

IAS 39 et comptabilité de couverture en juste valeur : simulation aléatoire de son impact sur les exigences en fonds propres des banques

Hamza BAHAJI

Cahier de recherche n° 2006-01

Résumé : Notre recherche se propose d'évaluer l'impact de l'introduction de la juste valeur dans les bilans des banques, Plus particulièrement, il s'agit de tester la compatibilité de la comptabilité de couverture préconisée par la norme IAS 39 avec les contraintes de la réglementation prudentielle relative aux fonds propres bancaires. S'agissant d'une étude prospective, nous avons retenu une problématique de simulation aléatoire (approche Monte-Carlo). Cette étude met en évidence la supériorité de la macro-couverture en terme d'adéquation à l'activité d'intermédiation de la banque commerciale ainsi que par rapport aux objectifs de la réglementation prudentielle.

Mots-clés : Juste valeur, IAS 39, Comptabilité de couverture, Réglementation prudentielle, Macro-couverture simulation Monte Carlo.

Abstract: Through this study we checked within the framework of the fair value model, the consistency between the hedge-accounting recommended by the IAS 39 and the objectives of the capital regulation in the banking industry. We conclude that the macro-hedge is the most appropriate approach given the role of intermediation of commercial banks and that it better meets the objectives of the capital regulation.

Key words: Fair value, IAS 39, Hedge accounting, Capital regulation, Macro-hedge.

Introduction

De part sa fonction économique d'intermédiaire financier, la banque assure un équilibre sur le marché de crédit en réduisant les asymétries d'informations qui minent les relations de crédit (Diamond, 1984). Ce rôle engendre des risques pour la banque contre lesquels elle se voit obligée de se prémunir. Pour ce faire, elle doit être suffisamment dotée en fonds propres qui absorberaient les éventuelles pertes consécutives à la réalisation de risques potentiels et qui constitueront, par ailleurs, une assurance pour les déposants. Aussi, ce gage de confiance doit-il être préservé afin de garantir la pérennité de l'établissement bancaire. La réglementation prudentielle bancaire joue un rôle essentiel à ce niveau, dans la mesure où elle édicte des normes visant à maintenir le niveau du capital en adéquation avec les risques associés à l'activité bancaire. En effet, le bon fonctionnement du système bancaire demeure relativement associé au respect des prescriptions des normes prudentielles. Or, ce sont les données comptables qui servent de support à ces normes. Ainsi, les méthodes d'évaluation retenues par les établissements bancaires - et qui auront prévalu dans la détermination des fonds propres prudentiels - vont non seulement conditionner leur capacité à respecter les contraintes réglementaires, mais également celle des autorités de contrôle à appréhender, à travers les indicateurs prudentiels produits, l'étendue de l'exposition des banques aux risques.

En juillet 2002, un projet de règlement a entériné la décision de la commission européenne d'imposer aux entreprises cotées l'adoption des normes comptables IFRS qui préconisent un mode de valorisation fondé sur le principe de la juste valeur. Ce projet a été voté à l'unanimité le 16 juillet 2003 au sein du Comité de Régulation Comptable européen (CRCE) à l'exception des normes 32 et 39. En effet, ces deux normes, et particulièrement les dispositions de la norme IAS 39 relatives à la comptabilité de couverture, font l'objet d'une forte opposition des établissements bancaires européens. Ces derniers contestent vivement la démarche proposée par l'IASB en ce qui concerne le traitement comptable des instruments financiers. Ils dénoncent notamment l'inadaptation des mécanismes prévus par la norme IAS 39 à la couverture du risque de taux associé à l'activité d'intermédiation de la banque commerciale : ces mécanismes généreraient une forte volatilité des capitaux propres et des résultats sans rapport avec la réalité économique (Aubin et Gil, 2003 ; Mathérat, 2003...), ce qui compliquerait d'une part la conformité aux prescriptions prudentielles et, d'autre part, la mission des autorités de contrôle bancaire vu que l'interprétation de ratios prudentiels fondés sur des données comptables volatiles reste difficile (Oung, 2001). En ce sens, la norme IAS 39 s'écarte des objectifs de la réglementation prudentielle sur les fonds propres bancaires. A cet effet, des propositions de révision du volet consacré à la comptabilité de couverture ont été transmises à l'IASB par la Fédération Bancaire Européenne. Elles soutiennent un traitement comptable adapté aux pratiques de macro-couverture des banques européennes, contrairement aux méthodes définies par l'IAS 39. Cependant, le dernier texte d'amendement de cette norme, publié par l'IASB en mars 2004,

ne prend pas lesdites propositions en considération. Aussi, la norme IAS 39 demeure-t-elle discréditée en l'état. D'ailleurs, la décision rendue le 1^{er} octobre 2004 par la commission européenne d'adopter une version « tronquée » de la norme, donnant ainsi gain de cause à la communauté bancaire, ne fait qu'appuyer cette désapprobation.

Cette obstination du normalisateur international pose avec acuité la question de la supériorité de l'approche de couverture globale du risque de taux proposée par la communauté bancaire européenne et le bien-fondé des revendications de cette dernière : l'approche de macro-couverture que prônent les banques européennes (dite encore *Interest Rate Merging Hedge*) constitue-t-elle effectivement un remède à la volatilité qu'engendrerait le modèle de comptabilité de couverture envisagé sous l'IAS 39 ? Correspond-t-elle le mieux ainsi aux objectifs prudentiels ? Telle est la problématique que nous nous proposons de traiter dans cet article.

Nous allons dans un premier temps porter la lumière sur les enjeux prudentiels de l'adoption de la convention d'évaluation en juste valeur préconisée par la norme IAS 39. En second lieu, nous exposerons la méthodologie de recherche retenue ainsi que les conclusions de notre étude empirique.

1. Juste valeur, volatilité des fonds propres et contraintes prudentielles.

L'élément le plus prisé dans l'argumentaire développé par la profession bancaire, pour justifier son rejet de la norme IAS 39, demeure incontestablement la volatilité artificielle des fonds propres induite par la convention d'évaluation en juste valeur. Théoriquement, cette volatilité serait introduite dans les fonds propres bancaires, d'une part, par les variations de juste valeur des titres disponibles à la vente et des instruments de couverture de flux de trésorerie - ces variations étant directement imputées aux fonds propres - et, d'autre part, à travers les fluctuations du résultat dues à l'imputation des variations de valeur de la catégorie des actifs et passifs évalués à la juste valeur par résultat. Cette dernière composante sera la conséquence directe de l'option « *fair value by designation* ».

