) pour gérer le risque de crédit, allouer les fonds propres et mesurer les rendements ajustés pour le risque de leurs activités. Le développement de ces modèles a influencé et a été influencé par les efforts du Comité de Bâle pour créer une réglementation du capital qui rende les établissements de crédit plus sensibles au risque. Un premier document consultatif a été présenté à la profession par le Comité de Bâle en juin 1999, suivi d'un second document consultatif en janvier 2001 (BIS, 2001), le dernier datant d'avril 2003. Dans son volet consacré au risque de crédit, auquel cet article se restreint, la réforme projetée, appelée communément Bâle II, propose d'autoriser les banques disposant de systèmes de mesure et de gestion du risque de crédit suffisamment perfectionnés à les utiliser pour déterminer la valeur des principaux paramètres entrant dans le calcul des exigences réglementaires en capital.

La réforme sous sa forme actuelle prévoit, en effet, deux approches pour le calcul des charges en capital. La première, dite « standard », définit les poids de risque en fonction des *ratings* fournis par les agences de notation. Cette approche permet une meilleure différenciation du risque que le ratio actuel. Sa mise en œuvre nécessite que de nouvelles agences de *ratings* voient le jour qui étendent les notations à d'autres populations que celles des grands emprunteurs *corporate* actuellement seuls notés et proposent des notations à un coût raisonnable pour les prêteurs. Cette approche convient aux petites institutions financières qui n'auront pas les moyens de développer de coûteux systèmes internes. Toutefois, l'approche *standard* possède certaines des limites du ratio actuel. Tout d'abord, les poids de risque sont invariants, et donc insensibles aux variations des probabilités de défaut. Ensuite, la différenciation des poids de risque doit être suffisante et assez précise, afin d'éviter le problème de l'arbitrage réglementaire évoqué plus haut. Enfin, sa mise en place nécessite une échelle unique de notation applicable à des populations d'emprunteurs souvent hétérogènes, un problème que seules des institutions financières ayant une longue expérience du risque de crédit sont aujourd'hui en mesure de résoudre.

La deuxième approche proposée par Bâle II se fonde sur les systèmes internes de notation des institutions de crédit, d'où son nom d'approche IRB (*Internal Ratings Based*). À chaque actif est attribué un poids de risque qui tient compte, d'une part, des caractéristiques de l'actif qui sont susceptibles d'en affecter la valeur, à savoir sa probabilité de défaut (PD), la perte en cas de défaut (*loss given default LGD*), qui dépend du

taux de récupération en cas de défaut, et l'exposition en cas de défaut (*EAD*), d'autre part, des caractéristiques du portefeuille et notamment de la corrélation (*R*) entre l'actif et les autres actifs du portefeuille. Dans l'approche IRB dite avancée, le système de notation interne de la banque doit déterminer le niveau des trois premiers paramètres, l'autorité bancaire fournissant la formule de calcul de la corrélation. L'adoption de cette approche est supposée permettre aux meilleures banques de réaliser des économies de fonds propres. Les simulations réalisées dans le cadre des questionnaires d'impact successifs ont entraîné les ajustements nécessaires qui devraient assurer la réalisation de cette condition de participation à la réforme.

Ainsi, le nouvel accord de Bâle se traduit dès maintenant par une accélération très sensible de la mise en place de systèmes performants de notation des emprunteurs dans les grandes banques. Par là même, elle incite au déploiement des modèles de risque de crédit jusqu'ici souvent théoriques. Les systèmes de notation constituent, de fait, le premier étage de ces modèles. Dès lors que ces systèmes de notation seront effectivement déployés, les banques devraient être incitées à aller plus rapidement vers Bâle III, c'est-à-dire à mettre en place le second étage du modèle de risque de crédit qui conduit au calcul du capital économique nécessaire à la couverture du risque de crédit sur l'ensemble du portefeuille. Cela leur permettrait notamment de mieux amortir les coûts élevés de cette réforme. Ainsi, pour mieux comprendre les enjeux du nouvel accord, et la nature des problèmes en suspens, il importe de montrer l'intérêt des modèles de portefeuille de risque de crédit, ceux-là mêmes qui ont été utilisés par le Comité de Bâle pour le calibrage des formules de charges en capital proposées dans le nouvel accord.

COMMENT ONT ÉTÉ CALIBRÉES LES FORMULES DE BÂLE II ? L'APPORT DES MODÈLES DE RISQUE DE CRÉDIT

Pour concevoir le nouveau ratio, le Comité de Bâle a tiré parti des développements récents des modèles de risque de crédit¹. L'objectif de ces modèles est de déterminer le montant du capital économique nécessaire pour couvrir l'incertitude des pertes sur un portefeuille de crédits. À un horizon donné, une institution financière sait, en effet, assez bien prévoir le montant des pertes qu'elle s'attend à supporter sur son portefeuille. Pour un crédit considéré isolément, la perte attendue en cas de défaut à l'horizon choisi est égale au produit des 3 paramètres $PD \times LGD \times EAD$. Connaissant la valeur de ces 3 paramètres pour chaque actif, l'institution est capable de mesurer les pertes attendues (*expected losses EL*). Cependant, à l'horizon retenu, la perte

effective sur un crédit peut être supérieure ou inférieure à cette perte moyenne, notamment selon que l'état de l'économie est favorable ou non. Or l'institution financière est autant préoccupée par le montant des pertes non attendues (*unexpected losses UL*), autrement dit par l'incertitude des pertes, que par celui des pertes moyennes. C'est précisément l'objet des modèles de risque de crédit que de mesurer cette incertitude.

