

# Bâle II : Amplificateur du Cycle Financier ?

Daoud Barkat Daoud\*

Version Préliminaire mars 2003

## Résumé

Dans cet article, nous tentons d'évaluer dans quelle mesure le nouvel accord de Bâle renforce la pro-cyclicité financière. En d'autres termes, nous analysons l'ampleur des variations potentielles du capital réglementaire qu'introduit cet accord et les points du cycle sur lesquels celles-ci risquent de survenir. Pour ce faire, nous simulons, à partir de la notation S&P sur la période 1982-2000, la dynamique du capital estimé suivant les différentes approches réglementaires introduites par Bâle II, pour différents profils de portefeuilles bancaires. Ces dynamiques sont également comparées à celle produite par un modèle du risque de crédit. Nos résultats suggèrent qu'à l'exception de l'approche standardisée, Bâle II comme la modélisation du risque de crédit auront tendance à amplifier le cycle financier. Ces résultats reflètent l'inhérent dilemme associé à la régulation du capital bancaire ajustée sur le risque porté par les banques. Pour autant, le nouvel accord ne doit pas être «condamné», des solutions peuvent être envisageables pour atténuer ses effets adverses.

## Abstract

This article examines the implications of the New Basel Accord for procyclicality. Using S&P data and estimates of the risk profile of different commercial banks, we simulate over the period 1982-2000 the dynamic of regulatory capital under the proposed changes to the Basel Capital Accord. The pattern of the times series variations in the capital requirements are also compared with those derived from a full credit risk model. We find that, except for the standardized approach, under the proposed internal ratings-based approach and a full credit risk model regime, the required capital might magnify the business cycle. The results show the inherent dilemma associated with risk-based capital regulation. However, the essential goals of the New Basel Accord would not be "sacrificed" by these adverse effects for which some solutions could be addressed by using different instruments.

**Keywords:** capital requirements, credit risk, procyclicality

**JEL Classification Numbers:** G15,G21,G28

---

\* email : [daoud.barkat@univ-orleans.fr](mailto:daoud.barkat@univ-orleans.fr) Université d'Orléans, Laboratoire d'Economie d'Orléans, Rue de Blois, BP 6739, 45067 Orléans, Cedex 2, France.

Les récentes propositions du Comité de Bâle pour réformer le ratio Cooke reposent fondamentalement sur la volonté d'accroître la sensibilité des exigences réglementaires de fonds propres aux risques portés par les institutions bancaires. Entamée en juin 1999, cette réforme introduit deux grandes approches pour le calcul des exigences minimales de fonds propres<sup>1</sup>. La première, dite «standardisée», prévoit une pondération des actifs en fonction de leur notation externe. La seconde, s'inspire des progrès réalisés ces dernières années dans la modélisation du risque de crédit, elle repose sur la notation des contreparties assignée en interne par les banques<sup>2</sup>.

Une telle orientation réglementaire semble indispensable pour limiter les pratiques bancaires d'arbitrage de capital et assurer la stabilité du système bancaire. Toutefois, elle s'accompagne de la crainte que les exigences minimales de fonds propres exercent en période de récession une forte pression sur le capital bancaire. En effet, la sensibilité du capital réglementaire au risque, implique que celui-ci devient également sensible à sa dynamique. Par conséquent, les exigences requises se traduiront vraisemblablement par une volatilité accrue. En période de récession, si le risque estimé a tendance à s'élever, l'accroissement des exigences minimales qui s'ensuit, pourrait contraindre une banque à restreindre son offre de crédit (si la levée de capitaux « frais » s'avère coûteuse sur les marchés financiers). La volatilité du capital causée par le cycle économique affectera vraisemblablement l'ensemble de l'industrie et non pas uniquement certaines banques individuelles. Si l'offre de crédit bancaire, pour les emprunteurs n'est pas aisément substituable avec des sources alternatives de financement, la rareté du capital peut engendrer des conséquences réelles négatives. En ce sens, la discipline exercée par les ratios de solvabilité, en s'accompagnant au niveau agrégé d'effets de liquidités indésirables, peut amplifier le cycle financier. Ces effets adverses sont au cœur du débat sur la pro-cyclicité de la régulation du capital bancaire qui a connu un renouveau avec l'avènement du projet de réforme réglementaire actuel<sup>3</sup>.

Dans cet article, l'ensemble de ces effets sur l'économie n'est pas étudié. Nous tentons plutôt de mettre en lumière, l'ampleur des variations potentielles du capital réglementaire sous le nouvel accord, et les points du cycle sur lesquels celles-ci risquent de se produire. Pour ce faire, nous simulons à partir de la notation S&P sur la période 1982-2000, la dynamique du capital requis sous les récentes approches réglementaires introduites par Bâle II, pour

---

<sup>1</sup> Au-delà du premier pilier définissant les règles relatives au calcul des exigences minimales de fonds propres, le nouvel accord s'articule autour de deux autres piliers : le processus de supervision et la discipline de marché. Voir BCBS(1999, 2001a).

<sup>2</sup> Voir Gordy (2001).

<sup>3</sup> Voir Danielsson et al. (2001).

différentes qualités de portefeuilles bancaires. Ces dynamiques sont également comparées à celle qu'implique un modèle du risque de crédit.

Cet article s'articule autour de trois sections. Dans une première section, nous présentons succinctement le nouvel accord pour en déduire les implications en terme de pro-cyclicité. Dans une seconde section, une analyse empirique tente de quantifier la dynamique du capital réglementaire sous le nouvel accord. Dans une dernière section, quelques solutions pour atténuer les effets potentiellement adverses de la dynamique du capital bancaire ainsi observée sont analysées.

## **Section I. Le nouvel accord, la notation de crédit et la conjoncture macroéconomique**

### **I.1 Le nouvel accord de Bâle et le débat sur la pro-cyclicité**

Le principe novateur du nouvel accord de capital, réside dans son premier pilier qui établit les règles associées au montant minimal de capital que doivent détenir les banques pour la couverture du risque de crédit. Désormais, les exigences minimales de fonds propres présenteront une sensibilité accrue aux risques des actifs bancaires. Sous l'accord de capital en vigueur actuellement, la détention de fonds propres est différenciée en fonction de la nature juridique de la créance bancaire (souverains, banques...). Dans le futur, cette détention sera différenciée plus finement et dépendra de leur qualité de crédit. En particulier, deux alternatives pour le calcul des exigences minimales de fonds propres sont proposées:

- l'approche standardisée, dans laquelle l'allocation réglementaire de fonds propres est différenciée en fonction de la notation externe (assignée par un tiers à la banque) de la créance bancaire.
- l'approche des notations internes (*Internal Ratings Based Approach*, IRB), dans laquelle la probabilité de défaut (PD) associée à la notation interne (assignée par la banque) de la contrepartie et la perte en cas de défaut (PCD) détermine le montant de fonds propres alloué<sup>4</sup>.

Les systèmes internes de notation devront toutefois satisfaire un certain nombre de critères. Ainsi, la notation d'une contrepartie devra être révisée sur une fréquence annuelle, et dès la connaissance d'une nouvelle information. Elle devra reposer sur la prévision de la conjoncture future compte tenu de l'information courante. Enfin, chaque notation devra être

---

<sup>4</sup> Deux variantes de cette approche existent, elles diffèrent par le montant de paramètres nécessaires pour calculer les ratios de capital réglementaire que la banque doit estimer.

caractérisée par une probabilité de défaut sur l'horizon futur à venir. Le comité de Bâle présente l'approche IRB comme le progrès majeur introduit par le pilier 1 du nouvel accord (BCBS, 2002).

Les effets escomptés par cette sensibilité accrue des exigences minimales de fonds propres au risque sont désirables à bien des égards. Cette réforme encouragera la prise en compte du risque dans le comportement bancaire, en rendant les actifs risqués plus coûteux en terme de fonds propres (Ervin et Wilde (2001)). De plus, l'allocation du capital réglementaire deviendrait plus juste entre les banques, puisque les portefeuilles bancaires dont la qualité moyenne est faible seraient davantage pénalisés. Enfin, le contenu informatif des exigences minimales serait renforcé (BCBS (2002), Gordy (2002)).

Cependant, cette orientation réglementaire suscite une crainte, celle relative à la pression exercée par les exigences minimales de fonds propres sur le capital bancaire, et par conséquent sur l'offre de crédit bancaire au cours du cycle (Danielson et *al.*, 2001). Si cette pression a tendance à s'accroître (se réduire) durant les périodes de mauvaise (bonne) conjoncture, alors les règles d'adéquation de capital seront dites pro-cycliques. En récession, la levée de capitaux pouvant être coûteuse sur les marchés financiers<sup>5</sup>, les banques pour maintenir leur ratio de fonds propres peuvent être contraintes de réduire leur offre de crédit, exacerbant davantage les conditions économiques.

Ces effets adverses de la régulation du capital constituent la problématique de nombreuses études durant les années 1990, suite à l'entrée en vigueur de l'accord de capital de 1988. Durant cette période, en particulier aux Etats Unis, on tente d'expliquer la contraction excessive de l'offre de crédit bancaire qui se produit dans certaines zones géographiques. Bernanke et Lown (1991), Hancock et Wilcox (1992), Peek et Rosengren (1994) analysent si les banques ont exacerbé le cycle économique en créant un « capital crunch ». Leurs conclusions suggèrent que les banques fortement contraintes en capital réduisent leur offre de crédit plus fortement que leurs consœurs moins contraintes.

Bien que l'érosion du capital bancaire et sa restauration soient considérés comme la cause d'une contraction de l'offre de crédit, il semble difficile de pouvoir identifier la source exacte de cet effet d'offre. En effet, la dynamique du capital bancaire est influencée par de

---

<sup>5</sup> Myers et Majluf (1984).

nombreux facteurs tels que les pressions réglementaires, celles exercées par les marchés financiers ou encore les propres préférences des dirigeants bancaires. Il n'existe pas de consensus sur le rôle explicite des exigences réglementaires de capital dans l'apparition de cette contraction de crédit. Hall (1993), Peek et Rosengren (1997a) semblent confirmer un tel effet des contraintes réglementaires sur le comportement d'offre de crédits bancaires, tandis qu'Hancock et Wilcox (1994) soulignent que les ratios de capitaux ciblés en interne par les banques expliquent davantage cet effet d'offre.

