

## 2. LA FORMATION DE GRANDS GROUPES BANCAIRES EN FRANCE : EFFETS CONSTATÉS ET EFFETS POTENTIELS SUR LES COÛTS, LES REVENUS ET LES RISQUES

---

**Michel Dietsch** <sup>13</sup>,  
*Institut d'études politiques de Strasbourg,*

**Vichett Oung** <sup>1</sup>  
*Secrétariat général de la Commission bancaire, Direction de la Surveillance générale du système bancaire, Service des Études bancaires*

### INTRODUCTION

---

Après une décennie de consolidation des systèmes bancaires et financiers au niveau mondial, le phénomène semble aujourd'hui marquer une pause, certes pour partie liée aux incertitudes économiques et boursières récentes, mais probablement aussi à la saturation du potentiel de consolidation des systèmes bancaires nationaux. Ce changement profond de l'organisation des systèmes bancaires et financiers pose la question de la complexité des groupes ainsi formés et de leur pertinence économique. Du point de vue du superviseur, il importe d'en anticiper les conséquences, notamment en termes de risques.

On ne reviendra pas ici sur les incitations économiques motivant les regroupements bancaires largement étudiées par ailleurs <sup>14</sup>. On rappelle qu'elles consistent généralement dans la recherche de synergies de coûts et de revenus, de diversification des risques ou d'un plus grand pouvoir de marché. Il existe de nombreux travaux empiriques consacrés à l'évaluation des gains économiques des restructurations bancaires. Ces études, dans leur grande majorité, concernent des opérations entre établissements. L'impact des fusions à l'échelle de groupes bancaires apparaît surtout analysé en termes de risque systémique ou de concurrence. Nous n'avons pas connaissance à ce jour d'études consacrées à la mesure des synergies de coûts et de revenus des fusions de groupes.

Dans un précédent article, nous avons étudié la réalisation de gains d'efficacité a posteriori dans les restructurations des banques françaises. En d'autres termes, nous avons mesuré la capacité des établissements à réaliser des synergies. Mais encore faut-il qu'elles existent. Dans cet article, nous nous interrogeons sur l'existence et l'ampleur, a priori, des synergies de fusions de groupes. Cet article propose une analyse empirique des fusions de groupes bancaires survenues en France sur la période 1997-2000 en termes de synergies de coûts, de revenus et de diversification des risques. S'agissant des synergies de coûts et de revenus, on s'appuie sur la construction d'une fonction de coûts et de revenus agrégée et sur l'hypothèse de sous-additivité des coûts et revenus d'un groupe. Un indicateur de la diversification des risques est obtenu par la mesure de la « Valeur en risque » ou « VaR » des portefeuilles de crédits aux entreprises agrégés par groupe.

Les résultats obtenus sont de deux ordres : en termes de coûts et de revenus, les synergies potentielles des fusions de groupes bancaires nationaux apparaissent en réduction. Ce résultat suggère qu'en termes de synergies de coûts et de revenus, les incitations futures seraient plutôt à rechercher du côté des restructurations internes ou des regroupements trans-nationaux ; les bénéfices apparaissent en revanche généralement plus significatifs en termes de diversification des risques.

---

<sup>13</sup> Les vues exprimées ici n'engagent que les auteurs et non le Secrétariat général de la Commission bancaire.

<sup>14</sup> Voir notamment Dietsch M. et Oung V. « L'efficacité économique des restructurations bancaires en France au cours des années 1990 », Bulletin de la Commission bancaire n° 24, avril 2001.

## 2.1. ANALYSE DES FUSIONS DE GROUPES

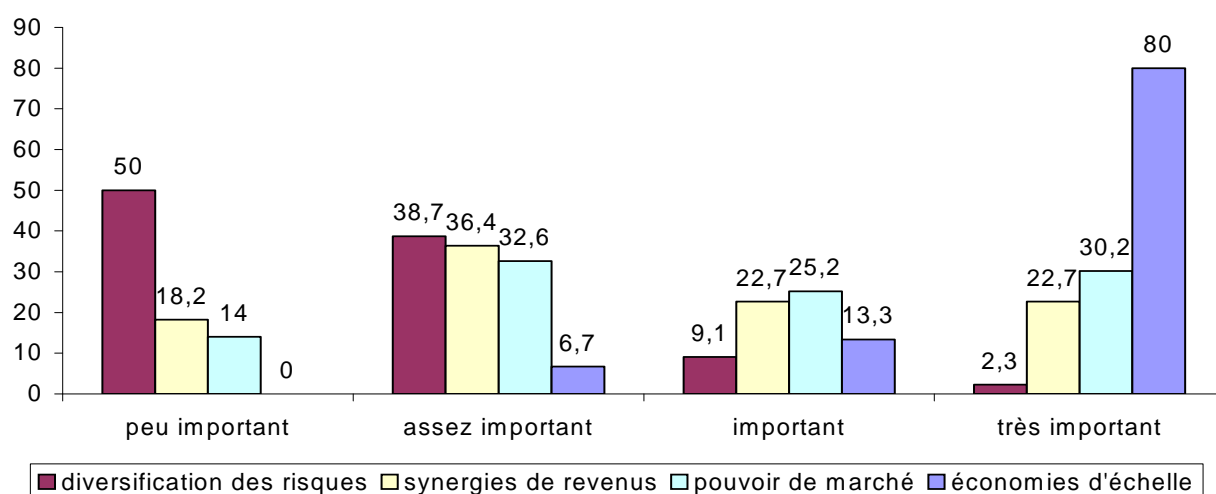
### 2.1.1. Les opérations récentes en France sont principalement des fusions de groupes

Jusqu'à la fin de 1996, la consolidation du système bancaire français, débutée dès le début des années quatre-vingt-dix, se traduisait principalement par des fusions entre établissements à l'intérieur d'un même groupe. Les acquisitions entre groupes étaient peu fréquentes et les changements de contrôle se limitaient à des opérations individuelles. Au total, si le nombre d'établissements de crédit diminuait fortement, les groupes bancaires, au sens concurrentiel du terme, restaient globalement les mêmes et maintenaient leur parts de marché.

Le phénomène change de nature à partir de cette date avec l'apparition des premières fusions de groupes bancaires importants. Ainsi, la prise de contrôle du groupe Indosuez par le groupe Crédit agricole en 1996 a constitué une première rupture significative dans l'équilibre concurrentiel du système bancaire français, qui a connu par la suite de profonds changements avec, notamment, les adossements du groupe Crédit du Nord au groupe Société générale et du groupe CIC au groupe Crédit mutuel en 1997 et la fusion du groupe Paribas avec le groupe BNP en 1999. Ce phénomène n'est toutefois pas limité à la France et participe d'une tendance mondiale qui ne fait pas l'objet de cette étude 15.