*L'objet des modèles de risque de crédit :
le calcul de la Value at Risk de portefeuille*

L'incertitude des pertes est généralement traduite par la *Value-at-Risk (VaR)* du portefeuille, c'est-à-dire la perte maximale potentielle pouvant survenir à l'horizon choisi avec une certaine probabilité, par exemple, 0,1 %. Celle-ci détermine le montant des pertes non anticipées UL et, partant, celui des fonds propres économiques nécessaires pour les couvrir. Pour déterminer la *VaR*, il est nécessaire de construire la fonction de densité des pertes (*Probability Density Function - PDF*) sur l'ensemble du portefeuille. On définit la *VaR* en choisissant un quantile de cette distribution. Pour rester solvable, l'institution doit détenir un montant de capital économique suffisant pour couvrir les pertes potentielles correspondant au quantile choisi. Un établissement plus adverse au risque choisira un quantile plus élevé.

L'idée centrale des modèles de risque de crédit est que l'incertitude des pertes résulte en définitive du caractère volatil des *PD* et des *LGD* ou, si l'on préfère, de l'incertitude du nombre final de défauts et de celle du taux de recouvrement. La volatilité des *PD* dépend elle-même de deux types de facteurs : des facteurs de risque spécifiques à chaque emprunteur et des facteurs de risque systématiques (macroéconomiques, sectoriels ou géographiques) communs à tous les emprunteurs. Ce sont ces derniers facteurs qui écartent les *PD* de leurs moyennes historiques et expliquent la migration d'un emprunteur d'une classe de risque (définie par sa *PD*) vers le défaut, le risque spécifique étant neutralisé par la diversification (en raison de la loi des grands nombres). Le risque global du portefeuille provient donc principalement du risque systématique.

Ainsi, les *PD* sont liées au facteur systématique par une fonction de *PD* « conditionnelle » qui transforme des réalisations des facteurs systématiques (des états de l'économie) en taux de défaut. Une *PD* conditionnelle est construite pour chaque emprunteur et pour chaque état de l'économie. En situation de récession, la plupart des emprunteurs verront par exemple leur *PD* croître. Cette *PD* conditionnelle est distincte de la *PD* « historique » de l'emprunteur ou de sa classe de risque².

*Dans les modèles de portefeuille de VaR de crédit,
le capital économique requis dépend aussi des caractéristiques
du portefeuille*

Dans une approche de portefeuille, le risque d'un crédit est aussi fonction de sa contribution au risque du portefeuille, c'est-à-dire de la corrélation entre ce crédit et les autres crédits figurant dans le même portefeuille. Ce risque « systématique » est mesuré dans les modèles de risque de marché par la covariance des rendements des actifs (les *bêtas* des actions). Dans les modèles de risque de crédit, le risque systématique est également mesuré par la co-variation des valeurs des actifs. Un crédit dont la valeur est davantage corrélée avec celle des autres crédits du même portefeuille est considéré comme plus risqué. Dans les modèles de risque de crédit, les effets de diversification du portefeuille sont donc pris en compte au travers des corrélations entre actifs. Si le portefeuille est bien diversifié, ce qui est généralement le cas dans la banque de détail, les difficultés financières propres à chaque emprunteur n'affectent pas profondément l'institution de crédit, en raison des effets de diversification liés à la loi des grands nombres. Cependant, même si le portefeuille est bien diversifié, des événements, tels une récession ou une hausse des taux d'intérêt, peuvent entraîner une augmentation du nombre de défauts. Les pertes potentielles à l'intérieur d'une classe de risque considérée comme un sous-portefeuille dépendent alors du degré de corrélation entre les actifs de ce sous-portefeuille. Autrement dit, si la valeur des actifs de deux emprunteurs est touchée de la même manière par une récession, ces deux emprunteurs tendront à faire défaut conjointement. C'est ainsi la sensibilité commune des emprunteurs au facteur systématique qui explique les corrélations entre crédits et finalement entre défauts.

Dès lors que l'on dispose des informations sur les *PD* conditionnelles et les corrélations, et que l'on peut ainsi établir une relation entre la distribution des défauts joints des emprunteurs et celle des facteurs de risque systématiques, deux étapes restent à accomplir pour construire la *PDF*. Tout d'abord, il convient de calculer le nombre de défauts. Sous l'hypothèse que les crédits sont indépendants³, étant donné les taux de défaut conditionnels, la distribution du nombre de défauts peut être supposées suivre une loi binomiale (approchée par une loi de Poisson dans le modèle *CreditRisk+*). Dès lors que ces éléments sont rendus disponibles, la dernière étape consiste à procéder à leur agrégation pour construire la *PDF*, c'est-à-dire à agréger les distributions conditionnelles des défauts et des pertes correspondantes dans tous les « états de l'économie » possibles en pondérant ces états par leur probabilité de

réalisation. Ce calcul de la *PDF* est souvent effectué en procédant à des simulations de Monte Carlo.

Pour résumer, un modèle de risque de crédit consiste donc, pour l'essentiel, en une fonction permettant de passer d'un petit nombre de caractéristiques individuelles des crédits et de paramètres à une distribution des pertes potentielles futures à un horizon donné.