De fait, nous ne pouvons qu'adhérer à ce grief concernant la volatilité engendrée par la juste valeur, puisqu'il est appuyé par un solide corpus empirique. Ainsi, aux Etats-Unis par exemple, l'étude de Barth, Landsman et Wahlen (désormais BLW, 1995), portant sur un échantillon de grandes banques américaines entre 1971 et 1990, montre que le résultat comptable établi, sous le SFAS 115, selon une évaluation à la juste valeur des titres, est plus volatil que celui basé sur le principe du coût historique. Toutefois, cette volatilité marginale n'est pas reflétée dans les cours des banques. Ainsi, le fait qu'elle implique une prime de risque pour l'investisseur n'est pas supporté par une forte évidence empirique. Ces conclusions sont corroborées par les résultats obtenus par Bernard, Merton et Palpu (BMP ci-après, 1995). Leur travail porte sur un échantillon de 1035 observations représentant toutes les banques danoises entre 1976 et 1989. Celles-ci ont fait l'expérience de la valeur « *Mark-to-*

Market » pendent quelques années. En effet, les ajustements de la valeur de marché concernaient, d'une part, la provision pour dépréciation des prêts qui en principe représente un ajustement de la valeur des prêts au risque de crédit et, d'autre part, les gains et pertes latents sur les investissements, les swaps de devise et de taux, les prêts à taux fixe et les crédits hypothécaires pour l'habitat. Les auteurs aboutissent à des résultats significatifs permettant de valider l'hypothèse de volatilité induite par la valeur de marché. Par ailleurs, l'étude menée au Japon par Yonetani et Katsuo (1998) tend à confirmer les conclusions des travaux précités. Ces deux auteurs affichent comme point de départ les résultats obtenus par BLW. Ils s'appuient, pour la conduite de leurs tests, sur les données comptables de 87 banques japonaises dans la période 1989-1996. Ils parviennent ainsi à démontrer que le résultat comptable fondé sur la juste valeur des titres d'investissement est plus volatil que le résultat basé sur la valeur en coût historique de ces titres. Les auteurs relèvent également une supériorité informationnelle de la volatilité du résultat en coût historique. L'investisseur considérerait-il ainsi que la volatilité en coût historique est une meilleure mesure du risque économique que la volatilité en juste valeur. Enfin, Gebhardt, Reichardt et Wittenbrink (2004) montrent à travers un modèle de simulation que la comptabilité de couverture, telle que préconisée par l'IAS 39 et le SFAS 133, engendre une volatilité des résultats nets (dans le cas de la couverture de juste valeur) et des fonds propres (si la modalité de couverture est celle de *cash-flow hedge*) même dans le cas des banques qui sont entièrement couvertes contre le risque de taux. Ce résultat dénote de l'existence d'un « *Gap* » dans le traitement comptable préconisé, d'un côté, pour l'élément couvert et, d'un autre côté, pour l'instrument de couverture.

Ce phénomène de volatilité, mis en exergue par les travaux empiriques précités, est de nature à compliquer la mission des autorités prudentielles. En effet, comme le note Oung (2001), les contrôleurs bancaires peuvent mal interpréter une diminution de la « juste valeur » des fonds propres et déclencher des mesures correctives indues, susceptibles, par ailleurs, d'alarmer le marché. L'efficacité du contrôle prudentiel peut s'en trouver ainsi réduite.

D'un point de vue technique, les conséquences prudentielles de la norme IAS 39 peuvent être relevées à deux niveaux :

- D'abord sur le numérateur du ratio de solvabilité, et plus précisément le tiers-1 des fonds propres prudentiels. Rappelons ici que certaines dispositions¹ de la norme engendreraient une volatilité artificielle des capitaux propres ;

¹ pour une revue de la norme IAS 39 ainsi que ses principaux enjeux pour le secteur bancaire voir Bahaji (2004)

- Ensuite sur le dénominateur qui est constitué de l'ensemble des actifs pondérés. En effet, tel qu'expliqué par Mathérat (2003), la réévaluation systématique des éléments couverts et des opérations de couverture pourrait entraîner une tendance à la hausse des actifs pondérés, puisque soit ces réévaluations sont neutres (baisse de la valeur de l'actif couvert compensée par l'enregistrement d'un actif représentatif du gain sur la couverture) soit elles augmentent ces actifs (hausse de l'actif couvert avec création d'un passif représentant la perte de la couverture).

Il en découle donc que les fluctuations des capitaux propres et des actifs pondérés, si elles ne sont pas corrigées par des mesures émanant des autorités prudentielles comme c'est le cas aux Etats-Unis, pourraient entraîner corrélativement une volatilité des ratios prudeniels (BLW, 1995 ; BMP, 1995 ; Yonetani et Katsuo, 1998).

Dans ce qui suit, nous allons tenter de vérifier au travers de simulations Monte Carlo, d'une part, le bien-fondé de la position des banques européennes vis-à-vis du modèle de comptabilité de couverture du risque de taux préconisée par la norme IAS 39 et, d'autre part, la conformité de ce modèle aux objectifs de la réglementation prudeniels bancaire.

2. Comptabilité de couverture en juste valeur, volatilité et objectifs prudeniels : des conclusions à partir d'un modèle de simulation.

2.1. Schéma méthodologique général.

L'objectif de cette étude empirique étant d'abord de vérifier si la macro-couverture pratiquée dans la gestion actif-passif des banques européennes atténue le problème de volatilité des fonds propres engendré par le modèle de couverture de l'IAS 39 (micro-couverture), l'approche empirique qui se présente de toute évidence est la comparaison du niveau de volatilité des fonds propres de deux populations de banques - la première pratiquant la macro-couverture, la deuxième la micro-couverture au sens de l'IAS 39² - en recourant à une méthode d'inférence statistique. Mais pour que la comparaison des deux populations soit valable, elle doit être envisagée sous une même convention d'évaluation, la juste valeur en l'occurrence.

Aussi, avons-nous simulé deux échantillons de même taille (200 banques). Le premier échantillon comporte des banques qui, afin de couvrir leur activité d'intermédiation, ont recours à la macro-couverture. Les banques du second échantillon utilisent quant à elles la micro-couverture pour

²Dans ce qui suit nous allons employer le terme macro-couverture pour désigner l'approche de couverture que prônent les banques européennes, et celui de micro-couverture pour faire référence au modèle de couverture préconisé par l'IAS 39.

immuniser la marge d'intérêt issue de leur activité d'intermédiation. Les éléments simulés sont les portefeuilles de titres disponibles à la vente, l'activité d'intermédiation et sa couverture. Il faut préciser à ce niveau que la catégorie comptable des titres disponibles à la vente si elle est supposée couverte, le type de couverture associé sera, au sens de l'IAS 39, la couverture de juste valeur. Dans ce cas, les variations de l'instrument de couverture doivent être imputées au résultat net. En conséquence, nous ferons abstraction de la couverture de ces titres car notre recherche se focalise uniquement sur les éléments ayant un impact direct sur les fonds propres, mais ne s'intéresse pas aux éléments qui impactent indirectement les fonds propres via le résultat net.

Notre approche de simulation consiste dans un premier lieu en la simulation de 400 portefeuilles de titres disponibles à la vente (200 portefeuilles par échantillon). Ces portefeuilles sont supposés être composés uniquement de deux catégories de titres : des actions et des obligations à taux fixe. Nous avons ainsi commencé par simuler les portefeuilles obligataires en se basant sur un panier de 68 OAT. Ensuite, nous avons entamé la construction des portefeuilles d'actions en utilisant un panier composé des titres du SBF 250. Le choix de l'indice SBF 250 découle du fait qu'il est plus représentatif du marché boursier français et comporte plus de société que les autres indices boursiers. Ceci offre plus de chance pour que les portefeuilles simulés soient plus diversifiés et différents les uns des autres.

Nous avons abordé par la suite le volet de simulation de l'activité d'intermédiation. Ceci fait, nous avons établi des couvertures par des swaps de taux pour chacune des banques des deux échantillons. Afin d'évaluer le risque de taux en fonction duquel les macro-couvertures du premier échantillon ont été mises en place, nous avons adopté le principe des impasses de taux fixe traditionnellement usité dans l'ALM³.