Ces fusions de groupes obéissent-elles à des stratégies cohérentes ? Le graphique suivant présente les incitations économiques généralement privilégiées par le secteur pour justifier le phénomène de consolidation bancaire.

Opinions internationales des analystes sur les facteurs incitatifs de la consolidation financière (en %)



Source : rapport du G10 sur la consolidation financière

L'objectif de maîtrise des coûts (économies d'échelle) apparaît très nettement prioritaire parmi les incitations économiques citées, devant les synergies de revenus et l'accroissement du pouvoir de marché. L'objectif de diversification des risques apparaît a contrario comme un objectif secondaire. Dans ce qui suit, nous étudions la pertinence des stratégies de fusions de groupes conditionnées par l'ensemble de ces objectifs, pouvoir de marché mis à part qui fera l'objet d'une étude ultérieure.

### 2.1.2 Une approximation du périmètre de consolidation : le groupe économique d'appartenance

Une étape préalable à l'analyse des fusions de groupes que nous proposons consiste à déterminer le périmètre de consolidation sur lequel agréger les informations utiles. L'avantage de cette approche sur l'utilisation des comptes consolidés, lorsqu'ils existent, est qu'elle permet d'atteindre un niveau suffisamment

15 Voir le rapport du G 10 sur la consolidation financière *Report on consolidation in the financial sector, January 2001*, pour une revue exhaustive des causes et conséquences du phénomène.

fin d'information, d'une part, et de bien délimiter l'activité bancaire domestique du groupe étudié, d'autre part. Nous écartons de fait certaines opérations trans-nationales comme par exemple CCF-HSBC ou DEXIA dans la mesure où nous ne disposons pas des informations correspondantes pour les groupes étrangers.

Nous utilisons la base de données des Groupes économiques d'appartenance (GEA), identifiés par la direction des Établissements de crédit et des Entreprises d'investissement (DECEI) de la Banque de France. Cette base de données permet de reconstituer l'historique des périmètres de ces groupes et des transferts de contrôle d'établissements entre GEA depuis 1993. Les périmètres GEA n'incluent que les institutions bancaires domestiques contrôlées par un groupe. Plusieurs périmètres GEA d'un même groupe peuvent exister et correspondent à des niveaux de sous-consolidation différents. Nous retenons pour cette étude les périmètres correspondant au niveau de consolidation le plus large. Les opérations étudiées sont présentées dans le tableau suivant.

Semestre de l'opération	Groupe résultant	Groupes fusionnés	Nombre de banques
1996-02	Natexis	Crédit National	12
		BFCE	3
1997-01	Caisse des dépôts et consignation	Caisse des dépôts et consignation	8
		Crédit foncier	8
1997-01	Société générale	Crédit du Nord	14
		Société générale	51
1997-01	Banques populaires	BRED	4
		CCBP	4
		Banques populaires	48
		Natexis	13
1997-02	Paribas	Compagnie de navigation mixte	7
		Compagnie bancaire	31
		Paribas	13
1997-02	Crédit mutuel	Crédit industriel et commercial	45
		Crédit mutuel	43
1998-02	Crédit agricole	Suez-Compagnie des eaux	6
		Crédit agricole	94
1998-02	Crédit commercial de France	Crédit commercial de France	29
		Société marseillaise de crédit	5
1999-01	BNP-Paribas	Banque nationale de Paris	21
		Paribas	49
1999-01	Caisses d'épargne	Caisses d'épargne	50
		Crédit foncier	8
2000-01	Crédit agricole	CPR	3
		Crédit agricole	96

## 2.2. INCITATIONS AUX FUSIONS DE GROUPES EN TERMES DE SYNERGIES DE COÛTS ET DE REVENUS

### 2.2.1. Une mesure des synergies en termes de sous-additivité des coûts et des revenus

La méthodologie utilisée est fondée sur le concept de sous-additivité. Elle apporte un éclairage original sur les effets des fusions et acquisitions dans la banque. Un petit nombre de travaux ont utilisé cette méthodologie pour étudier les performances productives des banques (Berger et al. (1987), Hunter et al. (1990), Mitchell et Onvural (1996)). Mais seulement deux études ont eu recours à ce concept pour simuler les effets des fusions bancaires, en se limitant aux effets sur les coûts (Shaffer, 1993, Ferrier et al., 1993). Une fonction de coût (de revenu) est dite sous-additive si le coût (revenu) issu de la production jointe des différents produits est inférieur (supérieur) au coût (revenu) de la production séparée des mêmes produits (l'annexe 1 présente formellement le concept). En d'autres termes, si la fonction de coût (revenu) est sous-additive, deux banques auraient intérêt à fusionner puisque leur fusion entraînerait une baisse des coûts (une augmentation des recettes). La sous-additivité traduit en fait la présence de synergies de coûts ou de recettes. Dans la banque, de telles synergies proviennent de différentes sources : utilisation partagée d'équipements fixes communs, économies d'information associées aux relations de clientèle, courbes d'apprentissage dans la gestion des crédits, par exemple. Notons que les économies de gamme (*scope*)

sont un cas spécial de sous-additivité coût, celui où il est moins coûteux de produire deux produits bancaires conjointement que de les produire séparément. Soulignons encore que l'un des apports de cette étude provient de l'extension du concept de sous-additivité à la fonction de revenu, ce qui permet d'estimer les avantages des fusions en termes de revenus et non seulement comme il est d'usage courant en termes de coûts.

L'application porte ici sur les groupes bancaires et non sur les banques elles-mêmes. Elle consiste à mesurer les gains (ou les pertes) de coûts et de revenus que pourraient réaliser les principaux groupes bancaires s'ils fusionnaient — ou ceux qu'ils ont réalisé effectivement en fusionnant réellement. La mesure de la sous-additivité coût ou revenu est fondée sur l'estimation économétrique d'une fonction de coût et d'une fonction de revenu (l'annexe 2 présente les modèles économétriques des coûts et des revenus). Elle nécessite en effet d'extrapoler la fonction de coût ou de revenu, afin d'estimer le coût ou le revenu des groupes bancaires après la fusion. À partir des coûts et de revenus estimés, on construit des indices de sous-additivité, qui comparent le coût ou le revenu total de deux groupes produisant séparément — correspondant à la somme des coûts ou des revenus estimés pour chaque paire de groupes bancaires — au coût ou au revenu estimé des entités résultant de la fusion — fictive ou effective — des deux mêmes groupes bancaires.