Les effets macroéconomiques de la régulation du capital bancaire sont plus délicats à établir (Jackson et *al.*, 1999). La littérature existante suggère que les exigences de capital contraignantes affectent de manière adverse l'activité dans certains secteurs, mais ne semble pas conclure à un lien direct entre ces exigences de capital et l'état général de l'économie.

Une explication pour les résultats contrastés de cette littérature, est que sous le régime actuel, le capital réglementaire ne devient contraignant que sous l'effet de l'érosion du capital entraînée par l'insuffisance des revenus bancaires pour couvrir les provisions. Sous le nouvel accord, cette contrainte sera davantage renforcée. En effet, au-delà de l'érosion du capital consécutif à la constitution de provisions, les fonds propres requis ne seront plus stables dans le temps, mais fluctueront en fonction de la dynamique des notations.

Le mode d'assignation des notations devient par conséquent, déterminant pour évaluer la pro-cyclicité du nouvel accord. En particulier, ces effets dépendront de l'ampleur des variations des notations et de la manière dont celles ci sont reliées à l'état de la conjoncture économique.

## **I.2 La notation de crédit et la conjoncture macroéconomique**

Bien que les pratiques associées aux systèmes de notation soient diverses, celles ci peuvent être rassemblées en deux principales approches. La première dite ponctuelle, consiste à définir chaque classe de notation en terme d'une probabilité de défaut sur l'horizon annuel futur à venir. Chaque contrepartie est alors assignée dans une classe de notation en fonction de sa probabilité de défaut estimée en supposant que ses conditions financières courantes prévaudront dans le temps. Cette approche est illustrée par la méthodologie KMV (1997). Celle ci dérive la probabilité de défaut de la contrepartie en combinant l'information courante

relative à sa dette comptable et celle associée à la valeur de marché de ses actifs<sup>6</sup>. La pratique alternative pour les systèmes de notation se caractérise par une évaluation de la solvabilité de la contrepartie au creux du cycle économique, la notation des agences de *rating* en est représentative.

Selon BCBS (2000), l'approche ponctuelle est celle couramment utilisée par les banques, bien que certaines d'entre elles adoptent également une notation au creux du cycle. Ces deux pratiques impliquent des degrés de stabilité des notations différentes dans le temps. On peut s'attendre à ce que la notation de type ponctuelle soit plus instable que la notation au creux du cycle. En effet, celle-ci devrait être révisée au gré des fluctuations économiques contrairement à la notation au creux du cycle qui ne sera révisée qu'en cas de détérioration marquée (relativement au scénario initialement retenu) de la conjoncture économique.

Toutefois, quel que soit le mode d'assignation des notations, les récessions économiques semblent systématiquement associées à des dégradations généralisées de la qualité de crédit des contreparties. Selon, Borio et *al.* (2001), la difficulté qui réside dans l'identification de la relation entre le niveau du risque et l'état de la conjoncture se traduit par la sous-estimation du risque en bonne conjoncture et sa surestimation en période de récession, et cela a tendance à amplifier le cycle. Typiquement, cela se traduit par une amélioration (dégradation) des notations en bonne (mauvaise) conjoncture et par conséquent d'une dynamique similaire des fonds propres requis.

Une telle dynamique des exigences minimales de capital semble être confirmée par les études de Carling et *al.* (2001), Segoviano et Lowe (2002) qui ont eu accès à des données historiques sur les systèmes internes de notation. Carling et *al.* (2001) utilisent la notation assignée par une grande banque suédoise sur ses crédits commerciaux sur la période 1994-2000 pour analyser le comportement du capital requis sous l'approche IRB. Leurs conclusions suggèrent un déclin relativement élevé des fonds propres exigés, sur cette période d'expansion. L'étude de Segoviano et Lowe (2002) est représentative du comportement des notations internes en période de récession. Elle repose sur des données relatives aux notations assignées par un groupe de banques en activité au Mexique sur la période 1995-1999. Les résultats de ces auteurs indiquent une volatilité accrue des exigences de fonds propres sous l'approche IRB (relativement à l'approche standardisée), et leur tendance à s'accroître durant les périodes de récession (et inversement durant celles de bonne conjoncture).

---

<sup>6</sup> En particulier cette méthodologie s'inspire du modèle de Merton (1974). Notons que KMV (1999) a également étendu son approche aux entreprises non cotées.

Quant au comportement des notations externes sur le cycle économique, les études de Bangia et Diebold (2000), Nickell et *al.* (2001) suggèrent que la dégradation des notations assignées par les agences de *rating* se produit en période de récession. Toutefois, Carpenter et *al.* (2001) n'en déduisent pas une volatilité accrue des exigences de fonds propres sous l'approche standardisée relativement au ratio Cooke.

Enfin, en ce qui concerne la stabilité des notations ponctuelles relativement à celles assignées au creux du cycle, Catarineu et Rabel (2002) comparent l'accroissement du capital IRB sous la notation KMV et celle de Moody's. Leurs résultats suggèrent que la notation KMV aurait conduit à un accroissement significativement élevé du capital IRB lors d'une récession similaire à celle des années 1990 aux Etats Unis, relativement à celle de Moody's.

## **Section II. La dynamique du capital réglementaire sous le nouvel accord : une analyse contre factuelle**

Dans le prolongement de ces études empiriques, nous tentons d'analyser sur une longue période l'ampleur des variations des exigences de fonds propres qu'impliquent les approches réglementaires introduites par le nouvel accord de Bâle. En particulier, la période d'analyse considérée s'étend de 1982-2000. Au-delà de ces approches réglementaires, nous intégrons explicitement les estimations issues d'un modèle du risque de crédit.

En l'absence de données relatives aux notations bancaires internes, notre étude repose sur l'hypothèse suivante : la notation S&P reflète l'approche adoptée en interne par nos différentes banques pour assigner une qualité de crédit à leurs expositions. Cette hypothèse n'est pas si irréaliste, dans la mesure où certaines banques calquent leur système interne de notation sur l'approche adoptée par les agences de *rating* (BCBS (2000), Catarineu-Rabell et *al.* (2002)). De plus, le Comité de Bâle n'a pas été indicatif quant au type de notation que les banques devaient utiliser.

Nous adoptons une démarche relativement similaire à celle adoptée par Carpenter et *al.* (2001) dans la mesure où nous combinons les matrices de transitions historiques de S&P à différents profils de risque de portefeuille bancaire. Nous utilisons trois qualités de portefeuilles bancaires initiales, représentatives des portefeuilles commerciaux de grandes banques américaines. L'évolution de la qualité de ces différents portefeuilles est obtenue, en appliquant à leurs profils de risque initiaux les matrices de transitions de S&P estimées d'année en année. Pour autant, contrairement à ces auteurs, la construction de nos séries historiques contre-factuelles pour l'estimation du capital réglementaire repose sur des

matrices de transition annuelles. Ces auteurs utilisent des matrices de transition trimestrielles qui ont pour conséquence de produire une dynamique relativement stable des notations.

## II.1 Description des données

Notre analyse utilise la base de données CreditPro® de S&P, qui comprend l'historique de notation relative à 9160 émetteurs d'obligations sur la période allant de janvier 1981 à décembre 2000. Les matrices de transition annuelles qu'implique la notation S&P sont centrales ici, car elles conditionnent l'évolution de la qualité de crédit de nos emprunteurs sur la période d'analyse.

La construction de ces matrices de transition nécessite au préalable trois principaux ajustements sur la base de données.

- D'une part, pour éviter les écueils associés à l'adoption d'une quelconque cohorte (taille de l'échantillon qui se réduit dans le temps sous l'effet des défauts, retraits des notations, déclin de certaines industries), nous avons laissé fluctuer librement notre échantillon dans le temps (prise en compte des nouveaux émetteurs, élimination de ceux en défauts).
- D'autre part, nous avons éliminé les émetteurs dont la notation a été retirée. Une telle approche est suggérée par Carty (1997) qui souligne que peu de retraits de notation (à peu près 13%) sont motivés par des arguments relatifs à la solvabilité des émetteurs.
- Enfin, nous avons restreint la base de données aux entités *corporates* américaines.

Au total, une fois ces ajustements effectués, la taille de notre échantillon s'élève pour l'année 2000, à 5509 (1218 en 1981).

Le logiciel CreditPro® facilite la construction des matrices de transition des émetteurs dans les différentes classes de notation sur divers horizons de temps : trimestriel, annuel ou plus d'une année. Conditionnelle à la classe de notation d'un émetteur au temps  $t$ , la matrice de transition  $M$  décrit les probabilités que ce dernier puisse appartenir à l'une des diverses classes de notation au temps  $t+1$ . Nous tentons d'estimer  $M$  sur un horizon annuel, sur la période 1981-2000. Le tableau 1 représente la matrice de transition moyenne sur l'horizon annuel, observée sur la période 1981/2000.

**Tableau 1: Matrice de transition non conditionnelle 1981/2000 (%)<sup>7</sup>**

	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	D
AAA	93.58	<b>5.86</b>	0.45	0.06	0.06	0	0	0
AA	0.66	92.2	6.33	0.56	0.08	0.12	0.04	0.02
A	0.07	2.02	91.46	5.6	0.56	0.22	0.01	0.06
BBB	0.04	0.13	4.87	89.21	4.59	0.8	0.13	0.23
BB	0.04	0.04	0.33	6.8	83.01	7.82	0.81	1.16
B	0	0.1	0.3	0.35	5.62	84.19	3.6	5.85
CCC	0	0	0.35	1.06	1.94	10.74	61.09	24.82

Source: Standard & Poor's CreditPro®, calculs de l'auteur

Au-delà des données nécessaires pour estimer les matrices de transition, la seconde information sur laquelle repose notre analyse est relative aux profils de risque (qualité de crédit) de nos portefeuilles bancaires. Nous considérons trois distributions pour leur qualité de crédit : qualité élevée, moyenne et faible. Ces distributions moyennes sont celles observées sur les portefeuilles commerciaux de grandes banques américaines ayant participé à une étude menée par le Conseil des Gouverneurs de la FED et reportée par Gordy (2000). Le tableau 2 indique pour chaque qualité de portefeuille considérée, la proportion des contreparties dans les différentes classes de notation.

**Tableau 2: Distribution d'emprunteur dans chaque classe de notation (%)**

Qualité de crédit des portefeuilles	élevée-US	moyenne-US	faible-US
AAA	4	3	1
AA	6	5	1.5
A	29	13.5	4
BBB	38	31	16.5
BB	19	32.5	38
B	3	11	32
CCC	1	4	7

Source: Gordy (2000)

## II.2 La méthodologie

Pour apprécier l'évolution des exigences de fonds propres sur la période 1982/2000 calculés selon les approches standardisée, IRB et selon un modèle du risque de crédit nous adoptons une méthodologie en deux étapes.