La troisième phase de notre étude consiste à simuler l'évolution de deux paramètres de marché, à savoir la courbe des taux et le cours de l'indice boursier. Ainsi, 100 simulations de la diffusion du prix de l'indice et du taux court (et donc de la gamme des taux) ont été réalisées sur une période notionnelle de 20 trimestres (de $t_0 = 25/06/2004$ à $t_{20} = 25/06/2009$). Le choix de périodes trimestrielles relève du constat que la majorité des grands groupes bancaires font des arrêtés comptables trimestriels. Ils publient par conséquent des informations comptables trimestrielles. Ainsi, ils seront désormais contraints de déterminer trimestriellement la juste valeur de leurs instruments financiers afin de communiquer des informations financières en IFRS. Sur la base de ces simulations, nous avons déterminé les variations trimestrielles de la juste valeur des instruments de couvertures et des portefeuilles de titres disponibles à la vente. Nous avons par la suite agrégé ses variations pour chaque banque afin de déterminer la variation globale qui sera imputée aux capitaux au titre de chaque trimestre. Cela nous a permis finalement de calculer, sur chacun des 100 scénarios, la volatilité des fonds propres induite à chaque trimestre.

³ Nous n'allons pas approfondir dans ce qui suit les principes de cette méthode. Pour plus de détails se référer à Bessis (1995).

Les conclusions finales de notre modèle de simulation ont été tirées à partir d'un test paramétrique de comparaison des moyennes et d'une régression linéaire des MCO. Pour ce faire, nous avons déterminé les moyennes de volatilité au niveau de chaque échantillon sur tous les scénarios.

Par ailleurs, en vue de comparer l'efficacité des deux formes de couverture mise en place – la macro-couverture et la micro-couverture - nous avons comparé la sensibilité *ex-post* (après couverture) de la Marge Nette d'Intérêt (MNI) sur activité d'intermédiation par rapport à une variation de 1% du taux d'intérêt entre les deux échantillons.

Enfin, les postulats énumérés ci-après constituent le soubassement théorique de notre modèle de simulation. Nous allons les reprendre au fur et à mesure du développement que nous ferons de la description de notre modèle :

- 1- L'effet des autres couvertures de flux de trésorerie est négligé comparativement aux montants des autres opérations. Nous considérerons uniquement la couverture globale de l'activité d'intermédiation. Les autres couvertures seront assimilées à des couvertures de juste valeur et ne rentreront pas, par conséquent, dans le cadre de notre étude.
- 2- Les seuls titres négociables sur le marché financier sont ceux des paniers utilisés pour la simulation des portefeuilles des titres disponibles à la vente. Le marché est supposé par ailleurs complet : absence de coûts de transaction pour les instruments financiers, et possibilité pour chaque banque de constituer le portefeuille qu'elle souhaite à partir des titres négociables sur le marché (hypothèse du modèle de marché).
- 3- Les autres postulats sous-jacents au modèle de marché sont admis.
- 4- Les banques ne changent pas la composition de leurs portefeuilles de titres disponibles à la vente sur toute la période d'étude (20 trimestres) : composition statique.
- 5- Les dirigeants des banques sont supposés très avertis au risque de taux. Par conséquent, les couvertures contre le risque de taux de l'activité d'intermédiation sont intégrales.
- 6- La juste valeur est considérée *Mark-to-Model*.
- 7- Les fonds propres hors « résultat global » (*comprehensive income*) sont supposés stables sur toute la période d'étude.

2.2. Collecte et préparation des données.

Les données financières utilisées dans notre modèle de simulation ont été obtenues en grande partie à partir de la base Datastream. Nous avons alors obtenu directement de cette base les cours trimestriels de la période 1999-2004 et les cours de clôture au 25/06/2004 (date t_0) des actions du SBF 250, ainsi que la courbe des taux zéro-coupon ayant servi au calage du modèle de diffusion de taux. Les cours au 25/06/2004 des OAT, utilisées pour la simulation des portefeuilles de titres disponibles à la vente, ont été obtenus à partir du site de Euronext et confirmés avec les valeurs disponibles sur la base de données Datastream. Les lignes qui présentaient des anomalies, telles que l'absence de

cotation, ont été supprimées. Notre panier final comportait ainsi 68 OAT (24 OAT, 19 OAT Strip Principal et 25 OAT Strip Coupon) dont la maturité varie entre 4 mois et 13 ans. Ces OAT ont été classées dans l'ordre croissant de leurs échéances et numérotées de 1 à 68. Egalement, les titres du SBF 250 ont été classés dans l'ordre alphabétique et numérotés de 1 à 246. Par ailleurs, les rapports annuels bancaires, à partir desquels nous avons extrait les valeurs de titres de placement ayant servi au cadrage de valeur des portefeuilles simulés, ont été téléchargés sur les sites Internet des groupes bancaires retenus⁴. Enfin, les données utilisées pour le cadrage de valeur dans la simulation de l'activité d'intermédiation (encours des crédits et des dépôts, taux des crédits...) ont été extraites à partir des statistiques établies dans le rapport d'activité de l'année 2003 de la FBF.

2.3. Le modèle de simulation.

2.3.1. Simulation de portefeuilles de titres disponibles à la vente.

2.3.1.1. Simulation de portefeuilles d'actions.

Le procédé de simulation des portefeuilles est fondé essentiellement sur la désignation des titres du SBF 250 que comporterait chaque portefeuille et sur la détermination de leurs quantités respectives. Pour ce faire, une fonction aléatoire d'affectation des titres doit être définie. Cette fonction va permettre de faire des tirages aléatoires sans remise à partir du panier des titres, préalablement énumérés de 1 à 246, dans l'objectif de constituer pour chacune des banques des deux échantillons un portefeuille global d'actions disponibles à la vente. La fonction retenue est définie par la partie entière de la variable : $246.\varepsilon + 1$ où ε est une variable aléatoire uniformément distribuée dans l'intervalle]0, 1[. En pratique, la mise sous tension de cette fonction d'affectation peut être réalisée grâce à un générateur de nombres aléatoires. Dans notre cas, nous avons utilisé le générateur *Rnd* (intégré à Visual Basic) qui permet de générer une suite de nombres décimaux à la 16^{ème} décimale entre 0 et 1, soit une période de 10^{16} . Celle-ci reste largement supérieure au nombre de tirages envisagé et garantit, par conséquent, une indépendance des tirages. La fonction d'affectation donnera ainsi le numéro du titre tiré à chaque activation du générateur des nombres aléatoires. Il est à signaler par ailleurs que, afin de garantir l'indépendance des valeurs obtenues, la réinitialisation du générateur était assurée entre chaque tirage.

Le nombre de titres distincts de chaque portefeuille simulé (autrement dit, le nombre de tirages réalisés pour constituer chaque portefeuille), supposé varié entre 30 et 100 titres, a été également défini de manière aléatoire suivant la formule suivante : $E(71.\varepsilon + 30)$ avec ε une variable aléatoire uniformément distribuée dans l'intervalle]0, 1[.