Les formules de Bâle sont dérivées d'un modèle à un facteur de risque

Dans les modèles de *VaR* de crédit, le capital économique requis pour couvrir le risque d'un crédit dépend des caractéristiques de ce crédit, mais aussi de celles du portefeuille auquel il appartient. Pourtant, dans les formules de Bâle II, les exigences en capital dépendent seulement des caractéristiques individuelles de ce crédit. Plus exactement, dans les formules, ce ne sont pas tant les caractéristiques individuelles d'un crédit qui sont prises en compte que celles des classes de risque (*buckets*) du système interne de *ratings* qui regroupent des actifs supposés homogènes en termes de profil de risque.

En théorie, l'évaluation du risque de crédit d'un instrument suppose que l'institution financière crée son propre modèle interne de risque de crédit en l'alimentant avec les données de son portefeuille, notamment pour calculer les corrélations. En effet, la corrélation est celle qui caractérise l'actif au sein de son propre portefeuille. Mais, en pratique, le régulateur n'a pas souhaité imposer dans l'immédiat aux institutions de crédit de développer de tels modèles et les valider lui-même, comme il le fait pour les modèles de *VaR* sur risques de marché. Dès lors, il lui fallait proposer des formules de calcul des fonds propres réglementaires relativement simples à appliquer, en l'occurrence à partir des seules caractéristiques individuelles des crédits, sans pour autant que cette simplicité ne l'éloigne de l'objectif d'instaurer des formules liant bien les exigences de fonds propres au risque effectif des crédits à l'intérieur du portefeuille. De fait, l'équivalence entre les fonds propres alloués à un crédit par un modèle de risque de crédit (sa contribution marginale au risque) et les fonds propres réglementaires calculés à partir des seules caractéristiques individuelles de ce crédit est établie dès lors que sont remplies deux conditions : 1° il n'existe qu'un seul facteur de risque systématique (l'état de l'économie) ; 2° le portefeuille présente un degré de granularité suffisant. Le modèle de risque de crédit à un seul facteur de risque vérifie bien ces conditions (Gordy, 2000a). C'est ce modèle qui a été utilisé pour effectuer le calibrage des formules de poids de risque de Bâle II.

L'encadré n° 1 présente les mathématiques des formules proposées pour l'approche IRB. Il montre que les formules dépendent des paramètres *LGD*, *PD*, *EAD* et de la corrélation *R*. L'élément central des

formules est la PD de l'emprunteur conditionnelle à l'état de l'économie et pour un seuil de confiance donné (99,9 % pour le Comité de Bâle). Les formules intègrent aussi un ajustement de maturité. Celui-ci est introduit pour tenir compte du fait que les formules de poids de risque sont construites pour une PD à un horizon d'un an, alors que la maturité moyenne des crédits est supposée être de 3 ans.

Les exigences de fonds propres totales de l'institution financière sont obtenues en sommant les exigences calculées pour chaque crédit. Notons que les corrélations entre les différents actifs (appartenant à des secteurs différents ou situés dans des régions différentes) ne sont pas intégrées dans les formules. Seule la corrélation résultant du fait que tous les emprunteurs d'une même classe sont supposés exposés au même facteur de risque macroéconomique est effectivement prise en compte dans les formules.

Encadré n° 1 Les mathématiques des formules de Bâle II (BRI, octobre 2002, avril 2003)

Le calcul des poids de risque s'effectue en deux étapes. La première est consacrée au calcul de la corrélation R entre les actifs, c'est-à-dire leur sensibilité commune à l'état de l'économie. Elle est définie comme une fonction de la probabilité de défaut PD , comme suit :

1° pour les crédits relevant de la banque *corporate* :

$$R = 0,12 \times (1 - \exp(-50 \times PD)) / (1 - \exp(-50)) + 0,24 \times [1 - (1 - \exp(-50 \times PD)) / (1 - \exp(-50))]$$

2° pour les expositions relevant de la banque de détail (hors crédits hypothécaires)⁴:

$$R = 0,02 \times (1 - \exp(-35 \times PD)) / (1 - \exp(-35)) + 0,17 \times [1 - (1 - \exp(-35 \times PD)) / (1 - \exp(-35))]$$

On peut vérifier que ces formules donnent une relation inverse entre la corrélation R et la PD : un crédit plus risqué est jugé moins sensible au risque systématique. Cette relation inverse fournit un moyen d'éviter de pénaliser l'offre de crédit aux emprunteurs qui ont généralement les PD les plus élevées, parmi lesquels figurent en particulier les PME. Pour les TPE, dont le CA est inférieur à 5 M€, la formule de la banque de détail s'applique. Cela donne une valeur de R comprise entre 2 % et 17 %. Les autres entreprises dont le CA est supérieur à 5 M€ traitées en utilisant la formule *corporate*. Toutefois, celles qui ont un CA inférieur à 50 M€ (et supérieur à 5 M€) reçoivent

un traitement particulier : la corrélation est calculée en utilisant la formule *corporate*, mais en appliquant le terme de réduction suivant :

$$-0,04 \times \left(1 - \frac{S-5}{45}\right)$$

où S est le CA de l'emprunteur. Cette correction fait que la corrélation pour cette classe de PME varie entre 8 % et 20 %.

La valeur de R est ensuite intégrée dans la formule générale de calcul des exigences de fonds propres K :

1°) pour les expositions relevant de la banque *corporate* :

$$K = \frac{LGD \times \Phi \left[(1-R)^{-0,5} \times \Phi^{-1}(PD) + (R/(1-R))^{0,5} \times \Phi^{-1}(0,999) \right] \times \left[1 + (M-2,5) \times b(PD) \right]}{1 - 1,5 \times b(PD)}$$

2°) pour les expositions relevant de la banque de détail :

$$K = LGD \times \Phi \left[(1-R)^{-0,5} \times \Phi^{-1}(PD) + (R/(1-R))^{0,5} \times \Phi^{-1}(0,999) \right]$$

où LGD est la perte en cas de défaut, Φ est la cumulative de la loi normale, M est la maturité restante effective, et $b(PD)$ est un ajustement pour la maturité (la maturité supposée est de 3 ans) :
 $b(PD) = (0,08451 - 0,05898 \times \log(PD))^2$.