- La première étape consiste à spécifier une règle pour déterminer comment évolue au cours des années la qualité moyenne des portefeuilles bancaires considérés.

<sup>7</sup> En moyenne sur la période 1981/2000, les contreparties notées AAA avaient 5.86 % de chance de migrer vers la classe de notation AA sur l'horizon de risque annuel.

La règle adoptée est similaire à celle adoptée par Carpenter et al.(2001), elle consiste à appliquer d'année en année, aux profils de risque des portefeuilles bancaires, les matrices de transitions annuelles. La taille de nos portefeuilles bancaires est fixée, pour chaque année à  $n=1000$  contreparties. Nous utilisons les trois profils de risque reportés dans le tableau 2 comme *proxy* de la qualité initiale de nos portefeuilles bancaires. Ces qualités initiales sont alors autorisées à évoluer sur la période, selon les matrices de transition de S&P. Formellement, le profil de risque du portefeuille pour la période  $t+1$  est obtenu suivant la règle :

$$P_{t+1} = M_{t,t+1} P_t,$$

avec  $P_t$  le profil de risque du portefeuille à la période  $t$ ,  $M_{t,t+1}$  la matrice de transition de la période  $t$  à  $t+1$ .

La construction de ces séries temporelles pour les profils de risque des portefeuilles, nécessite une hypothèse additionnelle pour le traitement des contreparties en défaut. Le traitement des contreparties en défaut est indispensable. En effet, lorsqu'une firme est en défaut, celle-ci n'est plus prise en compte dans le calcul des matrices de transition. De plus, omettre un tel ajustement exagérerait l'importance des contreparties en défaut dans nos portefeuilles simulés.

Nous supposons que le nombre annuel de contreparties en défaut est remplacé par le renouvellement d'un nombre identique de nouveaux prêts. La notation de ces nouveaux prêts est distribuée suivant les proportions dictées par le profil de risque initial caractérisant le portefeuille. Une telle hypothèse suppose implicitement que la banque a une politique de crédit définie et qu'elle désire atteindre une certaine qualité pour son portefeuille<sup>8</sup>.

- La seconde étape de notre méthodologie, une fois construites ces séries relatives aux différents profils de portefeuilles, détermine pour chaque année la charge de fonds propres exigée sous nouvel accord. Nous procédons également à l'estimation d'un modèle de risque de crédit.

---

<sup>8</sup> Cette hypothèse est différente de celle utilisée par Carpenter et al. (2001). En effet, ces derniers supposent que les nouveaux crédits accordés en remplacement des contreparties en défaut sont répartis dans les proportions dictées par la matrice de transition en  $t+1$ . Une telle hypothèse a tendance à surestimer fortement le degré de variation du profil bancaire.

Des matrices de transition annuelles ainsi obtenues, sont déduites les fréquences de défaut annuelles pour chaque classe de notation  $\xi$  qui sont interprétées comme les probabilités de défaut *ex ante*  $\bar{P}_\xi$ .

Comme le souligne BCBS (2001c), les charges réglementaires de capital ont été calibrées pour couvrir deux mesures du risque de crédit : les pertes espérées ( $PE_p$ ) et les pertes non espérées ( $PNE_p$ ) des portefeuilles<sup>9</sup>. Le Comité de Bâle justifie essentiellement cette approche en argumentant que certaines provisions générales pour pertes de crédit sont incluses dans la définition du capital. Une telle prise en compte des pertes espérées dans la charge de fonds propres réglementaire renforce potentiellement leurs effets pro-cycliques, puisque celles-ci deviennent davantage sensibles aux probabilités de défaut (Borio et Lowe, 2001). De plus, ce traitement semble ignorer la pratique courante d'évaluation du risque de crédit qui assigne des rôles distincts au capital et aux provisions bancaires. Ainsi, il est admis que le capital doit être affecté à la couverture des pertes non espérées tandis qu'il revient aux provisions (réserves pour pertes de crédit) de couvrir les pertes espérées.

Dans notre analyse, nous avons explicitement séparé le montant de capital global en ses deux composantes nécessaires à la couverture des pertes non espérées et espérées. Les deux quantités sont calculées de la manière suivante sous les différentes approches réglementaires considérées :

$$PNE_p = \sum_{i=1}^n \lambda_{\xi(i)} * k[\xi(i)] * 8\%, \text{ sous l'approche standardisée.}$$

$$PNE_p = \sum_{i=1}^n \lambda_{\xi(i)} * k[\bar{P}_{\xi(i)}, PCD] * 8\%, \text{ sous les approches IRB de janvier et novembre 2001.}$$

$$PE_p = \sum_{i=1}^n \lambda_{\xi(i)} * \bar{P}_{\xi(i)} * PCD, \text{ quelle que soit l'approche réglementaire considérée.}$$

Avec  $\lambda_{\xi(i)}$  la proportion de contreparties  $i$  dont la notation est  $\xi$ ,  $k[\xi(i)]$  et  $k[\bar{P}_{\xi(i)}, PCD]$  les fonctions de pondération de risque des actifs sous l'approche standardisée et IRB (ces deux fonctions sont définies en annexe 1).

$k[\bar{P}_{\xi(i)}, PCD]$  est calibrée pour une perte en cas de défaut des actifs égales à  $PCD=50\%$  et pour une maturité des actifs correspondant à 3 ans.

---

<sup>9</sup> Les pertes espérées (PE) ou attendues sont les pertes qu'en moyenne une banque s'attend à observer. Les pertes non espérées (PNE) caractérisent l'incertitude associée aux pertes effectives sur un horizon futur donné.

Un modèle de risque de crédit est également utilisé dans notre analyse. Ce modèle est une version du modèle de CreditMetrics, il est présenté en annexe 2. Cette version autorise la prise en compte des corrélations des actifs entre les contreparties. De manière à pouvoir comparer les estimations de ce modèle avec les approches IRB considérées, deux traitements relatifs aux corrélations des actifs ont été considérés. Le premier traitement suppose une corrélation des actifs de 20%, hypothèse retenue dans l'approche IRB simple de janvier 2001. Le second traitement adopte l'hypothèse retenue par l'approche IRB de novembre 2001 (voir annexe 2). Par hypothèse, au sein d'une classe de notation les contreparties présentent une corrélation de défaut identique. Le montant d'exposition sur chaque contrepartie est fixé à l'unité, et la perte en cas de défaut à 50%. La distribution de pertes de crédit au niveau du portefeuille est obtenue en générant 10000 scénarios. Le montant de capital aux seuils de 99.5, 99.9 et 99.97% sont alors sélectionnés.

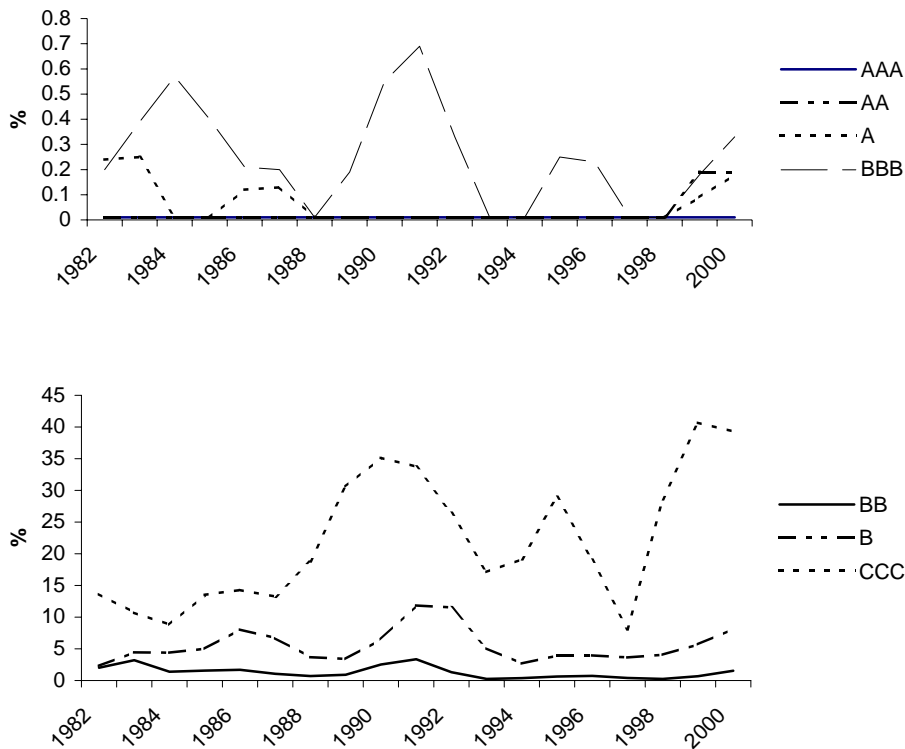
### **II.3 Les résultats**

Le graphique 1 illustre l'évolution des fréquences annuelles de défaut par classe de notation, issues des matrices de transition, sur la période d'analyse. Ces fréquences de défaut occupent un rôle important, puisqu'elles sont utilisées comme proxy des probabilités de défaut *ex ante*, et sont les principaux paramètres des approches IRB. Selon les classes de notation considérées, ces probabilités de défaut fluctuent plus ou moins fortement dans le temps. Ainsi, les probabilités de défaut pour les contreparties notées en deçà des classes AA se caractérisent par des fluctuations relativement significatives. Pour les contreparties notées CCC, la probabilité de défaut annuelle est comprise sur l'horizon d'analyse entre 8% et 40%. Nous pouvons constater que ces probabilités de défaut atteignent leurs maxima durant la période 1989/1991, années de mauvaise conjoncture économique aux Etats Unis<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup> Cette période se caractérise par un accroissement dramatique des défauts sur le marché du crédit *corporate* et celui des obligations (Altman et Saunders, 2001).