Dans le cas de deux groupes bancaires A et B, l'indice de sous-additivité coût est défini comme suit :

$$SUBC_{(A,B)} = \frac{C(Y^A, w) + C(Y^B, w) - C(Y^A + Y^B, w)}{C(Y^A + Y^B, w)}$$

où C (.) représente la fonction de coût, YA et YB représentent les vecteurs de produits des deux groupes A et B et w est le vecteur des prix des inputs.

Si SUBC (A, B) > 0, les deux groupes bancaires ont des coûts plus élevés s'ils opèrent séparément. Ils trouveraient donc avantage à fusionner. En revanche, si SUBC (A, B) < 0, les deux banques verraient leurs coûts croître en cas de fusion.

De la même façon, l'indice de sous-additivité revenu est défini comme suit :

$$SUBR_{(A,B)} = \frac{R(X^A + X^B, p) - R(X^A, p) - R(X^B, p)}{R(X^A + X^B, p)}$$

où R (.) représente la fonction de revenu et p le vecteur des prix des outputs.

Si SUBR (A, B) > 0, les deux groupes auraient intérêt à fusionner, ce qui leur permettrait d'accroître leurs revenus. Le revenu après fusion serait supérieur à la somme des revenus des deux groupes opérant séparément. En revanche, si SUBR (A, B) < 0, la fusion des deux groupes entraînerait une réduction des recettes.

À partir des indices de sous-additivité des coûts et des revenus, il est possible de déterminer les opérations de fusion les plus rentables, celles qui produisent à la fois une baisse des coûts et des revenus supplémentaires (le cas (d) du tableau ci-dessous) et de comparer leur fréquence à celle des autres situations possibles. Il est également possible d'évaluer l'importance des synergies obtenues dans les cas où elles existent.

**Tableau 1 : Effets des fusions en termes de sous-additivité des coûts et des revenus**

	SUBR < 0	SUBR > 0
SUBC < 0	(a) pas de synergies de revenus pas de synergies de coûts	(c) synergies de revenus pas de synergies de coûts
SUBC > 0	(b) synergies de coûts pas de synergies de revenus	(d) synergies de coût et de revenu

Le cas (d) correspond à la situation la plus avantageuse, celle où la fusion accroît à la fois la compétitivité en termes de coûts et de revenus. À l'opposé, le cas (a) correspond à une situation désavantageuse où la fusion entraîne des coûts supplémentaires et une réduction des revenus. Dans les cas (b) et (c), la fusion procure des synergies de coûts ou de revenus uniquement. Il importe alors de mesurer si l'effet net des fusions est positif.

La méthodologie développée ci-dessus a été appliquée à toutes les combinaisons possibles des 29 groupes bancaires étudiés pris deux à deux. Les mesures effectuées concernent la période 1997-2000 au cours de laquelle ont été observées les restructurations bancaires les plus importantes en France.

Les évolutions observées doivent cependant être nuancées par le fait que celles-ci peuvent être influencées par des facteurs exogènes (évolutions technologiques par exemple). Nous faisons l'hypothèse que cette influence reste marginale pour les groupes et la période étudiés.

## 2.2.2. Synergies de coûts des fusions de groupes : un potentiel limité

Le potentiel de synergies de coûts est mesuré par le pourcentage d'opérations de fusions favorables sur l'ensemble des opérations possibles. Ce potentiel apparaît dans l'ensemble relativement limité. On note toutefois que les années 1997 et 1998, marquées par des opérations d'envergure, sont nettement plus favorables.

	1996	1997	1998	1999	2000
Potentiel de synergies de coûts .....	8,77 %	12,82 %	25,56 %	8,33 %	8,57 %

Ce résultat doit être confronté avec ceux obtenus dans notre étude précédente où les mesures de gains d'efficacité effectivement observés pour les opérations de groupe de cette période apparaissaient principalement liées à une meilleure efficacité coût.

	Moyenne	Écart-type	Min	Q1	Q2	Q3	Max
Scores d'efficacité coût avant opération.....	0,83	0,09	-	0,79	0,84	0,88	-
Scores d'efficacité coût après opération.....	0,84	0,11	-	0,76	0,85	0,93	-

Ces résultats ne sont pas contradictoires : ils signifient qu'en ce qui concerne les fusions de groupes, les synergies de coûts possibles sont limitées, donc a priori plus difficiles, mais que les opérations réalisées ont en général réussi à les exploiter.

## 2.2.3. Synergies de revenus des fusions de groupes : un potentiel significatif mais insuffisamment exploité

De la même manière, le potentiel de synergies de revenus est mesuré par le pourcentage d'opérations favorables sur l'ensemble des opérations possibles. Ce potentiel apparaît nettement plus important bien qu'on observe une tendance à la réduction. Plus des deux tiers des opérations possibles en 1996 et 1997 apparaissaient ainsi génératrices de synergies de revenus. Ce potentiel diminue dans les années suivantes mais reste cependant très incitatif avec des possibilités de regroupements favorables atteignant presque 40 % en 2000.

	1996	1997	1998	1999	2000
Potentiel de synergie de revenu	71,93 %	68,72 %	34,44 %	22,22 %	37,14 %

On peut à nouveau confronter le potentiel de synergies de revenus mesuré ici avec les gains d'efficacité revenu effectivement observés dans notre précédente étude, où une diminution relative de l'efficacité revenu avait été observée pour les opérations de groupe.

	Moyenne	Écart-type	Min	Q1	Q2	Q3	Max
Scores d'efficacité revenu avant opération	0,84	0,05	0,63	0,83	0,85	0,87	0,96
Scores d'efficacité revenu après opération	0,72	0,21	0,03	0,59	0,78	0,90	1,06

On constate en effet sur le tableau ci-dessus qu'une majorité de banques ne parvient pas à faire progresser son niveau d'efficacité, ce qui semble confirmer la difficulté pour ces dernières à réaliser des synergies de revenus. Cette difficulté à exploiter les gains de revenu apparaît cohérente avec la persistance d'un potentiel de synergies de revenus toujours important. On note enfin que les synergies potentielles, en termes de coûts ou en termes de revenus, sont en général exclusives et ne se cumulent que rarement. Ainsi, le pourcentage d'opérations possibles cumulant à la fois des synergies de coûts et de revenu ne dépasse pas 10 %.