Dans ces formules, l'élément central représente la probabilité conditionnelle de défaut dont on voit qu'elle est déterminée par la probabilité historique PD et par la corrélation R de l'actif avec le facteur de risque commun à tous les actifs de la même classe de risque.

L'ajustement de maturité s'explique comme suit. Les modèles de risque de crédit supposent que les crédits sont détenus jusqu'à échéance. Les pertes résultent alors exclusivement des défauts constatés à l'horizon du modèle. Or les modèles supposent un horizon d'un an alors que la maturité moyenne des crédits est généralement plus longue. Il faut alors prendre en compte le fait qu'un crédit de maturité supérieure à un an a une PD à moyen terme supérieure à sa PD à un an. Ainsi, par exemple, un crédit peu risqué peut être dégradé dans l'intervalle sans être en défaut. Cette dégradation se traduit par une augmentation effective de sa PD .

Le nouvel accord prévoit donc la mise en œuvre dans les banques de systèmes de notation de toutes les créances, regroupées en classes ou *buckets*. Un dispositif réglementaire reposant sur l'affectation d'exigences en capital par classe de *ratings* présente d'indéniables avantages. Tout d'abord, il rend les banques plus sensibles au risque de crédit. Le dispositif de l'accord de 1988 reposait déjà sur un système de *buckets*. Le nouveau dispositif, en encourageant les banques à construire des systèmes de *ratings* sophistiqués, leur permettra de faire un meilleur usage de la connaissance de leurs risques. Ensuite, les exigences de capital étant simplement la somme pondérée des exigences relatives à chaque rating, ces systèmes sont relativement simples à gérer. Enfin, la validation de ces systèmes suppose simplement que les autorités réglementaires vérifient la qualité des modèles de détermination des *PD*.

Cependant, comme on l'a dit, le nouvel accord ne prévoit pas que les banques utilisent des modèles de portefeuille du type de ceux ayant servi au calibrage des formules et qu'elles bénéficient de cette façon des effets positifs qui pourraient être liés, en particulier, à une meilleure diversification de leurs portefeuilles que celle qui est implicite dans les formules de Bâle II. Or, les problèmes en suspens pourraient en grande partie trouver leur solution dans l'adoption de tels modèles de portefeuille.

LES PROBLÈMES EN SUSPENS

Un ratio pro-cyclique ?

Les nouvelles règles d'exigences en fonds propres modulent celles-ci en fonction de la qualité des emprunteurs, mesurée par un *rating*. La dégradation de la qualité d'un emprunteur devrait se traduire par une augmentation des fonds propres requis. Le nouveau ratio permet donc de mieux ajuster les exigences réglementaires au risque effectif des emprunteurs. Des actifs plus risqués coûtent, en effet, plus cher aux banques, en termes de capital réglementaire. Cette plus grande sensibilité au risque doit inciter les banques à prendre davantage en compte le risque dans leurs décisions de crédit. Elle doit aussi conduire à une meilleure allocation des fonds propres dans les banques et entre les banques. Les établissements dont le portefeuille est plus risqué doivent constituer davantage de fonds propres, ce qui contribue à réduire leur propre risque de défaut.

Mais le nouveau ratio réagit plus rapidement aux fluctuations conjoncturelles. Si les notations tendent à suivre le cycle économique, avec la réforme du ratio de capital, les exigences réglementaires seront plus fortes en période de récession et plus faibles en période d'expansion que ce n'est le cas dans le dispositif actuel. Elles devraient alors avoir un effet pro-cyclique, c'est-à-dire avoir tendance à amplifier le cycle, en

freinant l'offre de crédit en phase de ralentissement et en l'accélérant en phase de croissance. 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.

Dans le traitement de la pro-cyclicité du nouveau ratio, une attention particulière doit en réalité être accordée aux deux questions suivantes : 1°) Le nouvel accord de Bâle peut-il conduire à une recomposition des portefeuilles qui pénaliserait les entreprises à *PD* élevées (PME, entreprises innovantes, entreprises en création), 2°) la reconnaissance explicite des différences de risque peut-elle être favorable à la prise de risque des banques (dans la mesure où les exigences sur les bons risques seront moins élevées qu'elles ne le sont avec le ratio actuel, ce qui peut, en définitive, faire baisser les exigences en capital réglementaires).

L'évidence empirique sur la pro-cyclicité est encore peu abondante⁵. Les travaux récents montrent que les exigences en capital ajustées pour le risque sont effectivement plus volatiles que des exigences non indexées et qu'elles ont tendance à suivre le cycle. Ces travaux tendent donc à valider la présomption d'un effet pro-cyclique. Cependant, à ce jour, peu de tentatives ont été effectuées pour vérifier l'hypothèse d'amplification du cycle, c'est-à-dire l'impact de la variation des exigences de fonds propres bancaires sur l'offre de crédits, principalement faute de données publiques sur les portefeuilles de crédits. En France, on vérifie par ailleurs que la sensibilité des *ratings* au cycle n'est pas sans effet sur la disponibilité du crédit bancaire pour les catégories d'emprunteurs qui ont habituellement des problèmes d'accès au crédit (Dietsch et Garabiol, 2003). L'avantage des modèles internes pour le traitement du problème de la pro-cyclicité est, comme on l'a vu plus haut, qu'ils intègrent explicitement les variations cycliques dans les mesures du risque de portefeuille.