⁴ les groupes bancaires concernés sont BNP Paribas, CIC, Caisse des Dépôts, Caisse d'épargne, Crédit Agricole, Crédit lyonnais, Société Générale, Banque populaire, DEXIA

La détermination des quantités des titres affectés à chaque portefeuille a été réalisée de la même manière. Néanmoins, les paramètres de ce modèle ont été déterminés de façon à ce que la valeur initiale du portefeuille (VP_0) soit maintenue dans un intervalle dont les deux bornes (A, B) sont fixés à partir des valeurs de portefeuilles de titres observées sur l'échantillon des neuf banques françaises (opération de cadrage de valeur). Cette démarche de simulation des quantités de titres peut être résumée comme suit :

- La première étape consistait à déterminer les bornes A et B. Pour ce faire, nous avons relevé le montant, en valeur de marché, des actions en portefeuilles de placement à partir des rapports annuels 2001, 2002 et 2003 des neuf groupes bancaires français. Il est à signaler à ce niveau que, comme le note Mathérat (2003), les titres de placement et de l'activité de portefeuille, les participations et parts dans les sociétés non consolidées, ainsi que les autres titres détenus à long terme sont susceptibles d'être portés, dans un bilan IFRS, en titres disponibles à la vente et seront évalués, par conséquent, à leur valeur de marché. Ceci fait, la valeur maximale et la valeur minimale des montants relevés ont été déterminées. Au voisinage de ces deux valeurs nous avons fixé A et B respectivement à 200 millions et à 8.000 millions.
- En second lieu, les intervalles des quantités de titres $[Q_{\min,i}, Q_{\max,i}]$ ont été déterminés pour chaque portefeuille sous la contrainte suivante : $A \leq VP_{i,0} \leq B$ (1) où $VP_{i,0}$ la valeur globale du portefeuille i à la date t_0 s'écrit : $VP_{i,0} = \sum_{k=1}^{N_i} Q_{k,i} VT_{k,0}$ (2) avec N_i le nombre de titres affectés au portefeuille i variant entre 30 et 100 ; $Q_{k,i}$ la quantité du titre k dans le portefeuille i ; et $VT_{k,0}$ la valeur initiale du titre k (à la date t_0). De (1) et (2) on déduit que : $A \leq \sum_{k=1}^{N_i} Q_{ki} VT_{k,0} \leq B$;
ou encore : $Q_{\min,i} = A / \sum_{k=1}^{N_i} VT_{k,0}$ et $Q_{\max,i} = B / \sum_{k=1}^{N_i} VT_{k,0}$ avec $Q_{\max,i}$ et $Q_{\min,i}$ les quantités, respectivement, maximale et minimale d'un titre dans le portefeuille i .
- En fin, la fonction aléatoire qui permet l'allocation des quantités de titres a été définie pour chaque portefeuille sous la forme suivante : $E[(Q_{\max,i} + 1).\varepsilon + Q_{\min,i}]$ où ε est une variable aléatoire uniformément distribuée dans l'intervalle]0, 1[.

Le procédé de simulation ainsi décrit nous a permis d'obtenir des valeurs de portefeuilles distribuées autour de 1.099 millions avec un écart-type de 161 millions pour le premier échantillon. Concernant le deuxième échantillon, la valeur moyenne est de 1.094 millions avec un écart-type de 155 millions.

2.3.1.2. Simulation de portefeuilles obligataires.

Le même principe de simulation a été adopté pour la constitution des portefeuilles obligataires, seuls les paramètres du modèle ont changé : les tirages de titres ont été effectués à partir du panier d'OAT constitué [24 OAT (nominal €100.000) ; 19 OAT Strip Principal (nominal €1) ; et 25 OAT Strip Coupon (nominal €0,25)]. Le nombre de titres distincts composant chaque portefeuille obligataire est supposé varier de 15 à 30 titres. Les bornes A et B ont été fixées respectivement à 200 millions et 20.000 millions. Nous avons abouti ainsi à des valeurs de portefeuilles distribuées autour de 10.325 millions avec un écart-type de 2.117 millions pour le premier échantillon. Pour ce qui est du deuxième échantillon, la moyenne des valeurs s'établit à 9.830 millions et l'écart type à 2.181 millions.

2.3.2. Modélisation de l'activité d'intermédiation.

2.3.2.1. La structure du modèle.

La conception de notre modèle repose principalement sur l'hypothèse que l'activité d'intermédiation est parfaitement équilibrée, c'est à dire qu'à la date t_0 les impasses de liquidité sont nuls. Ceci revient à supposer que toutes les ressources sont réemployées. La structure du modèle se présente de la manière suivante :

Tableau-1 : Structure du modèle de l'activité d'intermédiation.

Actif	Encours moyen en millions (1)	Taux moyen (2)	Produit (1) x (2)	Passif	Encours moyen en millions (3)	Taux moyen (4)	Coût (3) x (4)
Crédits tx fixe	110.000 à 160.000	5% à 7%	5.500 à 11.200	Dépôts à Vue	40.000 à 60.000	0%	0
Crédits tx variable	35.000 à 55.000	Euribor 6 M + 0,75% à + 1,5%	En fonction de Euribor 6 M	Ressources à terme tx fixe	70.000 à 110.000	2,8% à 4%	1.960 à 4.400
				Ressources à terme tx variable	35.000 à 55.000	Euribor 6 M + 0,25% à + 0,75%	En fonction de Euribor 6 M

NB: MNI = Produits – Coûts.

Le cadrage de valeur des paramètres du modèle, à savoir les encours moyens et les taux moyens, a été effectué en se référant aux statistiques établies en 2004 par la FBF sur l'évolution des dépôts et des crédits des banques FBF entre 1993 et 2003. Nous avons ainsi fixé pour chaque paramètre des intervalles dans lesquels seront effectués des tirages aléatoires de valeurs pour chacune des 400 banques des deux échantillons. Le principe des tirages aléatoires est le même que celui utilisé dans la simulation des portefeuilles de titres. Etant donné que les variables du modèle sont interdépendantes, nous avons commencé d'abord par déterminer aléatoirement les encours et les taux moyens des ressources dans les intervalles prédéterminés, dans la mesure où les ressources constituent l'amorce de l'activité d'une banque (de Boyer, 1998). Dans un second temps, nous avons effectué les tirages aléatoires relatifs aux encours et aux taux moyens des emplois à taux fixe, ainsi qu'aux encours et aux marges moyennes sur Euribor 6 des emplois à taux variable. En conséquence du postulat précédemment évoqué concernant l'équilibre de l'activité d'intermédiation, l'éventuel écart entre les ressources et les emplois a été réparti uniformément sur les emplois (écart positif : ressources > emplois) ou sur les ressources (écart négatif : ressources < emplois) afin d'établir l'équilibre. Il faut préciser également que les intervalles des encours moyens que nous avons définis reflètent l'importance des ressources à terme à taux fixe (respectivement crédits à taux fixe) par rapport aux ressources à terme à taux variable (respectivement crédits à taux variable). Aussi, notre modèle respecte-t-il l'aspect général de l'activité d'intermédiation des banques françaises qui s'inscrit dans une logique de gestion à long terme et qui est caractérisée donc par la prépondérance des opérations à taux fixe. Enfin, notons que dans l'objectif de maintenir une certaine cohésion dans notre modèle, nous avons légèrement élargi l'intervalle des emplois à taux fixe par rapport aux chiffres relevés à partir des statistiques de la FBF de manière et ce que nous ayons le même intervalle que celui des ressources à taux fixe (dépôts à vue et ressources à terme à taux fixe). Il en résulte donc une équiprobabilité des deux événements « impasse de taux fixe = (emplois taux fixe – ressources taux fixe) > 0 » et « impasse de taux fixe < 0 » pour chaque banque.

2.3.2.2. La couverture de l'activité d'intermédiation.

La couverture contre le risque de taux de l'activité d'intermédiation a été effectuée pour chacune des banques appartenant aux deux échantillons. Nous avons d'abord réalisé des macro-couvertures pour les banques du premier échantillon, ensuite des micro-couvertures ont été établies selon le modèle de couverture préconisé par la norme IAS 39 pour les banques du deuxième échantillon, le type d'instrument de couverture utilisé pour chaque échantillon étant le même, à savoir un Swap de taux. Il est à signaler à ce niveau que le choix de Swap de taux n'exclut en rien la possibilité de recourir à d'autres instruments de couverture du risque de taux tels que les contrats à terme de taux.

a- La macro-couverture (au sens des banques européennes).