**Graphique 1: Evolution des probabilités de défaut sur la période 1982/2000**



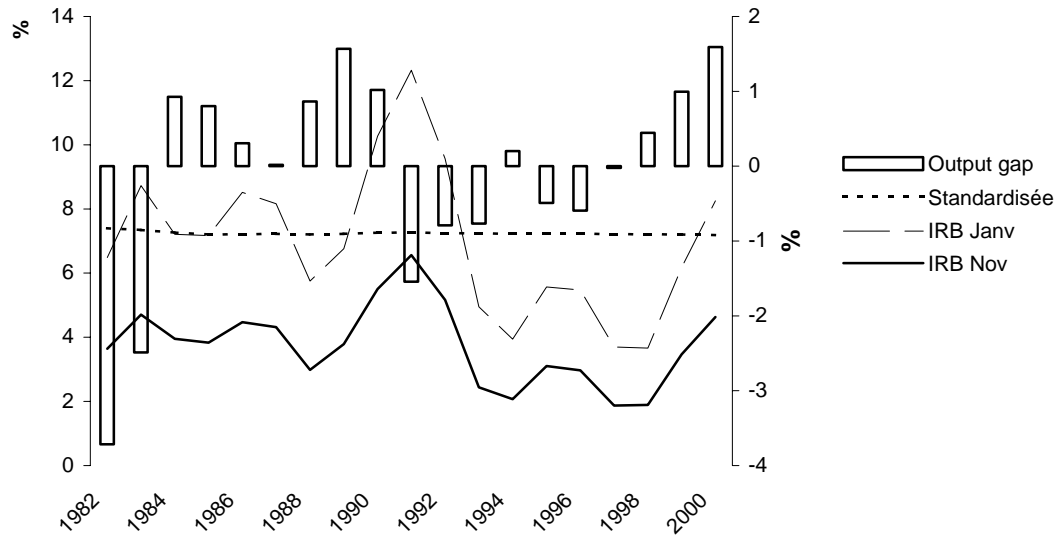
Au-delà des fluctuations des probabilités de défaut, la qualité de nos portefeuilles bancaires varie également dans le temps, sous l'effet de la dynamique des probabilités de transition associées à chaque classe de notation.

Les tableaux 4 à 6 en annexe 3 reportent pour nos trois portefeuilles bancaires, les montants de fonds propres exigés annuellement sous les différentes approches réglementaires considérées. Le graphique 3 illustre l'évolution des charges réglementaires pour le portefeuille US de qualité élevé<sup>11</sup>, et celle de l'output gap<sup>12</sup> américain sur la période 1982-2000.

<sup>11</sup> Pour les deux autres portefeuilles de qualité moyenne et faible, des graphiques (4 et 5) similaires sont reportés dans l'annexe 3.

<sup>12</sup> L'output gap est calculé selon la méthode Hodrick-Prescott.

Grahiqne 3 : Dynamique du capital réglémentaire "US élevé" (PE exclue)



D'après ce graphique, il ressort que les approches IRB relativement à l'approche standardisée se caractérisent par une instabilité significative du capital réglementaire. Ainsi, l'indicateur de dispersion pour la charge de capital pour le portefeuille de qualité élevée est respectivement 0.05, 2.31 et 1.56 pour l'approche standardisée et les deux approches IRB (voir tableau 4). Ce résultat reflète la sensibilité accrue des approches IRB au risque estimé : par construction, les pondérations qu'elles impliquent croissent de manière exponentielle avec les probabilités de défaut.

Ce graphique suggère également, que les exigences minimales IRB semblent plus contraignantes durant les périodes de basse conjoncture. Ainsi, nous pouvons remarquer que celles-ci atteignent leurs maxima lors de la récession des années 1990. Plus précisément, d'après les chiffres du tableau 4, ces maxima sont atteints pour l'année 1991. Entre 1989 et 1990, la charge IRB de janvier varie de 50% (6.76 à 10, 27%), de 20% (10.27% à 12.32%) entre 1990 et 1991. Pour ces années, l'ampleur de ces variations est relativement similaire sous l'approche IRB de janvier (48% entre 1989 et 1990, 22% entre 1990 et 1991).

En ce qui concerne, l'économie de fonds propres escomptée sous les approches IRB relativement à l'approche standardisée, pour le portefeuille de qualité supérieure, celle-ci est relativement faible en moyenne pour l'approche IRB de janvier 2001, mais devient significative sous l'approche IRB de novembre 2001 (voir dans le tableau 4, les charges moyennes). L'approche IRB de novembre, en rectifiant le calibrage inadéquat de l'approche IRB, va dans le sens de l'intention affichée du comité de Bâle de voir cette approche adoptée par la majorité des banques. De plus cette dernière approche, bien qu'elle réduise faiblement

la volatilité du capital requis, atténuée toutefois les effets pro-cycliques de l'approche IRB (de janvier) car elle conduit à une détention de fonds propres sensiblement plus faible.

Selon les profils de risque considérés pour nos portefeuilles bancaires, nos résultats suggèrent également que les charges de capital diffèrent considérablement. Cela reflète les différences caractérisant la distribution des contreparties dans les classes de notation ainsi que l'expérience historique de défaut pour chaque classe de notation. Ainsi, en moyenne sur la période d'analyse, la charge de capital calculée suivant l'approche IRB de janvier 2001, s'élève respectivement à 7, 10 et 14% (PE exclue) pour les portefeuilles bancaires de qualité élevée, moyenne et faible. Cette croissance du capital requis en fonction de la détérioration de la qualité des portefeuilles bancaires est également vérifiée sous les approches réglementaires alternatives, et confirme que les « bons élèves » sont récompensés sous le nouvel accord.

D'autre part, la dynamique des exigences de fonds propres est dans l'ensemble similaire pour les différents portefeuilles bancaires considérés. Ainsi, quel que soit le portefeuille considéré, les exigences de fonds propres atteignent leurs maxima durant les années de défauts élevés que sont les années 1990, 1991, 1992. Sur cette sous période, la forte variation de capital sous les approches IRB est enregistrée pour le portefeuille de qualité élevé, caractérisée par un montant absolu d'exigence plus faible. Ainsi, entre 1989 et 1990, le taux de croissance de fonds propres est de 46.7%, 40% et 35% sous l'approche IRB de janvier respectivement pour les portefeuilles de qualité élevée, moyenne et faible.

En ce qui concerne le modèle du risque de crédit, rappelons que dans les tableaux 4 à 6, sont reportées les estimations de deux simulations (MCR1 et MCR2) qui diffèrent par les hypothèses relatives à la structure de la corrélation des actifs entre les contreparties<sup>13</sup>. Les estimations du modèle du risque de crédit, ainsi que leur volatilité, sont plus faibles relativement aux approches réglementaires IRB qui leur sont directement comparables. Toutefois, le modèle du risque de crédit conduit à des exigences de fonds propres qui présentent une dynamique identique à celles qu'impliquent les autres approches réglementaires : le montant de capital tend à s'accroître lors des périodes de défauts élevés.

---

<sup>13</sup> Au seuil de 99.5%, les estimations de MCR1 sont directement comparables avec celles de l'approche IRB de janvier 2001. Les estimations de MCR2 sont quant à elles comparables, au seuil de 99.9% avec celles de l'approche IRB modifiée

Au final, sous le nouvel accord, le risque estimé semble s'accroître durant les périodes de récession, et se réduire en bonne conjoncture. Cette dynamique se reflétera dans celle du capital réglementaire, en particulier sous le régime IRB. L'effet pro-cyclique du nouvel accord dépendra de la pression exercée par une telle dynamique du capital réglementaire sur le capital bancaire dans son ensemble.

Le tableau 3 reporte quelques statistiques sur les ratios de capital détenu par les grandes banques américaines (définis comme celles dont le *tier* 1 est supérieur à 3 milliards d'euros) sur la période 1996-2001.

**Tableau 3: Capital Bancaire détenu par les grandes banques américaines sur la période 1996/2001**

Ratio total de capital (%)	médian	11.9
	écart type	2.2
Ratio de capital <i>tier</i> 1 (%)	médian	8.6
	écart type	2.5

Source Peura et Jokivuolle (2003)

Au regard du ratio médian de capital, sous le régime actuel, la majorité de ces banques détiendraient un ratio de capital au delà des minima exigés (8%). Pour autant, un accroissement de 50% du capital requis – passage de 8 à 11.9% – exercerait une forte contrainte de capital sur au moins 50% des grandes américaines. Pour l'année 1991, sous l'approche IRB de janvier 2001, quelque soit la qualité du portefeuille bancaire considéré, la majorité des banques auraient été contraintes (passage de 8% à 13.86% (12,32+1.54) pour le portefeuille de qualité élevé, voir tableau 4). Sous l'approche IRB de novembre, seule la majorité de ces banques auraient été contraintes si elles possédaient un portefeuille de faible qualité<sup>14</sup>. Sous l'hypothèse de levée coûteuse de capitaux « frais » sur le marché de capitaux, ces banques contraintes auraient réduit leur offre de crédit.

Pour autant, de telles implications sont hâtives car les changements structurels associée à l'attitude des banques vis à vis de leur détention de capital de précaution ne doivent pas être ignorées suite à l'entrée en vigueur du nouvel accord (Ayuso et *al.*, 2002). D'autre part, un certain nombre de solutions peuvent être envisagées pour atténuer les effets adverses qu'introduit un régime de fonds propres sensible aux risques portés par les banques.

<sup>14</sup> Selon Jokivuolle et Peura (2001), le montant de capital de précaution que devraient détenir les banques pour satisfaire les exigences IRB pourraient les désinciter à adopter cette approche réglementaire.

### **Section III. Quelques solutions envisageables**

Les différentes solutions qui peuvent être envisagées nécessitent pour la plupart un arbitrage délicat. En effet, l'objectif affiché du nouvel accord d'aligner les exigences minimales de fonds propres sur le risque porté par les institutions bancaires s'oppose à la stabilité du capital dans le temps. Un certain nombre de règles explicites devraient pour autant atténuer les effets pervers d'une telle instabilité du capital réglementaire sous l'approche IRB sans totalement sacrifier les incitations qu'elle introduit. Ces règles devraient garantir par un compromis judicieux :

1. la sauvegarde du contenu informatif des exigences minimales de fonds propres.
2. la sauvegarde de l'intégrité du processus interne de notation.
3. le maintien de la sensibilité des exigences de fonds propres au risque des actifs et des portefeuilles bancaires dans le temps.
4. que les exigences de fonds propres ne puissent exacerber le cycle économique.

Si les deux premiers principes ne semblent pas être contradictoires, les deux derniers le sont, et nécessitent un arbitrage. Une solution sera jugée adéquate si elle arrive à concilier les deux derniers principes, sans sacrifier les deux premiers.