La question de la pro-cyclicité rejoint ainsi naturellement celle de l'impact de Bâle II sur le crédit aux PME, puisque les conclusions des travaux sur les effets de la pro-cyclicité tendent aujourd'hui à rejoindre celles des travaux sur le canal du crédit qui montrent que l'impact de l'accélérateur financier pèse principalement sur ces dernières.

Les effets sur l'offre de crédit aux PME et la question des corrélations

À plusieurs reprises, le Comité de Bâle a insisté sur la nécessité de mieux comprendre la nature et la dynamique du risque de crédit dans les PME. Dans la première version du nouvel accord, la fonction de poids de risque *corporate* était unique et s'appliquait donc à toutes les entreprises, quelle que soit leur taille. Depuis, un ajustement a été introduit pour les entreprises dont le chiffre d'affaires est compris entre

5 et 50 M€. Si l'on utilise les critères habituels du défaut, les PME présentent généralement un risque de défaut plus fort. En prenant comme critère du défaut la faillite légale, en effet, les *PD* moyennes tendent à diminuer de manière significative avec la taille (tableau n° 1) dans la population des PME françaises ou allemandes. Les poids de risque augmentant avec la *PD*, les charges en capital tendent donc à croître à mesure que la taille diminue. Or, un alourdissement excessif de ces charges pourrait se traduire par des problèmes d'accessibilité au crédit pour cette catégorie d'emprunteurs, dont on connaît par ailleurs l'importance dans l'appareil productif et l'emploi domestique, notamment en Europe. Il importe donc de réserver une attention particulière à cette population d'entreprises.

Tableau n° 1
Probabilités moyennes de défaut à un an selon la taille
dans les PME françaises et allemandes (période 1997-2001)

	TPE (CA<1M€)	Petites (1M€<CA <10M€)	Moyennes (10M€<CA <40M€)	Grandes (CA>40M€)
France	2,63 %	1,74 %	0,79 %	0,28 %
Allemagne	2,73 %	3,0 %	2,05 %	0,53 %

Source : Coface SCRL pour la France, Creditreform pour l'Allemagne et nos calculs.

Une solution pour réduire les charges de capital des PME serait de leur appliquer la fonction de poids de risque applicable au *retail*. Cependant, on ne peut totalement traiter le risque PME comme un risque de la banque de détail. Il y a bien peu de rapports, quant à la nature du risque, entre un crédit à la consommation ou à l'habitat et un crédit à une petite entreprise. Mais il convient de mener des travaux plus précis sur le risque PME et ses différences avec le risque des grandes entreprises⁶. Deux questions méritent plus particulièrement d'être approfondies, celle des corrélations et celle de la définition pertinente du défaut.

Dans l'approche IRB, les exigences en capital réglementaires dépendent du niveau des corrélations (voir encadré). Pour abaisser la pente de la fonction de poids de risque des PME, une relation inverse a été introduite en novembre 2001 entre la corrélation et la *PD* dans les formules de Bâle II. Ainsi, les entreprises dont la *PD* moyenne est plus élevée - ce qui est le cas, comme on l'a vu, des petites entreprises - se voient affecter une corrélation plus faible, ce qui a pour effet de diminuer leur charge en capital réglementaire. Pourtant, tout d'abord, la grande majorité des travaux empiriques appliqués aux PME

montrent que les corrélations sont plus faibles que ne le supposent les travaux de Bâle. Pour les PME traitées par la fonction *corporate*, la corrélation figurant dans les formules de Bâle varie entre 12 % et 20 %, alors que les travaux existants la situent en moyenne autour de 4-5 %, voire beaucoup moins⁷. Les travaux empiriques sur les corrélations montrent que le niveau des corrélations est sensible à la nature des données et au type de méthode utilisée pour le calcul. Ainsi, on a des chances de trouver des valeurs élevées des corrélations si on utilise : 1°) des données d'agences de *rating* relatives à la volatilité historique des *PD* et des données du marché des actions pour approcher les variations des valeurs d'actifs et 2°) un modèle d'option de type KMV. Ces choix restreignent, en outre, l'analyse au risque des grandes entreprises. D'autres travaux utilisant d'autres types de données et/ou d'autres approches de calcul montrent que les corrélations sont très faibles dans les PME. Le tableau n° 2, réalisé à partir des données COFACE relatives à deux très importantes populations d'entreprises de deux pays différents, la France et l'Allemagne, montre que les corrélations sont relativement faibles en moyenne dans la population des PME si on utilise : 1°) d'autres systèmes de notation des emprunteurs que ceux des grandes agences de *rating* mais conformes aux dispositions de Bâle II ; 2°) un modèle de risque de crédit à un facteur de risque analogue à celui utilisé par les économistes de Bâle pour calibrer les fonctions de poids de risque.