La méthode que nous avons retenue pour la mesure du risque de taux d'intérêt est celle des impasses de taux. Nous avons donc commencé par déterminer les impasses de taux fixe (Gap de taux fixe = emplois à taux fixe - ressources à taux fixe) pour chacune des banques du premier échantillon. Ensuite nous avons établi la couverture dans une logique de fermeture complète du Gap (postulat n°5). Le notionnel du Swap correspondait ainsi à la valeur absolue du Gap. Le tableau suivant présente les règles de couverture appliquées en fonction du sens du risque de taux :

Tableau-2 : Les règles de la macro-couverture.

<i>Sens de l'impasse de taux</i>	<i>Nature du risque de taux</i>	<i>Macro-couverture mise en place</i>
Gap de taux fixe > 0 (Ressources à taux fixe < emplois à taux fixe).	Risque à la hausse (risque de refinancer les emplois à un taux supérieur)	Swap emprunteur à taux fixe, prêteur à taux variable.
Gap de taux fixe < 0 (Ressources à taux fixe > emplois à taux fixe).	Risque à la baisse (risque de placer les ressources à un taux inférieur).	Swap prêteur à taux fixe, emprunteur à taux variable.

Par ailleurs, nous avons supposé que les encours sont stables sur 20 trimestres (la nouvelle production compense l'amortissement des ressources et des emplois). Par conséquent, après couverture à la date t_0 , les Gaps de taux seront nuls sur toute la période de la simulation (de t_0 à t_{20}). Ainsi, la maturité de la couverture (maturité des Swaps également) sera de 20 trimestres. D'autre part, nous avons retenu comme taux de la branche fixe du Swap de couverture la moyenne pondérée des taux fixes des ressources et des emplois. Nous avons procédé de la même façon pour fixer les marges de taux de la branche variable du Swap par rapport à l'Euribor 6 mois.

Tableau-3: Statistiques descriptives des Gaps de taux fixe (200 banques).

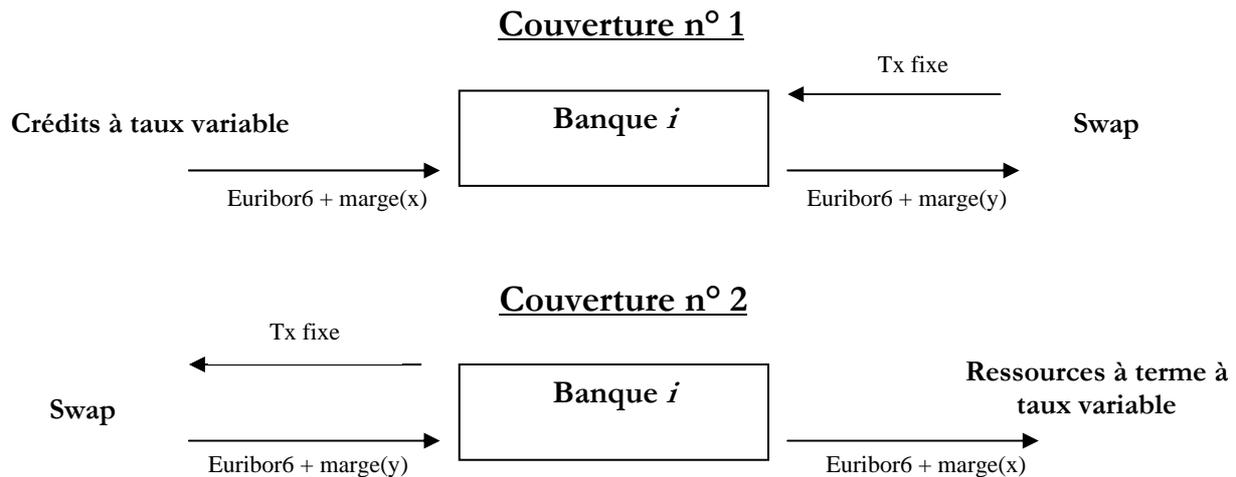
	nombre de banques	moyenne (millions)	ecart-type (millions)
Gap tx fixe > 0	89 (45%)	- 9 839	6 303
Gap tx fixe < 0	111 (55%)	6 728	5 262
total	200	- 2 467	10 116

b- La couverture au sens de l'IAS 39 (micro-couverture).

Conformément aux principes de micro-couverture préconisés par le normalisateur international - autrement dit la couverture d'un ensemble d'actifs ou de passifs homogènes et non de leur position nette - nous avons mis en place deux opérations de couverture de l'activité d'intermédiation pour les banques de l'échantillon n°2. La première porte sur les emplois à taux variable et consiste à mettre en place un Swap payeur taux variable/receveur taux fixe. La deuxième concerne en revanche les ressources à taux variable et repose sur l'utilisation d'un Swap payeur taux fixe/receveur taux variable. Notons que ces deux couvertures seront assimilées, au sens de l'IAS 39, à des couvertures de

flux de trésorerie, car ont pour objet l'immunisation contre les variations de flux de trésorerie attribuables au risque de taux. Il est à signaler également que les caractéristiques des Swaps – mis à part la maturité qui est supposée de 20 trimestres et le nominal qui correspond à l'encours moyen des ressources/emplois à taux variable - ont été choisies de manière à ce que la marge d'intérêt résultante de la couverture soit maintenue entre 0,4% et 0,6% [marge d'intérêt = (taux variable moyen des emplois – taux variable Swap + taux fixe Swap – taux fixe moyen des ressources) ou (taux fixe moyen des emplois – taux fixe Swap + taux variable Swap – taux variable moyen des ressources)].

Figure-1: La micro-couverture mise en place pour l'activité d'intermédiation.



2.3.3. Simulation de l'évolution des paramètres de marché et détermination des variations de la juste valeur des instruments financiers.

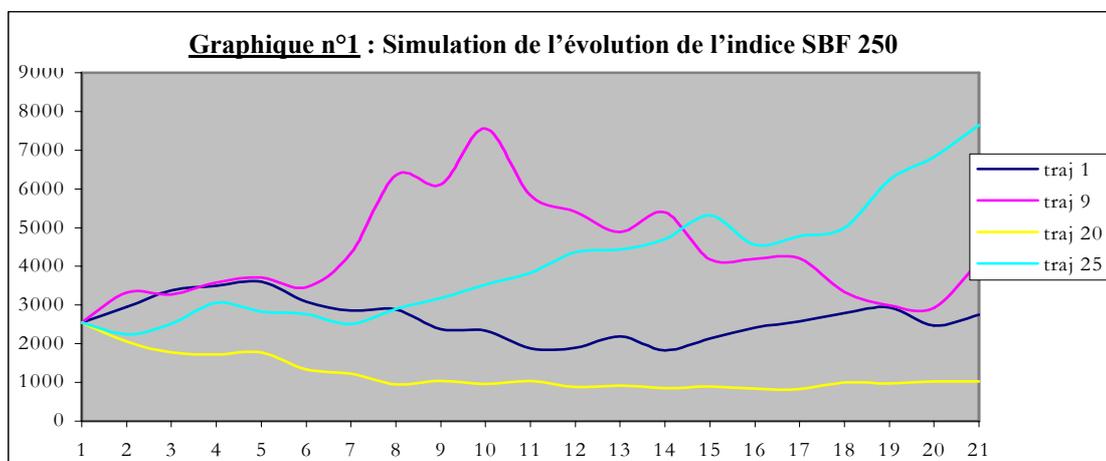
2.3.3. 1. L'indice de marché.