La nécessité de considérer des règles explicites peut être justifiée par l'hypothèse d'aversion des banquiers et de leurs superviseurs vis à vis de la volatilité du capital requis (Gordy, 2002). En l'absence de ces règles, ces derniers trouveront les moyens de s'accommoder de cette volatilité, sans toutefois garantir le respect des principes précédents.

#### **III.1 Les solutions internes à l'approche IRB**

Ces solutions consistent à lisser l'approche IRB. Ainsi, le lissage peut concerner les paramètres, le modèle ou les résultats qui lui sont associés.

- Le lissage des paramètres

Une solution serait de contraindre les banques à adopter un système de notation conçu pour être stable. Catarineu-Rabell et *al.* (2002) suggèrent une telle proposition. Pour ces derniers, le Comité devrait contraindre les banques à adopter la notation au creux du cycle. Toutefois, Gordy (2002) argumente que cette solution détruirait le contenu informatif de l'approche IRB : la notation au creux du cycle conduit à une probabilité de défaut moyenne indépendante des conditions économiques courantes. Une telle probabilité ne représente pas un indicateur fiable de la fréquence de défaut espérée sur l'horizon annuel à venir. En d'autres

termes, cette notation est certes stable, mais son contenu informatif est faible relativement à la notation de type KMV<sup>15</sup>.

Ervin et Wilde (2001) analysent l'utilisation de la notation initiale de l'emprunteur au moment de l'accord du crédit, et non sa notation courante pour déterminer la charge de fonds propres IRB. Pour illustration, pour un emprunteur noté initialement BB, la charge de fonds propres serait ainsi stable dans le temps, et serait indépendante de l'évolution de sa solvabilité. Pour préserver notre premier principe, le capital requis calculé sur la qualité courante du portefeuille bancaire devra être publié. Toutefois, cette solution renforce l'arbitrage de capital : une banque sera peu incitée à financer les prêts de qualité inférieure. De plus, des actifs de même qualité supporteront une charge de capital différente.

- Le lissage du modèle IRB

Une solution alternative serait de lisser le modèle IRB lui-même, en rendant la fonction de pondération IRB moins sensible aux probabilités de défaut. L'approche IRB proposée en novembre 2001 illustre cette tentative. Comme nos résultats le suggèrent cette tentative a réduit la volatilité des exigences de fonds propres, et leur faible montant atténue la pression exercée sur le niveau du capital bancaire. Cette solution a le mérite de sauvegarder l'intégrité du système interne de notation, aux dépens d'une moindre différenciation des exigences de fonds propres au risque des actifs.

- Le lissage du montant de capital réglementaire

Une dernière série de solution pour atténuer la procyclicité de l'approche IRB serait d'agir directement sur le capital réglementaire  $C^*$ , cela peut être mis en œuvre de diverses manières.

D'une part, les autorités de supervision pourraient de manière discrétionnaire, envisager de réduire ou d'accroître directement  $C^*$  en fonction de la conjoncture économique<sup>16</sup>. Une telle action devrait toutefois être rendue publique, et les banques seraient tenues de continuer à divulguer le montant  $C^*$  qu'implique l'approche IRB. La principale objection tient au fait que cet ajustement discrétionnaire doit être calibré en référence à l'exposition au facteur de risque systémique. Or les banques, ne sont pas uniformément

---

<sup>15</sup> Selon Gordy (2002), la notation ponctuelle (de type KMV) produit des probabilités historiques moyenne tournée vers l'avenir, qui sont des indicateurs adéquats des taux de défauts espérés sur l'horizon à venir.

<sup>16</sup> Crockett (2003) suggère une telle discrétion des autorités en soulignant que les exigences minimales ne devront pas être appliquées de manière rigide ou mécaniquement.

exposés sur une zone géographique ou un secteur d'activité donné (Borio et *al.*, 2001). De plus, cette mesure peut être perçue comme anti-concurrentielle, favorisant les banques en activité sur le territoire nationale. Enfin, elle renforce la lourde tâche qu'incombe aux superviseurs bancaires. Malgré ces objections, la discrétion des autorités de supervision permet de surmonter le simple compromis entre la différenciation du risque et la volatilité du capital bancaire<sup>17</sup>.

D'autre part, ce lissage peut être mis en œuvre au moyen d'une règle de capital contracyclique explicite. Ainsi, Ervin et Wilde (2001) suggèrent une règle indexant  $C_t^*$  en fonction des conditions macroéconomiques, ou encore d'une statistique moyenne relative aux migrations de notation (une notation composite des plus grandes entreprises). Cette règle est soumise à une critique déjà évoquée précédemment. La manière dont devrait être indexé ce ratio pour les banques dont les portefeuilles sont exposés sur différentes zones géographiques, à des cycles différents pose des difficultés.

Enfin, une règle de capital de type moyenne mobile pourrait être introduite. Cet instrument est proposé par Gordy (2002), pour une période donnée le montant  $C_t^*$  peut être défini comme suit :

$$C_t^* = \kappa_t C_t + \kappa_{t-1} C_{t-1} + \dots + \kappa_{t-j} C_{t-j}$$

L'étendue de la période, ainsi que les paramètres  $\kappa$  nécessaires au calcul de cette moyenne mobile devraient être fixés par les autorités de supervision. Le capital IRB, ainsi que le capital lissé seraient également soumis à divulgation. Cette règle présente l'avantage d'être simple et s'adapterait naturellement au « cycle » spécifique de la banque.

Au final, de notre point de vue, si la pro-cyclicité des exigences minimales doit être atténuée au moyen d'un lissage de l'approche IRB, ce lissage doit concerner ses résultats et non ses paramètres. La charge de fonds propres IRB non lissés devra toutefois soumise à publication de sorte à ne pas entraver l'incitation des banques escomptée par la discipline de marché.

### **III.2 La détention d'un excès de capital**

Les discussions sur les effets pro-cycliques de l'approche IRB se focalisent essentiellement sur le niveau du capital requis. Naturellement, les exigences minimales de

---

<sup>17</sup> Pour une étude détaillée des différents instruments soumis à la discrétion des autorités de supervision, voir Borio et *al.*(2001).

fonds propres sont comme leur nom l'indique, minimales et impliquent que les banques puissent les satisfaire en toute circonstance. Jokivuolle et Peura (2001) soulignent que la volatilité du capital réglementaire entraînera nécessairement une réaction des banques sous forme d'une détention de capital de précaution en période de bonne conjoncture pour prévenir toute sous capitalisation en période de basse conjoncture. Par cette détention de capital de précaution, les banques éviteraient les coûts associés à l'intervention des autorités de supervision, et ou la réaction du marché lorsque leur montant de capital approche dangereusement de celui des exigences minimales (Furfine, 2000). Selon Crockett (2003), un des effets escomptés du pilier 2 et 3 du nouvel accord (relatif au processus de supervision et à la discipline de marché) est de renforcer l'incitation des banques à détenir un excès de capital au-delà des minima<sup>18</sup>.

Jokivuolle et Peura (2001, 2003) proposent une règle simple pour déterminer le montant du capital de précaution sous les différents régimes de fonds propres. En particulier, ces auteurs introduisent un critère de type *value at risk*, pour la détention de capital  $C_t$  par une banque. Ainsi, cette dernière pourrait fixer  $C_t$  de telle sorte qu'elle puisse satisfaire la contrainte réglementaire avec une probabilité  $q$  sur l'horizon  $h$  :

$$\Pr[C_t \geq C_{irb}^*(h)] \geq q$$

Cette règle est relativement simple à introduire et peut garantir que la banque détient suffisamment de capital pour satisfaire l'exigence IRB avec une probabilité  $q$ . Toutefois, sous l'approche IRB de janvier, cette détention de capital peut être si élevée qu'une banque pourrait être desincitée d'adopter cette approche (Jokivuolle et Peura (2001)). En d'autres termes, la réduction de la charge IRB serait nécessaire pour que cette approche reste attractive, et assurer que le niveau du capital de précaution ne soit pas prohibitif<sup>19</sup>. Si cela n'est pas le cas, les banques pourraient également être incitées d'elles-mêmes à lisser la charge de fonds propres en modifiant leur comportement de notation.

Borio et *al.* (2001) soulignent que la pression exercée par les acteurs de marché renforce généralement le caractère pro-cyclique du comportement bancaire. Cette remarque suggère que les superviseurs bancaires doivent exercer une stricte surveillance du

---

<sup>18</sup> Flannery et Rangan (2002) suggèrent que sur la période récente, les forces de marché ont exercé un rôle important sur les décisions d'endettement (par conséquent sur la capitalisation) des banques.

<sup>19</sup> L'introduction de l'approche IRB de novembre 2001 peut être interprétée comme une mesure allant dans ce sens.

comportement des revenus bancaires en période de bonne conjoncture, de manière à prévenir la sous capitalisation des banques en mauvaise conjoncture.

De notre point de vue, des règles explicites de lissage de l'approche IRB restent nécessaires, en leur absence, la détention d'un excès de capital par les banques ne garantit pas qu'elles puissent ne pas modifier leur comportement de notation, allant dans le sens d'un lissage des paramètres de l'approche IRB. Une telle action individuelle des banques, rendrait la tâche des superviseurs délicate.

### **Conclusion**

Au regard de l'analyse empirique conduite dans cet article, le nouvel accord de capital se traduira vraisemblablement par une volatilité accrue des exigences minimales de fonds propres. En particulier, nos résultats suggèrent que le capital réglementaire sous l'approche IRB, sera fortement instable sur le cycle économique, relativement à l'approche standardisée. Cette instabilité se reflète également dans les estimations produites par le modèle du risque de crédit. Cette instabilité inhérente à la sensibilité accrue des approches IRB à la dynamique du risque estimé n'est en soit pas inquiétant. Par contre, la tendance à l'accroissement du risque estimé en période de récession, et par conséquent du capital requis (sous l'approche IRB en particulier), implique que la régulation du capital bancaire peut être une source d'amplification du cycle.

Nos estimations du capital requis ont été menées en référence à la notation S&P. Bien que la notation au creux du cycle puisse être considérée comme reflétant les systèmes internes de certaines banques, elle ne peut en aucun cas être généralisée à l'ensemble des pratiques de notations bancaires.

Malgré cette limite, la question de la pro-cyclicité des fonds propres doit être explicitement traité par les autorités. Certes, le nouvel accord en introduisant une volatilité accrue des exigences de fonds propres entraînera probablement des modifications structurelles dans l'attitude des banques vis à vis de leur détention de capital bancaire. Ces dernières pourraient ainsi accroître leur position de capital en bonne conjoncture de sorte à prévenir toute sous capitalisation en période de récession. De notre point de vue, de tels changements structurels ne garantissent pas que les banques puissent volontairement adopter l'approche IRB ou encore qu'elles ne puissent pas lisser d'elles même le capital requis en réduisant le contenu informationnel de leur notation. Ces deux actions réduiraient à néant les progrès introduits par le nouvel accord.