Ensuite, des travaux récents montrent que la relation entre *PD* et *R* est plutôt positive⁸. Il n'est donc pas nécessaire de supposer que les petites entreprises, plus risquées, sont moins sensibles au risque conjoncturel, c'est-à-dire de supposer qu'elles sont moins sensibles à la conjoncture et plus au risque spécifique (déficiences plus fréquentes du contrôle de gestion, sous-capitalisation...), ce qui induirait des défauts beaucoup plus fréquents, mais régulièrement étalés dans le temps. En réalité, il est difficile d'apporter une réponse définitive à cette question qui soit valable à tout moment et en tout lieu, les PME semblant exposées de manière différente aux aléas conjoncturels d'un pays à l'autre et d'un secteur d'activité à l'autre. En France comme en Allemagne, la corrélation moyenne diminue avec la taille dans la population des PME, puis elle augmente dans les grandes entreprises (tableau n° 2). De plus, on montre que la vraisemblance d'une corrélation élevée est plus forte dans les grandes entreprises (Dietsch et Petey, 2004), ce qui rejoint de nombreux avis d'experts selon lesquels ces dernières sont les premières touchées par une récession. Au total, en tenant compte de l'appartenance sectorielle des entreprises, on observe une relation positive entre la *PD* et la corrélation.

Tableau n° 2
Valeurs moyennes des corrélations selon la taille
dans les PME françaises et allemandes

	TPE (CA<1M€)	Petites (1M€<CA <10M€)	Moyennes (10M€<CA <40M€)	Grandes (CA>40M€)
France	1,54 %	0,97 %	0,49 %	1,28 %
Allemagne	1,23 %	0,79 %	0,14 %	0,98 %

Source : Dietsch et Petey (2004).

NB : le calcul des corrélations a été effectué à partir des données du système de notation Coface SCRL pour la France et du Système Creditreform pour la RFA, sur une période de 5 ans (1997-2001), conformément aux recommandations du Comité de Bâle. La population couverte comprend plus de 400 000 entreprises en France, plus de 280 000 en Allemagne.

Le Comité de Bâle a retenu une définition large du défaut, allant du simple doute du prêteur sur la capacité de remboursement de l'emprunteur jusqu'à la forme extrême du défaut, la défaillance légale. Mais, quel que soit le critère de défaut retenu, les PME sont toujours plus risquées que les grandes entreprises. Cela tient en partie aux différences de relations banques-entreprises selon la taille. Les PME n'ont pas le même pouvoir de négociation avec les banques que les grandes entreprises et elles n'ont pas non plus accès aux mêmes garanties. C'est pourquoi, si l'on utilise comme critère de défaut le défaut bancaire, au lieu de la défaillance légale, on observe que les PME ont toujours des *PD* plus élevées (Dietsch, 2003b).

La solution au problème des poids de risque PME qui consiste à intégrer explicitement la taille dans le calcul des poids de risque n'est donc pas entièrement convaincante. Un problème est notamment de définir les contours de la population des PME et de déterminer des seuils de taille permettant de distinguer les PME des autres entreprises ou éventuellement de distinguer les PME entre elles. L'expérience montre par exemple qu'en France une distinction des PME en trois classes de taille - celles qui sont reprises dans les tableaux n° 1 et 2 - revêt une certaine pertinence. Mais ce découpage n'est pas nécessairement le bon dans d'autres pays, comme l'Allemagne, où les grandes PME sont beaucoup plus nombreuses. Si les choix effectués à ce niveau par le régulateur ne se révèlent pas conformes à la réalité du risque en fonction de la taille, l'objectif d'une meilleure sensibilité au risque des exigences en fonds propres risque de n'être pas complètement atteint, certains emprunteurs étant pénalisés, d'autres avantagés par les formules.

Il serait par conséquent plus efficace de laisser les institutions calculer les corrélations à partir de leurs données internes et d'appliquer un modèle de portefeuille. Cela serait aussi plus équitable, dans la mesure où les PME réellement moins risquées et peu sensibles à la conjoncture

ne seraient pas ainsi indirectement conduites à subventionner des entreprises plus risquées et plus réactives à l'état de l'économie.

La relation entre PD et LGD

Dans le dispositif de Bâle II, les charges en capital sont calculées en multipliant la probabilité de défaut PD par la valeur de la perte attendue en cas de défaut LGD . Cette dernière est entièrement décrite par la moyenne des pertes conditionnelles à la réalisation du défaut. L'incertitude des pertes tient donc essentiellement au fait que le défaut, dont la PD est supposée connue, peut survenir ou non. Or, la PD est elle-même variable, comme on l'a vu. En outre, l'incertitude des pertes peut également venir de l'incertitude du taux de recouvrement. Enfin, on suppose généralement que l'incertitude sur le taux de recouvrement est indépendante d'un emprunteur à l'autre et donc indépendante du risque systématique, ce qui est loin d'être vérifié dans la pratique.

Pour illustrer ce point, considérons un emprunteur dont la PD historique est de 5 %, cette probabilité pouvant varier entre 10 % en cas de récession et 2 % en cas d'expansion, ces deux états de l'économie étant supposés équiprobables. Supposons que la LGD moyenne soit égale à 50 %, mais que celle-ci varie entre 75 % en situation de récession et 25 % en situation d'expansion. La perte moyenne, calculée comme la moyenne de tous les cas possibles, est alors égale à 4 % = $[(0,5 \times 75 \% \times 10 \%) + (0,5 \times 25 \% \times 2 \%)]$, alors que le simple produit de PD par la LGD moyenne donne un résultat égal à 2,5 %. La manière de calculer les pertes et les exigences de fonds propres n'est donc pas nécessairement appropriée quand à la fois la probabilité de défaut et le taux de recouvrement varient avec les mêmes facteurs fondamentaux de risque. De plus, ce qui précède concerne le calcul de la perte attendue EL , mais le même problème existe aussi pour le calcul de la perte non attendue UL . Si l'on veut éviter une sous-estimation des risques, il importerait donc en toute rigueur de tenir compte des corrélations - généralement négatives - entre les paramètres PD et taux de récupération. Des travaux récents montrent que la valeur de ces corrélations se situe pour les obligations américaines autour de - 70 % (Altman *et alii*, 2001). Le taux de récupération tend à être de plus en plus faible lorsque la probabilité de défaut tend à croître.