Nous nous sommes appuyés pour la simulation de la diffusion de l'indice SBF 250 sur une variante du modèle Brownien géométrique. Une particularité du modèle utilisé mérite toutefois d'être mentionnée : contrairement à l'hypothèse de constance du taux d'intérêt sans risque sur laquelle repose le modèle classique susmentionné (taux déterministe), nous avons supposé que le taux sans risque – assimilé au taux spot zéro-coupon – est variable d'une période à l'autre afin de tenir compte de l'évolution parallèle des taux d'intérêt (taux stochastique), ce qui est plus conforme à la réalité. Nous avons adopté ainsi le modèle suivant :

$$S(t + \Delta t) = S(t) \exp\left[\left(r_t - \frac{\sigma^2}{2}\right)\Delta t + \sigma \varepsilon \sqrt{\Delta t}\right] \text{ où } r_t \text{ est une variable stochastique. Il est à}$$

noter à ce niveau que les valeurs de r_t ont été obtenues à partir de la simulation de la diffusion du taux spot zéro-coupon que nous détaillerons ultérieurement. En ce qui concerne l'estimation des autres paramètres, à savoir la volatilité σ de l'indice, nous avons utilisé l'écart-type annualisé des variations trimestrielles historiques du SBF 250 entre 1999 et 2004. Ceci nous a permis d'obtenir une valeur de 27,34%.

En procédant de cette manière, nous avons simulé 100 trajectoires du SBF 250 sur 20 trimestres. La valeur initiale de l'indice en t_0 (observée le 25/06/2004) était de 2548,34 points. Le graphique suivant permet de visualiser les allures de quatre trajectoires parmi les trajectoires simulées :



2.3.3.2. Variations de valeur des portefeuilles actions.

Les variations de valeurs des portefeuilles actions ont été déterminées corrélativement aux évolutions simulées de l'indice SBF 250. Pour ce faire, nous avons procédé de la manière suivante : nous avons établi en premier lieu les valeurs historiques trimestrielles des portefeuilles du premier trimestre 1999 jusqu'au troisième trimestre 2004. Ensuite nous avons utilisé ces valeurs historiques pour estimer les paramètres à la date t_0 du modèle linéaire exprimée par la relation : $VP_t = \beta_{it} VI_t + \alpha_{it}$ où VI_t représente la valeur du portefeuille de marché (représenté par l'indice) à la date t et VP_{it} la valeur en t du portefeuille i . Pour déterminer les valeurs trimestrielles de chaque portefeuille sur la période des 20 trimestres sur lesquels nous avons simulé la diffusion de l'indice, nous avons réestimé les paramètres de la régression à chaque période à partir des valeurs déterminées sur les périodes antérieures y compris les valeurs historiques initialement utilisées : à titre d'exemple, l'estimation des paramètres de la régression à la date $t+n$ ($1 < n < 20$) est réalisée à partir des valeurs du premier trimestre 1999 jusqu'à $t+n-1$, ce qui permet d'estimer la valeur du portefeuille à la date $t+n+1$ et ainsi de suite.

Notons que cette approche de simulation de la dynamique de valeur des portefeuilles, au travers de la simulation de l'évolution du portefeuille efficient représenté par l'indice de marché (postulat n°3), a été préférée pour sa simplicité à la méthode des simulations conjointes de la dynamique de prix des titres. Celle-ci fait appel à des algorithmes de génération de processus multi-dimensionnels dont la programmation est fastidieuse.

2.3.3.3. La structure par terme des taux.

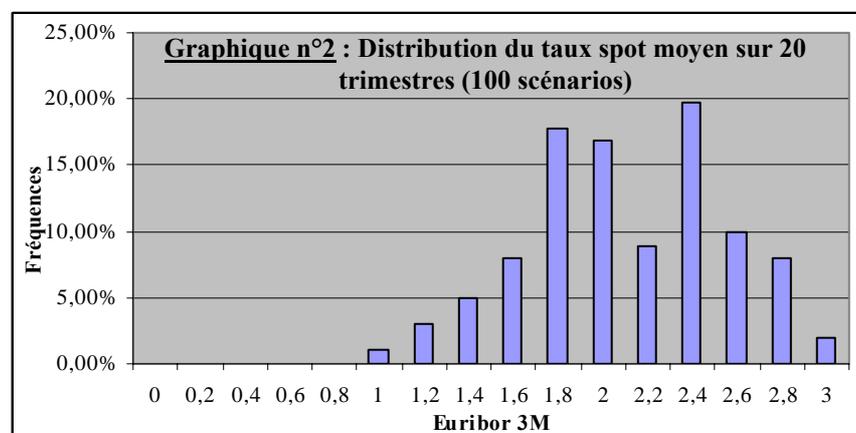
Afin de simuler l'évolution de la courbe des taux zéro-coupon, nous avons eu recours au modèle de Vasicek (1977). Nous avons calé ce modèle sur la courbe des taux zéro-coupon (taux de 1 mois à 12 ans, soit 144 taux) observés sur le marché français le 25/06/2004 en minimisant la somme des écarts quadratiques entre taux zéro-coupon observés et taux zéro-coupon théoriques. En ce sens, l'estimation des paramètres du modèle a été réalisée par la résolution du programme d'optimisation suivant au sens des Moindres Carrés Ordinaires : $Min_{a,\gamma,R_\infty,S} \sum_i (R(0,i) - \bar{R}(0,i))^2$ où $R(0,i)$ et $\bar{R}(0,i)$ représentent respectivement le taux zéro-coupon i ans observé sur le marché et le taux zéro-coupon i ans obtenu à partir du modèle. Il est à noter également que la minimisation de ce programme a été effectuée en fixant la valeur initiale du paramètre a à 0,4 dans un premier temps et en estimant, dans un deuxième temps, les autres paramètres suivant une régression multiple. La valeur de a a été ensuite optimisée en utilisant le solveur d'Excel.

Tableau-4 : Estimation des paramètres du modèle de Vasicek. (1977)

y	So	R infini	a optimale
-2,745907057	3,59223069	5,598904932	0,422716832
b	sigma	nombre de trimestres	nbr trajectoire
2,09186	0,662831147	20	100

Il faut noter, par ailleurs, que cette approche a été adoptée pour des raisons de simplification et de gain de temps, en dépit de la méthode traditionnelle qui est certes plus efficace, mais fait appel par contre aux algorithmes de Newton modifiés qui sont très lourds de mise en oeuvre.

Comme pour la simulation du processus de diffusion de l'indice SBF 250, 100 trajectoires du taux spot ont été simulées sur une période de 20 trimestres (20 points d'horizon). Ceci nous a permis de déterminer les valeurs théoriques (simulées) de l'ensemble des taux zéro-coupon et d'établir, par conséquent, 100 scénarios de l'évolution de la structure par terme des taux sur 20 trimestres.



2.3.3.4. Variations de valeur des portefeuilles obligataires.

La juste valeur des OAT constituant les portefeuilles obligataires a été établie, à chaque période t ($t=1,2,..,20$), à partir des gammes de taux zéro-coupon simulées (chaque flux est actualisé au taux zéro-coupon propre à sa période) :

$$V_t = \sum_{i=T}^{T+N} F_i (1 + iz_{(i-t)})^{-i-t}$$

avec V_t la valeur de l'OAT à la date t ; F_i le flux correspondant à la date i ; $iz_{(i-t)}$ le taux zéro-coupon de maturité $(i-t)$; et N la maturité de l'OAT à la date t .