Si la pro-cyclicité de l'approche IRB doit être atténuée au moyen de règles explicites, ces règles devraient se traduire par un lissage du capital requis, et non celui des paramètres nécessaires à son estimation. Ces règles impliquent une intervention active des superviseurs, mais elles évitent qu'ils aient à se positionner sur le délicat choix associé aux systèmes internes de notation. De plus, les deux types de capital réglementaire (lissé, comme non lissé) devront être soumis à publication pour ne pas entraver le fonctionnement adéquat de la discipline de marché (pilier 3).

## **Bibliographie**

Altman, E.I, Saunders, A., (2001), « An analysis and Critique of the BIS Proposal on Capital Adequacy and Rating », *Journal of Banking and Finance* 25, 25-46.

Ayuso, J., Perez, D., Saurina, J., (2002), «Are Capital Buffers Pro-cyclical?», Banco d’Espana.

BCBS,(1999), «A New Capital Adequacy Framework», Basle Committee on Banking Supervision, Consultative Document, janvier.

BCBS, (2000), «Credit Ratings and Complementary Sources of Credit Quality Information», Working Paper, aout.

BCBS,(2001a), «The New Basel Accord : Consultative Document», Basle Committee on Banking Supervision, Consultative Document, janvier.

BCBS,(2001b), «The Internal Ratings-Based Approach», Basle Committee on Banking Supervision, Consultative Document, janvier.

BCBS,(2001c), «Working Paper on the IRB Treatment of Expected Losses and Future Margin Income», Basle Committee on Banking Supervision, juillet.

BCBS,(2001d), «Potential Modifications to the Committee’s Proposals», Basle Committee on Banking Supervision, Basle, octobre.

BCBS,(2002), «Overview Paper for the Impact Study», Basle Committee on Banking

Bangia, A., Diebold, F., Schuermann, T., (2000), «Ratings Migration and the Business Cycle, With Applications to Credit Portfolio Stress Testing», *Journal of Banking and Finance*, Working Paper 26.

Bernanke, B.S., Lown., (1991), «The Credit Crunch», *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 205-239.

Borio, C., Furfine, C., Lowe, P., (2001), «Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options», *BIS Papers* 1, 1-57.

Carling, K., Jacobson, T., Roszbach, K.,(2001), «The Internal Ratings Based Approach for Capital Adequacy Determination: Empirical Evidence from Sweden», article présenté au *Workshop on Applied Banking Research*, Oslo, 12-13 Juin.

Carpenter, S., Whitesell, W., Zakrajsek, E., (2001), «Capital Requirements, Business Loans, and Business Cycles: An Empirical Analysis of the Standardized Approach in the New Basel Capital Accord», Board of Governors of the Federal Reserve System.

Carty, L. (1997), «Moody’s Rating Migration and Credit Quality Correlation», Mimeo, Moody’s Investor Service.

Catarineu-Rabell, E., Jackson, P., Tsomocos, D., (2002), «Procyclicality and the New Basel Accord – Banks’ Choice of Loan Rating System», article présenté lors de la Conférence *The Impact of Economic Slowdowns on Financial Institutions and their Regulators*, Federal Reserve Bank of Boston, 17-19 Avril.

Crockett, A., (2003), «Central Banking, Financial Stability and Basel II», discours prononcé lors de la 38 Conférence de la SEACEN, Manille, février.

Danielson, J., Embrechts, P., Goodhart, C., Keating, C., Muennich, F., Renault, O., Shing, H.S., (2001), «An Academic Response to Basel II», Special Paper 130. Financial Market Group, London School of Economics.

Ervin, W., Wilde, T., (2001), «Pro-Cyclicality in the New Accord», *Risk*.

Furfine, C., (2000), «Evidence on the Response of US banks to Changes in Capital Requirements », *BIS Working Paper* 88.

KMV Corporation (1997), « Modeling Default Risk », Mimeo.

KMV Corporation (1999), «Valuation, EDFs and Valuing Cashs Flows», Mimeo.

- Lowe, P., (2002), «Credit Risk Measurement and Procyclicality», *BIS Working Paper* 116.
- Gordy, M.B, (2002), «Procyclicality in Basel II: Can we Cure the Disease Without Killing the Patient?», Présentation lors de la Conférence Credit Risk Summit USA.
- Gordy, M.B, (2000), «A Comparative Anatomy of Credit Risk Models», *Journal of Banking and Finance* 24, 119-149.
- Gordy, M.B, (2001), «Credit VaR Models and Risk-Bucket Capital Rules: A Reconciliation», Working Paper, Federal Reserve Board.
- Hall , B.J., (1993), «How Has the Basel Accord Affected Bank Portfolios?», *Journal of the Japanese and International Economies* 7, 408-440.
- Hancock, D., Wilcox, J.A, (1992), «The Effects on Bank Assets of Business Conditions and Capital Shortfalls», in: *Credit Markets in Transition, Proceedings of the 28<sup>th</sup> Annual Conference on Bank Structure and Competition*, Federal Reserve Bank of Chicago, 502-520.
- Hancock, D., Wilcox, J.A, (1994), «Bank Capital and the Credit Crunch: The Roles of Risk-Weighted and Unweighted Capital Regulations», *American Real Estate and Urban Economics Association Journal* 22(1), 59-94.
- Jackson, P., Furfine, C., Groeneveld, H., Hancock, D., Jones, D., Perraudin, W., Radecki, L., Yoneyama, M., (1999), «Capital Requirements and Bank Behaviour: The Impact of the Basel Capital Accord», Basel Committee on Banking Supervision Working Paper 1.
- Peek, J., Rosengren, E.,(1994), «Bank Real Estate Lending and the New England Capital Crunch», *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 22, 33-58.
- Peek, J., Rosengren, E., (1997a), «The International Transmission of Financial Shocks: The Case of Japan», *The American Economic Review* 87(4), 495-505.
- Peek, J., Rosengren, E., (1997b), «Collateral Damage: Effects of the Japanese Real Estate Collapse on Credit Availability and Real Activity in the United States», *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper*, No 99-5.
- Peura, S., Jokivuolle, E., (2003), «Simulation-Based Stress Testing of Bank's Regulatory Capital Adequacy», *Bank of Finland Discussion Papers* 4.
- Peura, S., Jokivuolle, E., (2001), «Regulatory Capital Volatility», *Risk*.
- Merton, R., 1974, «On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates», *Journal of Finance* 29, 449-470.
- Myers, S.C., Majluf, N.S., (1984), «Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have», *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Nickell, P., Perraudin, W., Varotto, S., (2000), «Stability of Rating Transitions», *Journal of Banking and Finance* 24(1-2), 203-227.
- Segoviano, M.A., Lowe, P., (2002), «Internal ratings, the Business Cycle and Capital Requirements: Some Evidence from an Emerging Market Economy», article présenté lors de la Conférence *The Impact of Economic Slowdowns on Financial Institutions and their Regulators*, Federal Reserve Bank of Boston, 17-19 Avril.

## ANNEXE 1                      Le pilier 1 du nouvel accord : un tour d'horizon

Le comité de Bâle a introduit deux grandes méthodologies pour déterminer la pondération de risques des actifs : l'approche standardisée et celle des notations internes (IRB). Notre synthèse ne concerne que les actifs *corporates*.

- Sous l'approche standardisée, la sensibilité aux risques des expositions *corporates* repose sur la reconnaissance des notations externes. Les banques devront classer leurs expositions en fonction de la notation attribuée par une agence de *rating* agréée (Tableau A).

**Tableau A : Pondération des risques applicables aux actifs *corporates* (%)**

Notation	AAA à AA-	A+ à A-	BBB+ à BB-	B+ à B-	En deçà de B-	Non notés
Coefficient de pondération $k[\bar{P}_{\xi(i)}]$	20	50	100	100	150	100

- L'approche des notations internes (IRB) présente une structure évolutive. Elle comprend deux méthodologies :
  - Une méthode simple (*fondation*), dans laquelle les banques ne fournissent qu'un seul paramètre : la probabilité de défaut (PD).
  - Une méthode avancée, dans laquelle les banques fournissent l'ensemble des paramètres d'appréciation du risque de crédit : la probabilité de défaut, la perte en cas de défaut (PCD), le montant de l'exposition au moment du défaut (EAD) et la maturité (M)<sup>20</sup>.

La pondération des risques (RW) des actifs est déduite d'une fonction de référence (*Benchmark Risk weight* ou BRW). Cette pondération, initialement proposée en janvier 2001 est donnée par l'expression suivante :

$$k[\bar{P}_{\xi(i)}, PCD] = RW(PCD, PD) = \min\{PCD/50 \times BRW(PD); 12.5 \times PCD\}$$

La fonction de référence est définie comme suit :

$$BRW(PD) = 976.5 \times \Phi(1.118 \times \Phi^{-1}(PD) + 1.288)$$

$\Phi$ , la fonction de répartition associée à la loi normale centrée réduite et  $\Phi^{-1}$ , son inverse. Cette dernière fonction a été calibrée sur un modèle de risque de crédit proche de celui présenté dans cette annexe sous l'hypothèse implicite d'une corrélation des actifs égale  $\rho = 20\%$ , un seuil de confiance de 99.5% et une maturité M de 3 ans.