	1996	1997	1998	1999	2000
Potentiel de synergies de coûts ET de revenu	4,82 %	9,23 %	6,67 %	0,00 %	0,00 %

Ces résultats suggèrent que dans le cas du système bancaire français, les stratégies de fusions de groupes fondées sur la maîtrise des coûts par des économies d'échelle sont désormais relativement étroites. A contrario, les stratégies de regroupements fondées sur des synergies de revenus recèlent toujours un potentiel important que les banques n'arrivent toutefois pas toujours à exploiter ou qu'elles ne privilégient pas.

## 2.3. EFFETS DES FUSIONS DE GROUPES EN TERMES DE DIVERSIFICATION DES RISQUES

Contrairement à la maîtrise des coûts, la diversification des risques figure de manière secondaire parmi les objectifs recherchés par les acteurs de la consolidation bancaire. Une explication possible tient au fait que beaucoup de restructurations bancaires observées par le passé ont concerné des regroupements individuels d'établissements opérant souvent dans les mêmes secteurs d'activité et dans les mêmes zones géographiques, minimisant ainsi a priori la portée de gains de diversification. L'émergence de fusions de groupes, pour l'instant essentiellement domestiques, mais à terme vraisemblablement également transnationales renouvelle, nous semble-t-il, l'intérêt pour les potentiels de gains de diversification des risques.

NOUS PROPOSONS DE MESURER CES GAINS DE DIVERSIFICATION SUR LES PORTEFEUILLES DE CREDITS AUX ENTREPRISES ENREGISTRES AU SERVICE CENTRAL DES RISQUES DE LA BANQUE DE FRANCE QUI CENTRALISE L'ENSEMBLE DES ENGAGEMENTS SUR LES ENTREPRISES SUPERIEURS A 76 224 EUROS (500 KF) PORTES PAR LES ETABLISSEMENTS DE CREDIT. A L'AIDE DES PERIMETRES DE CONSOLIDATION DE TYPE GEA, NOUS CONSTRUISONS LES PORTEFEUILLES AGREGES DES GROUPES AVANT ET APRES LEUR FUSION. LES GAINS DE DIVERSIFICATION SONT MESURES COMME LA VARIATION DE CAPITAL ECONOMIQUE OBSERVEE SUR LES PORTEFEUILLES DU GROUPE ACQUEREUR AVANT ET APRES LA FUSION.

### 2.3.1. Une mesure du risque : la « VaR » des portefeuilles de crédit aux entreprises

La mesure des effets des fusions et acquisitions sur le risque des portefeuilles de crédits est fondée sur l'utilisation d'un modèle de risque de crédit. L'objectif est ici de mesurer l'effet des fusions sur la « VaR » des portefeuilles de crédits et, partant, sur le montant des fonds propres économiques nécessaires pour la couverture de ce risque. Rappelons qu'un modèle de risque de crédit comporte deux étages. Le premier est consacré à la collecte de l'information sur les éléments constitutifs du risque de crédit au niveau individuel de chaque emprunteur. Cette démarche consiste essentiellement à ranger les crédits en classes de risque — à l'aide en particulier d'un modèle de score ou d'un système expert — et à déterminer les probabilités de défaut (PD), les pertes en cas de défaut (LGD) et le montant des expositions (EAD). La seconde étape est consacrée à la modélisation de l'incertitude des pertes et à l'agrégation des expositions individuelles pour décrire le risque du portefeuille dans son ensemble. À ce stade, on tient donc compte des corrélations entre les risques des différents crédits et donc de la diversification du portefeuille pour construire la fonction de densité des pertes et mesurer la VaR.

#### 2.3.1.1. La « Valeur en Risque » du portefeuille de crédits

L'objectif final d'un modèle de risque de crédit est de déterminer le montant des pertes non attendues sur un portefeuille de crédits, c'est-à-dire d'estimer la perte maximale attendue avec un certain pourcentage de probabilité (par exemple, 0,5 %) qu'elle survienne à un horizon donné (en général, un an). Cela revient à estimer la probabilité que le prêteur subisse des pertes supérieures à un certain montant à cet horizon. Pour mesurer cette perte maximale, il est nécessaire de connaître la distribution des pertes probables. C'est à partir de la fonction de densité des pertes (PDF) que l'on détermine les pertes potentielles maximales, en choisissant un quantile de la distribution. La VaR du portefeuille de crédits, c'est précisément cette perte potentielle maximale qui peut survenir avec une certaine probabilité — donnée par le quantile choisi — et à un horizon temporel donné. La VaR correspond au point X sur la figure 1. Elle détermine le montant des pertes non attendues (*Unexpected losses* UL) et celui des fonds propres économiques nécessaires pour couvrir ces pertes non attendues. En toute rigueur, le montant des pertes non attendues UL correspond donc à la distance entre le point X et la perte moyenne EL (*Expected losses*) sur la figure.

Dans l'approche proposée par le Comité de Bâle, les fonds propres réglementaires correspondent à  $EL + UL$ .

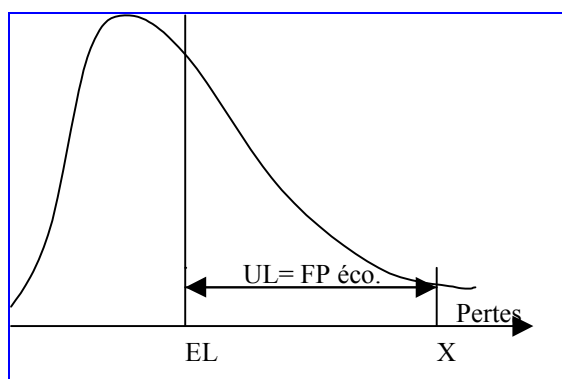


Figure 1

Connaissant les probabilités de défaut, la construction de la PDF requiert d'agréger les positions individuelles pour déterminer leur risque à l'intérieur du portefeuille et non isolément. Dans une approche de portefeuille, il importe de tenir compte des interactions entre les pertes sur les expositions individuelles, c'est-à-dire des corrélations entre les événements de crédit qui affectent les différents emprunteurs. En effet, à l'horizon choisi, toutes les variables (PD, EAD, LGD) qui conditionnent le montant des pertes peuvent varier. En particulier, la qualité de l'emprunteur est variable à l'horizon choisi. La probabilité de défaut PD doit donc être considérée comme une variable aléatoire. C'est pourquoi le cœur d'un modèle de risque de crédit est la modélisation de la probabilité de défaut.