Ceci nous a permis d'obtenir les valeurs des portefeuilles obligataires à chacune des 20 périodes et de déterminer donc leurs variations d'une période à l'autre. Rappelons à ce niveau que la composition des portefeuilles est supposée inchangée sur les 20 trimestres (postulat n°4), toutefois, les OAT qui sont arrivées à échéance ont été systématiquement exclues des portefeuilles.

2.3.3.5. Variations de valeur des instruments de couverture.

Afin de déterminer la juste valeur trimestrielle des swaps de couverture, nous avons eu recours à la méthode de valorisation « zéro-coupon » (postulat n°6). Il est à signaler que cette méthode est actuellement la méthode la plus utilisée par le marché. Tenant compte de la courbe des taux, elle permet de coter et de valoriser la plupart des structures de swaps. En effet, cette méthode consiste à évaluer chaque branche du swap comme une obligation :

- La branche fixe est évaluée comme une obligation à taux fixe de maturité égale à la durée résiduelle du swap (chaque flux est actualisé au taux zéro-coupon propre à sa période) ;
- La branche variable est évaluée comme une obligation courte d'une durée égale à l'échéance du coupon variable actuel (le nominal plus le coupon sont actualisés au taux zéro-coupon de la période résiduelle) ;

La somme algébrique des prix de ces deux obligations donne la valeur du swap.

En adoptant donc ce modèle, nous avons effectué les valorisations périodiques des swaps à partir des gammes de taux simulées. Il faut signaler également que les valeurs périodiques du taux Euribor 6 mois (base Exact/ 360) ont été obtenues en transformant les valeurs simulées du taux actuariel zero-coupon 6 mois (base Exact/Exact) selon la formule suivante :

$$Euribor\ 6 = \left[(1 + ZC\ 6)^{n/b} - 1 \right] \frac{360}{n}$$

avec n le nombre de jours exact d'une période de 6 mois donnée; $b = 365$ ou 366 jours. Ainsi, nous avons déterminé les variations de valeur des trois swaps de couverture d'une période à l'autre.

Tableau-5 : Statistiques descriptives des variations de valeurs des instruments financiers sur la base de 100 scénarios

	Moyenne des moyennes	Ecart-type des moyennes	Moyenne des écarts-type	Ecart-type des écarts-type
Echantillon n°1				
Portefeuilles actions	-2,07	7,11	77,45	24,31
Portefeuilles obligataire	-234,86	184,43	1236,60	720,11
Swap macro-couverture	0,41	11,47	159,96	115,40
Echantillon n°2				
Portefeuilles actions	-1,60	2,54	72,36	22,78
Portefeuilles obligataire	-219,30	175,80	1135,76	739,22
Swap micro-couverture n°1	79,42	35,96	713,22	131,96
Swap micro-couverture n°2	100,48	58,45	1043,74	199,76

2.3.4. La volatilité engendrée du tiers-1 du capital réglementaire.

Afin de déterminer la volatilité des fonds propres engendrée par les variations de la juste valeur des instruments financiers sur toute la période simulée, nous avons commencé par agréger, au niveau de chacun des deux échantillons, les variations trimestrielles de valeur des portefeuilles de titres disponibles à la vente et des swaps de couverture. Nous avons ainsi déterminé les montants globaux des variations qui seront imputées au capitaux au titre de chaque trimestre. Par la suite, nous avons obtenu la volatilité due à ces variations pour chaque banque selon la formule suivante :

$$\sigma_{i,k}^2 = \frac{\sum_{t=1}^{20} (F_t - \bar{F})^2}{20} \quad \text{où } \sigma_{i,k} \text{ exprime la volatilité des fonds propres générée pour la banque } i (i =$$

$1 \text{ à } 200) \text{ appartenant à l'échantillon } k (k = 1 \text{ ou } 2) ; F_t = \sum_{f=1}^t Vr_f \text{ représente le cumule à la date } t$

des variations globales imputées au fonds propres. Aussi, la volatilité est-elle exprimée par l'écart-type des cumules des variations à chaque trimestre.

Par ailleurs, nous avons déterminé la volatilité introduite uniquement par les variations de juste valeur des instruments de couverture, autrement dit sans prise en considération des variations des titres disponibles à la vente. Le tableau ci-dessous montre a priori qu'en moyenne la volatilité introduite par les instruments de macro-couverture (échantillon n°1) est inférieure à celle introduite par les instruments de micro-couverture (échantillon n°2). Néanmoins, le constat s'inverse une fois la variation des titres disponibles à la vente est prise en considération.

Tableau-6: Statistiques descriptives de la volatilité des fonds propres sur la base de 100 scénarios

	Swaps de couverture uniquement		Swaps et titres disponibles à la vente	
	Echantillon 1	Echantillon 2	Echantillon 1	Echantillon 2
moyenne des moyennes	164	1 347	2 031	1 257
ecart-type des moyennes	23	28	81	5
moyenne des écarts-type	125	843	1 023	477
ecart-type des écarts-type	17	29	15	13

2.4. Les tests paramétriques de comparaison.

La taille des échantillons étant suffisamment grande (200 banques), nous avons eu recours au test paramétrique de comparaison des moyennes afin de comparer la volatilité moyenne des banques de la première population (σ_{macro}) à celle des banques de la deuxième population (σ_{micro}). Ce test requiert par ailleurs une indépendance des deux échantillons. En effet, cette indépendance a été assurée au niveau de la construction des deux échantillons comme nous l'avons montré précédemment.

L'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative du test se présentent comme suit :

$$H_0 : \sigma_{micro} = \sigma_{macro}$$

$$H_1 : \sigma_{micro} > \sigma_{macro}$$

Le test a été effectué pour chacun des 100 scénarios selon deux cas différents : un premier cas où seule la volatilité introduite par les instruments de couverture est prise en considération, puis, un deuxième cas où nous avons considéré la volatilité engendrée à la fois par les variations des instruments de couvertures et des titres disponibles à la vente. Les résultats obtenus pour un seuil de confiance de 5% sont très significatifs et indiquent clairement, dans le premier cas de figure, qu'en moyenne la volatilité due aux variations des instruments de couverture des banques ayant opté pour la macro-couverture est nettement inférieure à celle des banques qui ont eu recours à la micro-couverture, et ce pour tous les scénarios simulés. En revanche, dans le deuxième cas de figure, nous avons abouti au résultat inverse.

Tableau-7 : Test de comparaison de la volatilité introduite par les instruments de couverture.

Nombre de scénarios	Ecart des moyennes		Valeur critique		Décision
	Maximum	Minimum	Maximum	Minimum	
-	-	-	-	-	H0 acceptée
100	1 138	1 029	64	54	H1 acceptée

Tableau-8 : Test de comparaison de la volatilité introduite conjointement par les instruments de couverture et les titres disponibles à la vente.