En novembre 2001, une nouvelle formule a été proposée, dans laquelle, le seuil de confiance est augmenté pour atteindre une valeur de 99.9%. En outre, cette nouvelle formule définit la corrélation ( $\rho$ ) entre les actifs comme une fonction décroissante de la probabilité de défaut.

$$k[\bar{P}_{\xi(i)}, PCD] = RW(\bar{P}_{\xi(i)}, PCD) = PCD \times BRW(\bar{P}_{\xi(i)})$$

---

<sup>20</sup> L'approche IRB avancée n'est pas explicitement considéré.

$$BRW(PD) = \Phi \left( (1-\rho)^{-0.5} \times \Phi^{-1}(\bar{P}_{\xi(i)}) + \left( \frac{\rho}{1-\rho} \right)^{0.5} \times \Phi^{-1}(0.999) \right)$$

$$\rho(\bar{P}_{\xi(i)}) = 0.1 \times \frac{1 - e^{(-50 \times \bar{P}_{\xi(i)})}}{1 - e^{-50}} + 0.2 \times \left( 1 - \frac{1 - e^{(-50 \times \bar{P}_{\xi(i)})}}{1 - e^{-50}} \right)$$

## ANNEXE 2 L'architecture du modèle du risque de crédit

L'objet d'un modèle du risque de crédit nécessite la définition de quelques concepts fondamentaux. Les banques connaissent sur leur portefeuille de crédits en moyenne, le montant de crédits qui ne sera pas remboursée à l'échéance. Ce montant correspond à la perte espérée ou attendues (PE). Pour une créance  $i$ , cette quantité se définit comme suit :

$$PE_i = \bar{P}_i * PCD_i * L_i \quad , \quad \text{avec } \bar{P}_i \text{ la probabilité de défaut associée à la notation de l'emprunteur } i ;$$

$PCD_i$  la perte en cas de défaut (le complémentaire du taux de recouvrement) ;  $L_i$  le montant de l'exposition (en cas de défaut). Pour un portefeuille de crédit de  $n$  contreparties, la perte espérée  $PE_p$  correspond à la somme des  $PE_i$ . Ce montant est en principe couvert par les provisions.

Les pertes effectives sur un horizon de risque futur (l'exercice annuel à venir) peuvent toutefois excéder ces pertes espérées. Le risque de crédit tient fondamentalement à l'incertitude associée à la réalisation de ces pertes. Par conséquent, une banque est également préoccupée au delà des pertes espérées, de la réalisation des pertes non espérées  $PNE_p$ .

Pour se prémunir contre cette incertitude, l'estimation de la perte potentielle maximum qui pourrait survenir sur un horizon donné, avec une certaine probabilité  $q$  s'avère pertinente. Cette perte potentielle maximum est connue sous le concept de la *Value at Risk* d'ordre  $q$  ( $VaR_q$ ). L'objet d'un modèle du risque de crédit est de modéliser l'incertitude relative aux pertes de crédit ou la densité des pertes d'un portefeuille de créances, sur un horizon futur donné.

Le quantile d'ordre  $q$  de la densité de pertes de crédit correspond à la  $VaR_q$ , sa moyenne à la  $PE_p$  et la différence entre ces deux quantités à la  $PNE_p$ . Si les pertes espérées sont couvertes par les provisions, les pertes non espérées quant à elles sont couvertes par les fonds propres (économiques).

Le modèle du risque de crédit utilisé dans notre étude s'inspire de la méthodologie développée par Gordy (2000). Il repose sur une définition actuarielle (comptable) des pertes de crédit dans la mesure où celles-ci ne surviennent qu'en cas de défaut de remboursement de la contrepartie<sup>21</sup>. En particulier, nous utilisons une version restreinte du modèle CreditMetrics de J.P Morgan.

Dans ce modèle, le défaut d'une contrepartie se produit lorsqu'une variable non observable (variable latente)  $Y_i$  représentative de sa situation financière est inférieure à un seuil critique, avec  $i=1, \dots, n$ .

Supposons que la valeur réalisée de  $Y_i$  en fin d'horizon de risque est conditionnée par la réalisation d'un facteur de risque systématique  $X$  (état de la conjoncture) et de celle d'un facteur de risque idiosyncratique  $\varepsilon_i$  :

$$Y_i = X * w_i + \eta_i \varepsilon_i \quad (1)$$

Avec  $X$  et  $\varepsilon_i$  sont supposées être des variables normales centrées réduites iid., par conséquent  $E(X\varepsilon_i) = 0$  ;  $w_i$  représente la sensibilité de l'emprunteur  $i$  au facteur de risque systématique,  $\eta_i$  mesure l'importance relative du facteur de risque idiosyncratique. Sans perte de généralité, la variance de la variable latente  $Y_i$  est supposée être égale à 1 (de sorte que  $w_i^2 + \eta_i^2 = 1$ ). Cette hypothèse garantit que  $Y_i$  soit distribuée comme une variable gaussienne centrée réduite.

<sup>21</sup> Les variations de la valeur économique de la créance comme source de pertes associées à la dégradation de la notation des contreparties sont ignorées.

Par conséquent  $\eta_i = \sqrt{1-w_i^2}$

Dans ce cadre d'analyse, le défaut d'une contrepartie est déterminé par la comparaison de la valeur réalisée de  $Y_i$  à une valeur critique, le seuil de défaut. Notons  $C_\xi$ , ce seuil critique représentant la valeur déterministe des actifs à partir de laquelle la contrepartie  $i$  appartenant à la classe de notation  $\xi$  (caractérisée par la probabilité de défaut exogène  $\bar{P}_{\xi(i)}$ ) peut être considérée en défaut. Le défaut de l'emprunteur se produit lorsque la condition suivante est vérifiée:

$$Xw_i + \sqrt{1-w_i^2} \varepsilon_i < C_\xi \quad \text{ou encore} \quad \varepsilon_i < \frac{C_\xi - Xw_i}{\sqrt{1-w_i^2}} \quad (2)$$

La valeur de  $C_\xi$  est telle que la probabilité de défaut non conditionnelle (indépendante de la réalisation de  $X$ ) associée à une classe de notation est  $\bar{P}_\xi$ . En d'autres termes, sous l'hypothèse de variables latentes gaussiennes centrées réduites, nous avons l'égalité suivante:

$$C_\xi = \Phi^{-1}(\bar{P}_{\xi(i)}) \quad (3)$$

Avec  $\Phi^{-1}$  l'inverse de la fonction de répartition associée à la loi normale centrée réduite. Conditionnelle à la valeur réalisée du facteur systématique, d'après les équations (2) et (3), la probabilité conditionnelle de défaut  $P_i$  associée à chaque emprunteur s'écrit :

$$P_i(X) = \Pr\left(\varepsilon_i < \frac{C_{\xi(i)} - Xw_i}{\sqrt{1-w_i^2}}\right) \quad \text{ou encore} \quad P_i(X) = \Phi\left(\frac{C_{\xi(i)} - Xw_i}{\sqrt{1-w_i^2}}\right) = \Phi\left(\frac{\Phi^{-1}(\bar{P}_{\xi(i)}) - Xw_i}{\sqrt{1-w_i^2}}\right) \quad (4)$$

Cette équation relie la probabilité de défaut conditionnelle d'un emprunteur  $P_i(X)$  à sa probabilité stationnaire  $\bar{P}_{\xi(i)}$ . Si la réalisation du facteur systématique est «bonne» (c'est à dire que la conjoncture économique est bonne), l'emprunteur ne sera en défaut que si la réalisation du facteur spécifique est «mauvaise». Les fluctuations de  $P_i(X)$  autour de  $\bar{P}_{\xi(i)}$ , sa valeur stationnaire, dépendent des valeurs réalisées par les facteurs de risques. De plus, les corrélations entre les défauts sont déterminées par la sensibilité commune des variables latentes au facteur systématique, c'est à dire  $w$ .

L'estimation du modèle s'effectue par simulation de Monte Carlo. Chaque scénario est caractérisé par le tirage d'une valeur aléatoire pour  $X$ , et d'un tirage déterminant la valeur de  $\varepsilon_i$  pour chacune des  $n$  contreparties. Pour ce scénario, le défaut de l'emprunteur  $i$ , conditionnel à la réalisation du facteur de risque systématique  $X$ , est généré comme une variable aléatoire de Bernoulli de paramètre  $P_i(x)$ . La perte du portefeuille dans ce scénario est alors obtenue par l'expression suivante  $\sum_i D_i * PCD_i * Li$ .  $D_i$  indique le statut de l'emprunteur (avec  $D_i = 1$  en cas de défaut et 0 sinon).

La densité de pertes du portefeuille est ainsi obtenue en construisant 10000 scénarios (par conséquent, 10000 pertes de portefeuilles), et les différentes mesures pertinentes du risque de crédit ( $VaR_q$ ,  $PE_p$ , et  $PNE_p$ ) peuvent en être déduites.

### Les deux estimations du modèle du risque de crédit MCR1 et MCR2

Deux estimations (MCR1, MCR2) de ce modèle sont produites dans notre étude qui diffèrent dans leur traitement des corrélations des actifs entre les emprunteurs.

Rappelons  $\rho$  la corrélation des actifs entre deux emprunteurs  $i$  et  $j$  dans notre modèle se définit comme suit :

$$\rho = \text{corr}(Y_i, Y_j) = E(Y_i Y_j) \quad \text{car } Y_i, Y_j \text{ sont des variables normales centrées réduites.}$$

Par soucis de simplicité, au sein d'une même classe de notation,  $w_i = w_j = w$ . On peut aisément montrer, pour deux emprunteurs  $i$  et  $j$  appartenant à la même classe de notation :

$$\rho = \text{corr}(Y_i, Y_j) = E(Y_i Y_j) = w^2$$

Connaissant  $\rho$ , il est alors possible de déterminer une valeur pour  $w$ . En pratique, la valeur de  $\rho$  pour un portefeuille de  $n$  contreparties devient très vite délicate. Ici, cela est surmonter car nous supposons :

1.  $\rho = 20\%$ , pour l'estimation du modèle **MCR1** (structure de corrélation identique à l'approche IRB de janvier).

$$2. \quad \rho(\bar{P}_{\xi(i)}) = 0.1 \times \frac{1 - e^{(-50 \times \bar{P}_{\xi(i)})}}{1 - e^{-50}} + 0.2 \times \left( 1 - \frac{1 - e^{(-50 \times \bar{P}_{\xi(i)})}}{1 - e^{-50}} \right), \text{ pour l'estimation du modèle MCR2}$$

(structure de corrélation identique à l'approche IRB de novembre).