L'idée sous-jacente à tous les modèles est que la probabilité de défaut est soumise à l'influence de facteurs de risque qui sont des facteurs propres à l'emprunteur ou des facteurs communs à tous les emprunteurs ou facteurs systématiques. Ces derniers sont principalement des facteurs sectoriels ou des facteurs macro-économiques. La variance de la probabilité de défaut d'un crédit autour de sa valeur moyenne — qui est en réalité dans la plupart des modèles celle de sa classe de risque — est donc déterminée par le jeu de ces facteurs. Ainsi, par exemple, une récession tend à accroître la probabilité de défaut, alors que celle-ci diminue en phase d'expansion. Les probabilités de défaut ne sont donc pas stables dans le temps. Il est ainsi nécessaire de construire un modèle théorique qui associe les changements des probabilités de défaut — ou directement les pertes constatées en cas de défaut — aux facteurs de risque et illustre la dynamique des défauts ou des transitions entre classes, soit, pour un emprunteur A :

Probabilité de défaut =  $PA(X_1, X_2, \dots, X_n)$

où les  $X_1, X_2, \dots, X_n$  représentent les différents facteurs de risque.

En somme, construire la fonction de distribution des pertes potentielles sur le portefeuille de crédits (PDF) implique donc de modéliser la relation entre les variances des pertes et les facteurs de risque. De plus, la corrélation entre deux crédits dépend de leur dépendance mutuelle à l'égard des facteurs systématiques. Si tous les crédits composant un portefeuille sont soumis aux mêmes facteurs, autrement dit, si le portefeuille de crédits n'est pas assez diversifié, le montant des pertes effectives non attendues UL sera naturellement plus important que si le portefeuille est mieux diversifié. Plus les crédits individuels ont tendance à varier ensemble (plus la corrélation est importante), plus élevé sera le risque global du portefeuille, c'est-à-dire l'incertitude des pertes futures.

### 2.3.1.2. Un modèle à un facteur de risque

La mesure du risque de crédit des portefeuilles des groupes bancaires utilisée dans cette étude est fondée sur l'estimation d'un modèle de risque de crédit à un facteur systématique (Gordy, 2000, Dietsch et Petey, 2001) analogue à celui qui a été utilisé par le Comité de Bâle pour construire les fonctions de poids de risque dans l'approche IRB du nouveau ratio de capital (Comité de Bâle, 2001). Une présentation formelle de ce modèle figure en annexe 3. Dans ce modèle, il y a corrélation entre les défauts (plus généralement entre les pertes) du fait de l'existence d'un facteur de risque unique. L'intégration des corrélations est simplement réalisée par la modélisation du lien entre probabilité de défaut et un facteur de risque systématique.

Pour paramétrer le modèle, nous avons réutilisé pour ce travail les résultats d'études 16 sur le risque de crédit des PME (Dietsch et Petey, 2001). Les valeurs des corrélations  $\rho$  utilisées (qui mesurent, rappelons-

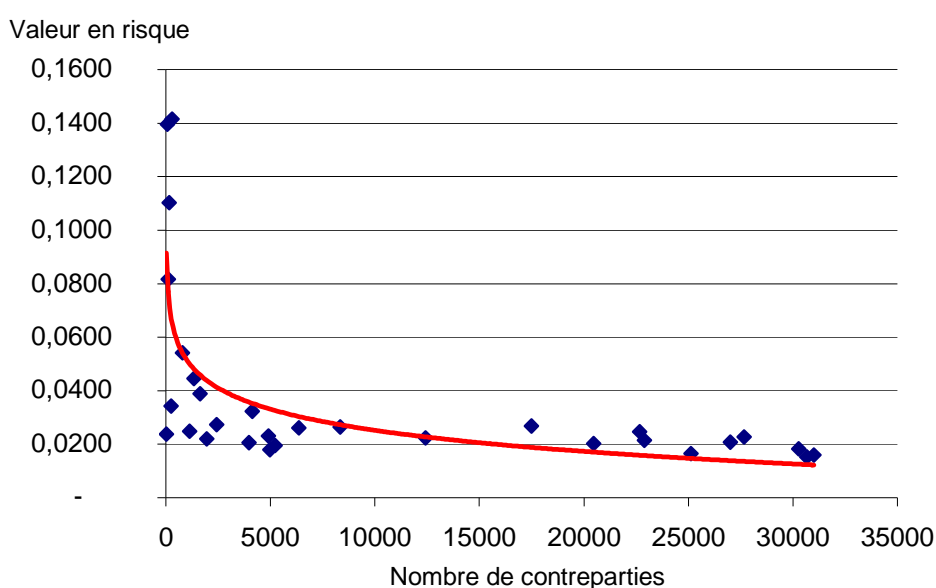
16 Les paramètres du modèle de risque — la variance des probabilités de défaut, les corrélations entre défauts — ont été calculés à partir des cotations de la Coface SCRL. Elles concernent ici une population d'environ 160 000 sociétés dont le chiffre d'affaires est supérieur à 5 millions de francs et qui ont été cotées régulièrement de 1995 à 2001, soit au cours d'une période de sept ans. Cette population exclut les TPE,

le, la sensibilité au risque systématique des emprunteurs) dans cette population sont présentées sur le tableau suivant, dans lequel les sociétés ont été regroupées en sept classes de risque (la probabilité de défaut moyenne ou stationnaire par classe ainsi que la répartition des entreprises selon la classe figurent également sur le tableau) :

### 2.3.2 Synergies des fusions de groupes en termes de diversification des risques : des gains significatifs

Dans ce qui suit, on mesure l'effet des fusions sur le risque en comparant la VaR de crédit avant et après l'opération de fusion ou acquisition. Par construction, le modèle de risque de crédit prévoit que l'augmentation de la taille du portefeuille entraîne une diminution du risque de crédit (de la VaR) en raison du jeu des corrélations entre crédits. Il s'agit d'un effet de diversification de portefeuille classique. L'effet de diversification peut cependant être plus ou moins élevé en fonction de la composition des portefeuilles fusionnés et de la structure initiale des crédits selon le risque. Notons également que, conformément à la théorie, seul le risque spécifique est diversifié et qu'asymptotiquement la VaR d'un portefeuille tend vers le risque général.