VERS BÂLE III : L'INTÉRÊT DES MODÈLES INTERNES

Le nouvel accord de Bâle II se traduit par une accélération très bénéfique de la mise en place de systèmes performants de gestion des risques de crédit dans les banques. Les économies de fonds propres potentiellement associées à l'adoption de l'approche IRB les incitent en

effet à se doter d'un système interne sophistiqué de notation des emprunteurs. Par la même, la réforme encourage au déploiement des modèles de risques de crédit. Dès lors que les systèmes internes de notation seront effectivement déployés, les établissements de crédit ne devraient-ils pas aller plus rapidement à Bâle III, qui ne serait guère plus coûteux ou complexe et lèverait de nombreuses hypothèques ?

Les problèmes de calibrage de formules de poids de risque conduisaient, comme l'ont montré les premières études d'impact, à un alourdissement des exigences par rapport aux exigences actuelles, notamment sur les portefeuilles de risques *corporate*, de risques souverains et interbancaires (QIS 2, BIS, 2001), ceux-là mêmes pour lesquels les banques avaient commencé à développer les systèmes de mesure du risque et d'alerte les plus perfectionnés. Ce résultat venait du fait que les formules de poids de risque étaient calibrées de telle façon que ces poids restent inchangés (soit 100 %) pour les emprunteurs dont la *PD* est égale à 0,7 % alors qu'ils augmentent pour tous ceux dont la *PD* est supérieure à ce seuil. Or, dans la pratique, notamment en Europe, la plupart des emprunteurs peinent à obtenir un *rating* correspondant à cette probabilité en raison notamment de leur taille et de leur difficulté d'accès aux marchés financiers. Les discussions avec l'industrie financière qui ont suivi ces premières études ont conduit rapidement à des modifications sensibles des formules. Toutefois, des problèmes de calibrage demeurent et les économies de fonds propres que peuvent espérer aujourd'hui les institutions de crédit de la mise en œuvre de l'approche IRB *foundation* ne semblent pas encore très importantes (2 à 3 % selon le comité Bâle).

Le recours aux modèles de risque de crédit limiterait certainement ces problèmes et, en augmentant les incitations pour les banques, irait aussi dans le sens de la plus grande sensibilité au risque voulue par Bâle II. Le principal avantage des modèles de portefeuille de risque de crédit est d'intégrer correctement les effets de la diversification des portefeuilles. Comme on l'a vu, ces modèles spécifient généralement le processus de transition des *ratings* comme le résultat de la réalisation de facteurs systématiques communs à tous les emprunteurs et de facteurs spécifiques. Ces facteurs agissent sur la valeur des actifs de l'emprunteur et ils conditionnent sa distance au défaut. Les seuils qui déterminent les classes de *rating* sont calibrés de telle manière que la probabilité entre deux seuils correspond à la probabilité réelle de se trouver dans une classe, dont la classe de défaut. Ces modèles intègrent explicitement les corrélations entre les actifs d'un même *rating*. Les probabilités jointes de défaut sont calculées à partir des seuils de défaut et de la corrélation entre actifs d'un même *rating*. La diversification permettant de réduire les effets des facteurs spécifiques, le risque du portefeuille est principa-

lement déterminé par la réalisation des facteurs systématiques. Il pourrait, en bonne gestion, être couvert par les provisions dynamiques.

Or le système proposé par la réforme de Bâle II repose sur des hypothèses moyennes qui ne reflètent pas l'hétérogénéité des portefeuilles bancaires. Comme on l'a vu, la corrélation moyenne des défauts des entreprises françaises est beaucoup plus faible que celles du modèle sous-jacent au projet de Bâle II, qui suppose une corrélation de 12 à 24 % pour les PME et de 2 à 17 % pour les TPE. Il y a donc une surestimation du risque pour un établissement disposant d'un large portefeuille tandis qu'à l'opposé une concentration éventuelle du risque ne serait qu'incomplètement prise en compte. Dès lors, l'un des moyens d'éviter que la mise en œuvre du nouveau ratio ne se traduise par un alourdissement des charges en capital consiste à bien choisir les valeurs des corrélations correspondant aux caractéristiques du portefeuille auquel appartiennent les emprunteurs.

Pour évaluer l'impact des formules de Bâle II et montrer l'intérêt des modèles internes, des simulations ont été réalisées sur les données d'un portefeuille regroupant les dettes bancaires de plus de 250 000 PME françaises environ extraites de la base de donnée Coface SCRL. Le montant de ces dettes s'élève à 63 M€ en 2000 (Dietsch, 2003). Elles montrent que l'application des nouvelles formules de Bâle II tend à diminuer la charge de fonds propres par rapport à celle du ratio actuel, que l'on adopte les formules IRB *retail* ou *corporate*. Ainsi, alors que le montant des fonds propres réglementaires correspond à 7,9 % des dettes totales si l'on applique le ratio actuel, il correspond à 3,9 % en appliquant les formules IRB *retail* et à 5,0 % en appliquant les formules IRB *corporate*. Mais ces simulations montrent également que les montants des fonds propres économiques calculés à partir du même modèle interne à un facteur de risque (modèle *probit*) que celui qu'a utilisé le Comité de Bâle pour calibrer les fonctions de poids de risque sont très nettement plus faibles - 1,5 % des dettes totales - que les montants obtenus par application des formules IRB.