### ANNEXE 3

### Tableaux 4 à 6

Tableau 4: Exigences de fonds propres pour le portefeuille "US Elevé"

	Approches réglementaires				Modèle du risque de crédit (MCR1)				Modèle du risque de crédit (MCR2)			
	Standard	IRB janv	IRB nov	PE	99.5	99.9	99.97	PE	99.5	99.9	99.97	PE
		PNE	PNE									
1982	7.4	6.49	4.01	0.37	3.1	4.4	5.05	0.36	2.6	3.5	4	0.36
1983	7.34	8.73	5.28	0.58	4.35	6.05	7.25	0.57	3.45	4.55	5.3	0.57
1984	7.26	7.21	4.4	0.45	3.6	5	5.9	0.44	2.8	3.9	4.5	0.44
1985	7.2	7.17	4.33	0.5	3.6	5	5.55	0.49	2.8	3.8	4.35	0.49
1986	7.21	8.52	5.18	0.71	4.45	5.9	6.3	0.7	3.3	4.3	5	0.7
1987	7.22	8.16	4.97	0.66	4.15	5.7	6.1	0.65	3.15	4.25	4.8	0.65
1988	7.21	5.75	3.5	0.52	3.05	3.95	4.45	0.52	2.35	3	3.45	0.52
1989	7.22	6.76	4.47	0.68	3.55	4.75	5.45	0.67	2.85	3.75	4.15	0.67
1990	7.26	10.27	6.62	1.12	5.7	7.25	8.1	1.11	4.3	5.45	6.2	1.11
1991	7.27	12.32	8.1	1.54	7.15	8.65	9.45	1.52	5.35	6.6	7.1	1.52
1992	7.25	9.56	6.32	1.15	5.35	6.8	7.2	1.14	4.15	5.15	5.65	1.14
1993	7.24	4.95	2.91	0.47	2.6	3.35	3.8	0.47	1.95	2.5	2.75	0.47
1994	7.23	3.94	2.39	0.32	1.95	2.6	3	0.32	1.6	2.15	2.4	0.32
1995	7.23	5.57	3.57	0.47	2.85	3.8	4.2	0.45	2.3	3.1	3.45	0.46
1996	7.23	5.47	3.36	0.39	2.7	3.75	4.1	0.38	2.15	3	3.25	0.38
1997	7.22	3.7	2.11	0.24	1.8	2.45	2.85	0.24	1.4	1.85	2.2	0.24
1998	7.21	3.66	2.23	0.34	1.9	2.45	2.85	0.33	1.45	1.85	2.15	0.33
1999	7.2	6.18	3.99	0.52	3.15	4.2	5	0.51	2.5	3.4	3.95	0.51
2000	7.18	8.25	5.34	0.71	4.3	5.85	6.55	0.71	3.35	4.65	5.3	0.71
Moyenne	7.24	6.98	4.37	0.62	3.65	4.84	5.43	0.61	2.83	3.72	4.21	0.61
Ecart type	0.05	2.31	1.56	0.33	1.38	1.68	1.81	0.32	1.02	1.25	1.37	0.33
Corrélation Output	-0.86	-0.13	-0.11	-0.04	-0.11	-0.12	-0.13	-0.04	-0.14	-0.11	-0.10	-0.04

**Tableau 5: Exigences de fonds propres pour le portefeuille "US Moyen"**

	Approches réglementaires				Modèle du risque de crédit (MCR1)				Modèle du risque de crédit (MCR2)			
	Standard	IRB janv	IRB nov	PE	99.5	99.9	99.97	PE	99.5	99.9	99.97	PE
		PNE	PNE									
1982	7.65	10.37	5.57	0.77	5.35	7.15	7.9	0.76	4.15	5.55	6.2	0.76
1983	7.62	13.47	6.89	1.09	7.1	9.55	10.4	1.07	5.25	6.75	7.3	1.08
1984	7.55	11.28	5.93	0.84	5.8	7.9	8.75	0.83	4.45	5.85	6.55	0.83
1985	7.5	11.58	5.99	0.96	6.1	8.25	8.85	0.95	4.55	5.8	6.4	0.95
1986	7.48	13.39	6.82	1.31	7.2	9.3	10.1	1.29	5.35	6.75	7.25	1.29
1987	7.52	12.22	6.27	1.14	6.55	8.5	9.2	1.12	4.8	6.2	6.85	1.13
1988	7.52	9.1	4.73	0.92	4.9	6.25	6.9	0.9	3.75	4.75	5	0.9
1989	7.51	9.67	5.44	1.13	5.35	7	7.75	1.11	4.25	5.4	5.8	1.11
1990	7.51	13.8	7.39	1.67	8	9.9	10.9	1.65	5.9	7.2	7.75	1.66
1991	7.51	16.44	8.74	2.23	9.55	11.65	12.75	2.19	7.25	8.65	9.25	2.2
1992	7.47	13.01	6.98	1.69	7.45	9.2	9.75	1.67	5.7	7.2	7.6	1.67
1993	7.44	6.95	3.44	0.69	3.7	4.85	5.2	0.68	2.75	3.45	3.8	0.68
1994	7.42	5.33	2.82	0.46	2.7	3.65	4.05	0.45	2.2	2.85	3.3	0.45
1995	7.41	7.08	3.92	0.64	3.6	4.95	5.4	0.62	2.95	4	4.4	0.63
1996	7.4	6.92	3.72	0.53	3.5	4.8	5.2	0.52	2.75	3.7	4.15	0.52
1997	7.38	4.86	2.47	0.34	2.45	3.4	3.75	0.33	1.8	2.45	2.95	0.33
1998	7.38	4.81	2.5	0.47	2.5	3.4	3.75	0.47	1.95	2.5	2.9	0.47
1999	7.36	7.41	4.12	0.69	3.9	5	5.95	0.68	3	4.05	4.7	0.68
2000	7.34	9.72	5.38	0.92	5.15	6.8	7.55	0.91	3.9	5.25	5.9	0.91
Moyenne	7.47	9.86	5.22	0.97	5.31	6.92	7.58	0.96	4.04	5.18	5.69	0.96
Ecart type	0.08	3.4	1.78	0.48	2.01	2.43	2.62	0.48	1.48	1.75	1.8	0.48
Corrélation Output	-0.54	-0.20	-0.18	-0.10	-0.18	-0.19	-0.18	-0.10	-0.19	-0.20	-0.20	-0.10

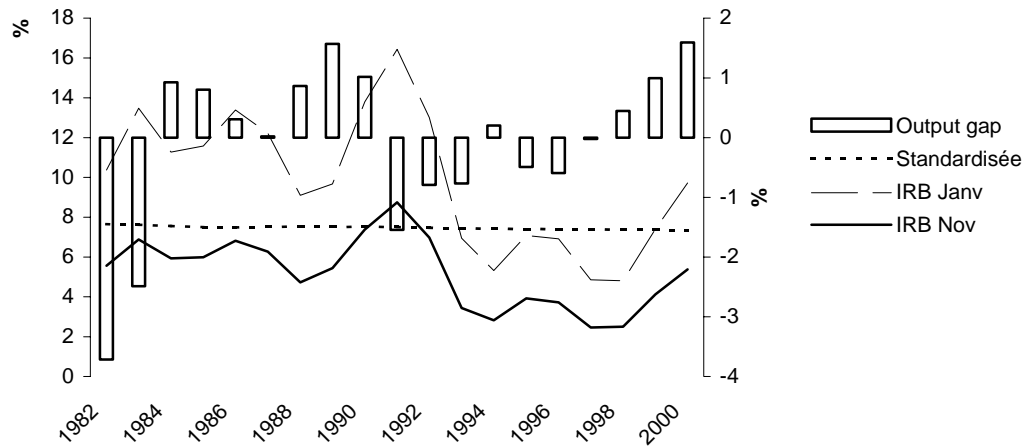
**Tableau 6: Exigences de fonds propres pour le portefeuille "US Faible"**

	Approches réglementaires				Modèle du risque de crédit (MCR1)				Modèle du risque de crédit (MCR2)			
	Standard	IRB janv	IRB nov	PE	99.5	99.9	99.97	PE	99.5	99.9	99.97	PE
		PNE	PNE									
1982	8.12	15.16	7.95	1.25	8.05	11.05	11.65	1.23	6.1	7.9	8.6	1.24
1983	8.12	19.64	9.71	1.76	10.65	14.05	15.1	1.73	7.65	9.75	10.55	1.74
1984	8.07	16.89	8.55	1.42	9.1	11.95	13.05	1.4	6.55	8.5	8.85	1.4
1985	8.01	17.8	8.94	1.65	9.55	12.45	13.55	1.63	6.95	8.85	9.2	1.63
1986	7.96	20.68	10.3	2.23	11.6	14.7	15.8	2.21	8.25	10.35	10.85	2.21
1987	8.02	18.49	9.25	1.9	10.15	13.4	14	1.88	7.4	9.3	9.8	1.88
1988	8.06	14.28	7.39	1.54	7.9	10	10.85	1.53	5.95	7.35	8.1	1.53
1989	8.01	14.12	7.95	1.84	8.15	10.35	11.15	1.82	6.4	7.85	8.5	1.82
1990	7.96	19.13	10.22	2.55	11.15	13.75	15.15	2.52	8.35	10.3	10.75	2.53
1991	7.94	22.85	12.14	3.36	13.65	16.1	17.65	3.32	10.15	12.1	12.9	3.33
1992	7.89	18.69	9.95	2.59	11.15	12.95	14.35	2.56	8.3	9.85	10.8	2.57
1993	7.83	10.41	5.15	1.08	5.7	7.1	7.75	1.06	4.15	5.25	5.5	1.07
1994	7.79	7.69	4.08	0.7	4.05	5.35	5.85	0.69	3.15	4.2	4.45	0.69
1995	7.76	9.63	5.29	0.94	5.15	6.95	7.4	0.92	4	5.3	5.7	0.92
1996	7.74	9.36	4.98	0.77	4.9	6.6	7.1	0.76	3.75	5	5.45	0.76
1997	7.71	6.86	3.49	0.5	3.5	4.75	5.2	0.5	2.6	3.6	3.9	0.5
1998	7.7	6.8	3.57	0.71	3.65	4.85	5.3	0.7	2.8	3.65	4.05	0.7
1999	7.68	9.55	5.24	0.99	5.15	6.7	7.5	0.98	3.85	5.25	5.85	0.99
2000	7.65	12.26	6.68	1.29	6.7	8.6	9.45	1.27	5.15	6.8	7.15	1.28
Moyenne	7.9	14.23	7.41	1.53	7.89	10.09	10.94	1.51	5.87	7.43	7.94	1.52
Ecart type	0.16	5.08	2.58	0.76	3.05	3.64	3.93	0.75	2.19	2.55	2.67	0.75
Corrélation Output	-0.33	-0.21	-0.18	-0.10	-0.19	-0.21	-0.19	-0.09	-0.18	-0.18	-0.20	-0.10

## ANNEXE 4

## Dynamique des charges de fonds propres

Grafiqne 4 : Dynamique du capital réglémentaire "US moyen" (PE exclue)



Grafiqne 5 : Dynamique du capital réglémentaire "US faible" (PE exclue)