Effet du nombre de contreparties dans le portefeuille agrégé de crédits sur la Valeur en Risque du portefeuille



Nous avons calculé la VaR des portefeuilles agrégés des groupes acquéreurs avant et après chaque opération de fusion. Le tableau suivant retrace les mesures obtenues qui font apparaître des gains de diversification substantiels, en moyenne de 5 à 10 %. Dans un cas toutefois, la fusion s'est traduite par une augmentation de la VaR du groupe acquéreur, qui tient au caractère risqué du portefeuille repris. Ces résultats, conformes à la théorie, ne signifient toutefois pas que les économies de fonds propres réalisées ne sont pas réallouées par la suite à des stratégies d'investissement plus risquées (Demsetz et al., 1997). Cette question demeure à être étudiée dans le cadre de travaux ultérieurs mais elle nécessiterait de pouvoir isoler dans les variations de VaR observées la part conjoncturelle (cycle économique favorable ou non) de la part structurelle (composition du portefeuille).

Néanmoins, il apparaît que l'effet immédiat des fusions de groupes en termes de diversification des risques et donc d'économies de fonds propres aurait été très significatif pour les fusions de groupes étudiées. Cette incitation pourrait à l'avenir influencer les nouvelles stratégies de fusion de groupes.

peu présentes dans les portefeuilles de crédits analysés. Le critère du défaut retenu pour l'estimation des paramètres est la défaillance au sens juridique (redressement judiciaire ou liquidation). L'horizon du modèle est d'un an.



## Gains de diversification observés pour les groupes acquéreurs après fusion

VaR DU PORTEFEUILLE <i>Corporate</i>		GAIN (en %)
AVANT	APRÈS	
0,0166	0,0152	- 8,17 % *
0,0183	0,0160	- 12,54 %
0,0202	0,0183	- 9,11 %
0,0215	0,0208	- 3,34 %
0,0221	0,0206	- 6,95 %
0,0231	0,0262	+ 13,02 %
0,0247	0,0238	- 3,83 %
0,0249	0,0196	- 21,29 %
0,0269	0,0227	- 15,47 %

\* Une valeur négative, ou diminution de la VaR, met en évidence un gain de diversification.

## 2.4. CONCLUSION

Le phénomène de consolidation financière a changé de nature. Après une première phase consacrée à la rationalisation des structures internes des banques, une deuxième phase a vu l'émergence des fusions de groupes bancaires domestiques. Il n'est pas inenvisageable que dans une troisième étape, on assiste à des rapprochements de groupes trans-nationaux. Ces transformations radicales de l'organisation des systèmes bancaires et financiers concernent aussi les régulateurs qui doivent s'assurer qu'elles restent maîtrisées et pertinentes. À cet égard, il semble que les stratégies de regroupement fondées sur des synergies de coûts et encouragées par le marché ont une ampleur empiriquement limitée. À l'inverse, il existe un potentiel de synergies de revenus et de diversification des risques qui pourrait être davantage privilégié.

## REFERENCES

- Akhavain, J. D., Berger, A. N., Humphrey, D.B. (1997). *The effects of megamergers on efficiency and prices : Evidence from a bank profit function. Review of Industrial Organization* 12, 95-139
- Berger A. N., Demsetz R. S and Strahan P. E (1998). *The consolidation of the financial services industry: Causes, consequences, and implications for the future. Journal of Banking and Finance*
- Berger A. N., Hanweck G.A. and Humphrey D B (1987). *Competitive viability in banking : Scale, scope and product mix economies. Journal of Monetary Economics*, 20, 501-520
- Berger A. N. and D. Humphrey (1991). *The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking. Journal of Monetary Economics*, 28 , 117-148
- Berger A. N., Humphrey D B and L.B. Pulley (1996). *Do consumers pay for one-stop banking? Evidence from an alternative revenue function. Journal of Banking and Finance*, 20, 1601-1621
- Burkart, O., M. Dietsch and H. Gonsard (1999). « L'efficacité coût et l'efficacité profit des banques françaises dans les années 1990 » Bulletin de la Commission bancaire, avril 1999
- Comité de Bâle (2001), document consultatif. *A new Capital Adequacy Framework*, Janvier
- Demsetz, R. S., Strahan P. E. 1995. *Historical patterns and recent changes in the relationship between bank Holding company size and risk. FRBNY Economic Policy Review*, July
- Dietsch, M. Petey, 2001. *The credit risk in SME loans portfolios: modeling issues, pricing and capital requirement, Journal of banking and finance*
- Dietsch, M., Oung, V. 2001. L'efficacité économique des restructurations bancaires en France au cours des années 1990. Bulletin de la Commission bancaire n° 24, avril
- Evans D.S., Heckman J.J (1984). *A test for subadditivity of the cost function with an application to the Bell system. American Economic Review*, 74 , 615-623
- Ferrier G.D, Grosskopf S., Hayes K. J. and Yaisawarng S. (1993). *Economies of diversification in banking industry: A frontier approach. Journal of Monetary Economics*, 31, 229-249
- Group of Ten, 2001. *Report on consolidation in the financial sector, January*.
- Gordy M. (2000). *A comparative anatomy of credit risk models Journal of Banking and Finance* vol. 24.

Hunter W.C., Timme S. G. and W.K. Yang (1990). *An examination of cost subadditivity and multiproduct production in large U.S. banks.* *Journal of Money Credit and Banking*, 22, 4, 504-525

Mitchell K. and Onvural N.M (1996). *Economies of scale and scope at large commercial banks: Evidence from the Fourier flexible functional form.* *Journal of Money Credit and Banking*, 28, 2, 178-199.

Shaffer S. (1993). *Can megamergers improve bank efficiency.* *Journal of Banking and Finance*, 17 , 423-436.

### LE CONCEPT DE SOUS-ADDITIVITE

---

Soit une fonction de coût à N produits,  $Y = (y_1, y_2, \dots, y_p)$ , et N banques,  $i = 1, \dots, N$ . Pour simplifier on suppose également que les technologies utilisées sont les mêmes. Une fonction de coût est dite sous-additive si et seulement si :

$$C(\tilde{Y}, p) < \sum_{i=1}^N C(Y^i, p) \quad (1)$$

$$\text{avec } \tilde{Y} = \sum_i Y^i \quad (2)$$

où  $p$  désigne le vecteur prix des facteurs.

On étend ici le concept de sous-additivité aux revenus. Une fonction de revenu est dite sous-additive si et seulement si :

$$R(w, \tilde{X}) > \sum_{i=1}^N R(w, X^i) \quad (4)$$

$$\text{avec } \tilde{X} = \sum_i X^i \quad (5)$$

où  $X^i$  désigne le vecteur des quantités de facteurs utilisés par la banque  $i$ ,  $w$  le vecteur des prix de marché des produits.