Ces écarts proviennent principalement de la valeur des corrélations. Comme on l'a dit plus haut, la corrélation mesure la sensibilité d'un emprunteur au cycle économique. Un emprunteur peut donc se voir assigner une valeur de ce paramètre plus ou moins forte selon le caractère plus ou moins cyclique de son activité. Ainsi, les emprunteurs les moins risqués - les grandes entreprises - sont supposés davantage sensibles au cycle, alors que le risque des emprunteurs les plus risqués - les petites entreprises - est supposé provenir davantage du risque spécifique (importance du capital humain, par exemple) que du caractère cyclique de leur activité.

Dans ces conditions, la solution est de laisser les banques utiliser leur

propre modèle de risque de crédit, le régulateur se chargeant de valider le modèle, comme c'est le cas pour les risques de marché. Comme pour les risques de marché, l'introduction d'un multiplicateur de sécurité permettrait au régulateur de maîtriser l'exigence globale en fonds propres du système bancaire sans affecter la logique intrinsèque des systèmes de gestion de risque.

NOTES

1. Pour une présentation plus complète des modèles de risque de crédit, voir Dietsch et Petey, 2003.
2. Dans la plupart des modèles de risque de crédit, la relation entre les *PD* et les facteurs de risque repose sur l'idée de Merton (1974) selon laquelle le défaut est la conséquence de la volatilité de la valeur des actifs de l'emprunteur. Si l'état de ces facteurs est défavorable, la valeur des actifs se dégrade et tend à passer en dessous de celle des dettes, ce qui provoque le défaut de l'emprunteur. La *PD* correspond donc à la probabilité que la valeur des actifs passe en dessous de celle des dettes. Elle est déterminée par le franchissement d'un seuil qui correspond ici à la valeur des dettes.
3. La conversion d'une *PD* conditionnelle en un nombre de défauts repose sur l'hypothèse selon laquelle, pour un état donné de l'économie, les défauts sont des événements indépendants. Cette hypothèse simplificatrice permet de ne retenir que le cycle économique comme source de fluctuation des taux de défaut et d'écarter les effets de contagion entre défauts. Elle permet de calculer le nombre de défauts à partir d'une loi binomiale dont les paramètres sont le nombre de crédits de la classe de risque et la *PD* conditionnelle.
4. NB : les formules sont différentes pour les crédits hypothécaires.
5. Pour une revue de la littérature sur la pro-cyclicité, voir Lowe, 2002, Dietsch et Garabiol, 2003a, 2003b.
6. Une tentative en ce sens figure dans Dietsch, Financing small businesses in France, *EIB papers*, janvier 2003.
7. Voir Dietsch et Petey, 2004, pour une revue de ces travaux.
8. Dietsch et Petey, 2004, *op citée*.

BIBLIOGRAPHIE

- ALTMAN E.I., RESTI A., SIRONI A., (2001), *Analyzing and explaining default recovery rates, The international swaps dealers association*, London, December.
- BIS (Bank of International Settlements), (2001), *The New Basle Capital Accord*, Basel Committee on Banking Supervision, Consultative Paper, January.
- BRI (Banque des règlements internationaux), (2003), « Nouvel accord de Bâle sur les fonds propres », Comité de Bâle sur le contrôle bancaire, Document soumis à consultation, avril.
- CRÉDITMETRICS, (1997), Technical document, JP Morgan.
- CRÉDIT SUISSE FINANCIAL PRODUCTS, (1997), « CreditRisk+ : A Credit Risk Management Framework », octobre.
- CROUHY M., D. GALAI et MARK R. (2000) « A comparative analysis of current credit risk models », *Journal of Banking and Finance*, vol 24, N°1-2, pp59-118

- DIETSCH M. et PETEY J., (2003), *Mesure et gestion du risque de crédit dans les institutions financières*, Revue Banque Édition.
- DIETSCH M., (2003), « Financing small businesses in France » *EIB Papers*, volume 8, n° 1, European Investment Bank.
- DIETSCH M., (2003b), « Les relations entre les différentes formes de défaut : quelques constats » document de travail, octobre.
- DIETSCH M. et GARABIOL D. (2003a) « Bâle II et la stabilité financière », Banque magazine, octobre.
- DIETSCH M. et GARABIOL D. (2003b) « Du caractère procyclique du nouveau ratio de capital : une analyse empirique sur données françaises », document de travail, novembre.
- DIETSCH M. et PETEY J. (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.
- GORDY Michael (2000a). « Credit VaR Models and Risk-Bucket Capital Rules: A Reconciliation », Proceedings of the 36th Annual Federal Reserve Bank of Chicago Conference on Bank Structure and Competition, 2000, 406-417.
- GORDY M., (2000b). « A comparative anatomy of credit risk models », *Journal of Banking and Finance* 24, 119-149.
- JONES D. (2000) « Emerging problems with the Basel capital accord: regulatory capital arbitrage and related issues », *Journal of Banking and Finance*, vol. 24, pp35-58.
- KMV, « Credit Monitor Overview », KMV Corporation, San Francisco.
- LOWE P., (2002) « Procyclicality of the bank capital charges », *BIS working paper* n° 116, september.
- MERTON R., (1974), « On the pricing of corporate debt ; the risk structure of interest rates », *Journal of Finance*, n°28, pp449-470.
- TREACY William and CAREY Mark (1998), « Credit Risk Rating at Large U.S. Banks », *Federal Reserve Bulletin* 84,897-921.