## LA METHODE DE MESURE DES GAINS DE SOUS-ADDITIVITE

On retient pour le modèle de coût et le modèle de revenu la spécification translogarithmique.

### La fonction de coût

$$\begin{aligned} \text{Log}(CT/p) = & \alpha_0 + \sum_j \beta_j \text{Log}(y_j) + 0.5 \times \sum_j \sum_{jj'} \beta_{jj'} \text{Log}(y_j) \text{Log}(y_{j'}) + \\ & \sum_i \theta_i \text{Log}(p_i/p_1) + 0.5 \times \sum_i \sum_{ii'} \theta_{ii'} \text{Log}(p_i/p_1) \text{Log}(p_{i'}/p_1) + 0.5 \times \sum_j \sum_i \delta_{ji} \text{Log}(y_j) \text{Log}(p_i/p_1) + \nu \end{aligned} \quad (1)$$

où CT représente le coût variable total, les  $y_j$  représentent les *outputs* et les  $p_i$  les prix des facteurs de production. La fonction de coût est normalisée par rapport au prix du facteur  $p_1$ , compte tenu de la propriété d'homogénéité de la fonction par rapport aux prix. La fonction estimée est une fonction à quatre produits (les dépôts à vue, qui mesurent le montant des services de gestion des moyens de paiement offerts par la banque, les crédits, les titres et les autres services, mesurés à partir des commissions) et quatre prix de facteurs de production (coût moyen du travail, coût moyen du capital physique, coût moyen des dépôts rémunérés, coût moyen des ressources empruntées sur le marché). On estime en fait un modèle complet comprenant cette fonction et un système d'équations de parts de facteurs, conformément au lemme de Shephard :

$$M_i = \theta_i + \sum_{ii'} \theta_{ii'} \text{Log}(p_{i'}/p_1) + \sum_j \delta_{ji} \text{Log}(y_j) + \mu_i \quad i = 2,3,4 \quad (2)$$

où  $M_i$  désigne la part du facteur  $i$  dans le coût total. Dans les équations précédentes,  $w$  et  $\sum$  sont les termes d'erreurs.

### La fonction de revenu

$$\begin{aligned} \text{Log}(REV/w) = & \alpha_0 + \sum_j \beta_j \text{Log}(x_j) + 0.5 \times \sum_j \sum_{jj'} \beta_{jj'} \text{Log}(x_j) \text{Log}(x_{j'}) + \\ & \sum_i \theta_i \text{Log}(w_i/w_1) + 0.5 \times \sum_i \sum_{ii'} \theta_{ii'} \text{Log}(w_i/w_1) \text{Log}(w_{i'}/w_1) + 0.5 \times \sum_j \sum_i \delta_{ji} \text{Log}(x_j) \text{Log}(w_i/w_1) + \nu \end{aligned} \quad (3)$$

où REV est le total des recettes de la banque (somme des revenus reçus de la clientèle, des revenus issus de la détention du portefeuille de titres et des commissions), les  $x_j$  représentent les quatre facteurs de production (le travail, mesuré par l'effectif employé, le capital fixe, mesuré par les dépenses associées à l'usage de ce capital, les ressources collectées auprès de la clientèle et les ressources empruntées sur les marchés) et les  $w_i$  les trois prix d'*outputs* (le prix moyen des crédits, le rendement moyen des titres et le taux de commission moyen sur le total des activités de dépôt et de prêt). La fonction de revenu est normalisée par rapport au prix du produit  $w_1$ . Elle est homogène et linéaire par rapport aux prix des produits. On estime cette fonction conjointement avec un système d'équations de parts des produits dans le revenu, conformément au lemme de Hotelling :

$$S_i = \theta_i + \sum_{ii'} \theta_{ii'} \text{Log}(w_{i'}/w_1) + \sum_j \delta_{ji} \text{Log}(x_j) + \mu_i \quad i = 2,3,4 \quad (12)$$

où  $S_i$  désigne la part du produit  $i$  dans le revenu total,  $u$  et  $v$  sont les termes d'erreurs.

Les deux systèmes d'équations (1) et (2) et (3) et (4) ont été estimés en recourant à la méthode itérative de Zellner.

Les indices de sous-additivité présentés dans le texte ont été calculés à partir des coûts ou revenus mesurés en utilisant les paramètres des fonctions estimées. Pour le calcul des coûts et revenus estimés, les *inputs*, les *outputs* et les prix des *inputs* et *outputs* ont été calculés au point moyen des groupes. Plus précisément, on distingue dans l'analyse les groupes effectifs — qui se sont réellement formés — et les groupes fictifs — qui sont formés par la réunion supposée de deux groupes sans lien entre eux. Les *outputs* des groupes effectifs ont été mesurés au point moyen des groupes, c'est-à-dire en utilisant la moyenne des *outputs* des diverses banques composant chaque groupe. Les prix des *inputs* ou des *outputs* des groupes effectifs ont été également mesurés au point moyen. La même approche du point moyen a été utilisée pour le calcul des prix appliqués aux groupes fictifs résultant de la fusion supposée des groupes par paires. De leur côté, les *outputs* des groupes fictifs ont été mesurés par la somme des *outputs* des deux groupes effectifs réunis dans chaque groupe fictif.

## LE MODELE DE RISQUE DE CREDIT

## La modélisation de la probabilité de défaut : un modèle probit ordonné

On suppose que l'événement qui déclenche le défaut est le franchissement d'un seuil par une variable non observable (dite pour cette raison variable latente) représentative de la santé de l'entreprise. Cette variable reste abstraite et n'est donc pas rattachée directement à des variables observables comme la rentabilité des actions ou divers ratios financiers. Dans ce cadre, la valeur de la position d'un emprunteur  $i$  donné (défaut ou non) à l'horizon du modèle est déterminée par la réalisation d'une variable latente  $U$  qui est une fonction linéaire d'un facteur de risque systématique  $x$  et d'un facteur de risque spécifique  $\varepsilon_i$  :

$$U = wx + \eta\varepsilon_i \quad (1)$$

où  $x$  et  $\varepsilon_i$  sont des variables normales centrées réduites, avec

$$E[x\varepsilon_i] = 0.$$

Une réalisation particulière  $x$  est supposée représentative de l'état général de l'économie. L'équation (1) établit par conséquent une relation positive entre  $x$  et  $U$ . Une dégradation de l'environnement économique se traduit par une réalisation négative de  $x$  et entraîne une diminution de  $U$ , i.e. une dégradation de la santé financière de l'emprunteur.

La situation de l'emprunteur en fin de période dépend de la localisation de cette variable latente par rapport à une valeur seuil qui définit l'état de défaut. Si la variable latente suit une loi normale, la valeur seuil est fixée de telle manière que la probabilité non conditionnelle de défaut pour un emprunteur à l'intérieur d'une classe de risque donnée est égale à  $\bar{p}$ . Soit  $Z_i$  la variable latente de l'emprunteur  $i$ . En conséquence, un emprunteur fait défaut lorsque :

$$\frac{wx + \varepsilon_i}{\sqrt{1+w^2}} < \Phi^{-1}(\bar{p}) \quad (2)$$

ou, de façon équivalente, pour une valeur donnée du facteur systématique, si :

$$\varepsilon_i < \sqrt{1+w^2}\Phi^{-1}(\bar{p}) - wx \quad (3)$$

Cette condition permet de calculer  $p(x)$ , la probabilité de défaut conditionnelle à la réalisation du facteur systématique  $x$ . En effet, pour une valeur donnée du facteur systématique, le franchissement du seuil de défaut dépend de la réalisation du facteur spécifique à l'emprunteur. Le défaut devient donc *conditionnel* au facteur systématique. Si la réalisation du facteur systématique est favorable, l'emprunteur fait défaut seulement si la réalisation du facteur spécifique est suffisamment défavorable. Sinon, la variable latente n'atteint pas la valeur seuil  $\Phi^{-1}(\bar{p})$  qui détermine le défaut. Cette probabilité est dérivée de l'équation précédente, comme suit :

$$p(x) = \Pr[\varepsilon_i < \sqrt{1+w^2}\Phi^{-1}(\bar{p}) - wx] = \Phi[\sqrt{1+w^2}\Phi^{-1}(\bar{p}) - wx] \text{ avec } \varepsilon_i \sim N(0,1) \quad (4)$$

C'est la probabilité de défaut conditionnelle d'un emprunteur dont la probabilité stationnaire est  $\bar{p}$ . La valeur de  $p(x)$  fluctue autour de sa valeur stationnaire en fonction des valeurs prises par le facteur systématique et de la sensibilité de  $p(x)$  à ce facteur, mesurée par  $w$ . Dans cette analyse, on sépare la dégradation de la situation de l'emprunteur due à l'environnement économique de celle qui est due aux caractéristiques spécifiques de l'emprunteur. On admet donc l'hypothèse d'indépendance de ces deux facteurs.

Pour deux emprunteurs  $i$  et  $j$  appartenant à la même classe de risque, la covariance entre les variables latentes est donnée par :

$$\text{Cov}[Z_i; Z_j] = E[Z_i Z_j] - E[Z_i]E[Z_j] = \frac{w^2}{1+w^2} \quad (5)$$

En conséquence, la corrélation entre les variables latentes est entièrement déterminée par l'existence du facteur systématique (l'état de l'économie). En d'autres termes, c'est l'existence d'une sensibilité commune au facteur systématique qui conduit à l'existence d'une covariance entre la santé financière des emprunteurs et finalement entre défaillances. Cette covariance résulte uniquement de l'existence d'un facteur systématique et non pas d'éventuels liens entre emprunteurs. On néglige ici les relations de dépendance économique pouvant conduire à des faillites en chaîne (on parle alors d'indépendance conditionnelle des défauts).

## Le calcul des corrélations

Ceci consiste à supposer que, pour une réalisation donnée du facteur de risque systématique, les défauts sont des événements indépendants. Cette hypothèse, simplificatrice, conduit à ne retenir que l'évolution d'un facteur systématique (l'état de l'économie) comme facteur explicatif des fluctuations des taux de défaillance. La faillite d'un emprunteur ne peut donc entraîner celle d'autres emprunteurs, fournisseurs, sous-traitants ou entreprises appartenant au même groupe. Cette hypothèse est essentiellement de nature technique car elle permet d'obtenir une modélisation simple du nombre de défauts au sein d'une classe de risque. On suppose ici que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est largement vérifiée au sein de la population étudiée, celle-ci couvrant l'ensemble des secteurs et l'ensemble du territoire. On peut effectivement donner une interprétation géographique à cette hypothèse : des emprunteurs éloignés peuvent subir de la même manière la dégradation des conditions économiques sans qu'aucun lien n'existe entre eux. Il n'en est pas nécessairement de même dans le cas d'un portefeuille concentré sur certains secteurs ou régions.

On détermine le poids  $w$  du facteur systématique à l'intérieur de chaque classe de risque de la manière suivante. En supposant l'indépendance conditionnelle des défauts, la probabilité que deux emprunteurs fassent défaut ensemble est :

$$\begin{aligned} \Pr[U_i < \Phi^{-1}(\bar{p}) \& U_j < \Phi^{-1}(\bar{p}) | x] &= \Pr[U_i < \Phi^{-1}(\bar{p}) | x] \Pr[U_j < \Phi^{-1}(\bar{p}) | x] \\ &= \Phi \left[ \frac{\Phi^{-1}(\bar{p}) - wx}{\eta \varepsilon_i} \right]^2 = p(x)^2 \end{aligned}$$

ce qui conduit à l'expression suivante de la variance de  $p(x)$  :

$$\text{Var}[p(x)] = E[p(x)^2] - E[p(x)]^2 = E[\Pr[U_i < \Phi^{-1}(\bar{p}) \& U_j < \Phi^{-1}(\bar{p}) | x]] - E[p(x)]^2$$

Sachant que les variables latentes suivent une loi normale de corrélation  $w^2$ , l'espérance non conditionnelle de défaut  $E[\Pr[U_i < \Phi^{-1}(\bar{p}) \& U_j < \Phi^{-1}(\bar{p}) | x]]$  est donnée par une distribution normale bivariée. Ainsi, la variance de la probabilité conditionnelle de défaut est :

$$\text{Var}[p(x)] = \text{Bivnor}(\Phi^{-1}(\bar{p}), \Phi^{-1}(\bar{p}), w^2) - \bar{p}^2 \quad (3)$$

Connaissant la probabilité stationnaire de défaut et la variance de la probabilité conditionnelle, on dérive la valeur de  $w$  comme solution de l'équation (3).