Nombre de scénarios	Ecart des moyennes		Valeur critique		Décision
	Maximum	Minimum	Maximum	Minimum	
100	- 472	- 783	161	145	H0 acceptée
-	-	-	-	-	H1 acceptée

Nous avons testé par ailleurs le modèle ci-après afin de déterminer, dans le deuxième cas de figure, laquelle des deux sources de volatilité, les variations des portefeuilles disponibles à la vente ou celles des instruments de couverture, contribuent le plus à cette différence de volatilité entre les deux populations de banques : $\partial \bar{\sigma}_i = \hat{a}_1 \cdot \partial \bar{\sigma}_{C,i} + \hat{a}_2 \cdot \partial \bar{\sigma}_{PA,i} + \hat{a}_3 \cdot \partial \bar{\sigma}_{PO,i} + \hat{a}_0$ avec $\partial \bar{\sigma}_i$ l'écart de volatilité moyenne entre le premier et le deuxième échantillon au titre du scénario n° i ;

$\partial \overline{\sigma}_{PA,i}$ l'écart de volatilité moyenne des valeurs des portefeuilles actions entre le premier et le deuxième échantillon ; $\partial \overline{\sigma}_{PO,i}$ l'écart de volatilité moyenne des valeurs des portefeuilles obligataires ; et $\partial \overline{\sigma}_{c,i}$ l'écart de volatilité moyenne des valeurs des swaps de couverture.

Paradoxalement, nous avons constaté que l'écart de volatilité des portefeuilles de titres et des instruments de couverture n'est que faiblement associées à l'écart de volatilité des fonds propres (t-statistiques < 5%). En effet, il n'est pas étonnant que l'écart de volatilité des fonds propres soit linéairement indépendant de celui des instruments financiers car il existe un effet de compensation (*offsetting*) entre les variations agrégées des instruments financiers. Cela explique également la supériorité constatée de la volatilité des fonds propres de la population "macro-couverture" par rapport à celle de la population "micro-couverture", alors même que la variabilité introduite par la macro-couverture est inférieure à celle qu'introduit la micro-couverture. Il est à noter à ce niveau que cet effet de compensation agirait également dans le cas où le chercheur utilise des données réelles, d'où la nécessité d'isoler, comme nous l'avons fait, la volatilité due uniquement à l'élément de différenciation des populations étudiées (macro-couverture VS micro-couverture).

Nous déduisons ainsi que la volatilité introduite par la macro-couverture est nettement inférieure à celle induite par la micro-couverture. Cependant, la volatilité des fonds propres des banques qui ont adopté la macro-couverture n'est pas forcément inférieure à celle des banques ayant opté pour la micro-couverture. Ceci est dû à l'effet de compensation des variations des instruments financiers imputées aux fonds propres.

Par ailleurs, nous avons déterminé pour chacune des banques des deux échantillons, la sensibilité *ex-post* (après couverture) de la MNI relative à l'activité d'intermédiation par rapport à une variation de 1% du taux d'intérêt : $dMNI = -di \cdot \text{GapTxFixe}$. Ainsi, nous avons constaté que la sensibilité de la MNI est théoriquement nulle, aussi bien pour les banques du premier échantillon que pour celles du deuxième. Il en découle donc que les couvertures des banques des deux échantillons ont la même efficacité. Autrement dit, les deux approches de couverture offrent la même immunisation de la MNI.

3. Des conclusions à partir du modèle de simulation.

Les résultats obtenus à partir de notre modèle de simulation confirment que, sous la convention d'évaluation à la juste valeur prévue par l'IAS 39, l'approche de macro-couverture tenue par les banques européennes introduit moins de volatilité dans les fonds propres que l'approche de couverture préconisée par le normalisateur international. Toutefois, nous ne pouvons affirmer que la macro-couverture réduit-elle systématiquement la volatilité des fonds propres. Ceci est dû à l'effet de compensation (*offsetting*) des variations imputées aux fonds propres, lequel effet risque de conduire,

par fois, à conclure hâtivement que la volatilité des fonds propres est plus importante sous la macro-couverture que sous la micro-couverture.

Par ailleurs, nous avons constaté que la micro-couverture, si elle est correctement mise en place et bien gérée, confère la même immunisation de la MNI et se révèle aussi efficace que la macro-couverture. Néanmoins, cette approche demeure très lourde de gestion. En outre, si nous prenons en considération les coûts de transaction, la micro-couverture de l'activité d'intermédiation s'avère considérablement coûteuse comparativement à la macro-couverture (dans notre cas, nous avons mis en place deux swaps de micro-couverture pour obtenir la même immunisation que celle de la macro-couverture. La négociation de ces deux swaps de notionnels supérieurs ou égaux à celui du swap "macro-couverture" coûtera au moins le double de ce qu'aurait coûté celui-ci). D'autre part, dans le contexte des normes IFRS, la démarche de micro-couverture proposée est susceptible de gonfler inutilement les bilans des établissements bancaires car, rappelons le, la notion de hors bilan n'existe pas en IFRS. Par conséquent, tous les instruments de couverture doivent être portés soit à l'actif soit au passif. *A contrario*, requérant un moindre nombre/volume d'instruments financiers, la macro-couverture s'annonce comme la démarche la plus souple est la moins coûteuse. Elle confère par ailleurs une meilleure appréhension globale du risque (comme nous l'avons montré, dans la démarche de macro-couverture, le risque globale est évalué à partir d'une position nette représentée par l'impasse de taux fixe, alors que pour la micro-couverture, le risque est géré séparément au niveau de l'actif et au niveau du passif). Aussi, la macro-couverture demeure-t-elle la meilleure approche de couverture globale du risque de taux associé à l'activité d'intermédiation des établissements bancaires. Elle s'avère même plus adaptée au contexte de la juste valeur que l'approche de couverture préconisée par l'IAS 39.

Étant donné donc que l'approche de couverture que prônent les établissements bancaires européens introduit moins de volatilité dans les fonds propres et qu'elle se présente comme la meilleure pratique de couverture contre le risque global de taux, nous concluons que celle-ci correspond mieux aux objectifs de la réglementation prudentielle, même dans le contexte de la convention d'évaluation en juste valeur préconisée par l'IAS 39.

Bibliographie :

[1] Aubin C. et Gil G. (2003), Impact des nouvelles normes internationales sur les états financiers des banques, *Revue d'Economie Financière*, n°71, août, pp. 99-108.

[2] Bahaji H. (2004), *IAS 39 et comptabilité de couverture en juste valeur : simulation des conséquences sur les fonds propres prudeniels des établissements de crédit*, Mémoire soutenu à l'université de Paris Dauphine pour l'obtention du DEA 124 « Comptabilité, Décision, Contrôle ».

- [3] Barth M.E., Landsman W.R. et Wahlen J.M. (1995), Fair value accounting : effects on banks' earnings volatility, regulatory capital and value of contractual cash flows, *Journal of Banking and Finance*, vol. 19, n° 3-4, juin, pp. 577-605.
- [4] Bernard V.L., Merton R.C et Palpu K.G. (1995), Mark-to-Market accounting for banks and thrifts: lessons from the danish experience, *Journal of Accounting Research*, vol. 33, n°1, pp. 1-32.
- [5] Bessis J. (1995), *Gestion des risques et gestion actif-passif des banques*, Dalloz.
- [6] Boyer (de) J. (1998), Endogenous money and shareholders funds in the classical theory of banking, *The European Journal of the History of Economic Thought*, vol. 5, n° 1, pp.60-86.
- [7] Diamond D. (1984), Financial intermediation and delegated monitoring, *Review of Economic Studies*, vol. 51, n° 166, juillet, pp.393-432.
- [8] Fédération des Banques Françaises (2003), *Rapport d'activité*.
- [9] Gebhardt G., Reichardt R. et Wittenbrink C. (2004), Accounting for financial instruments in the banking industry : conclusions from a simulation model, *European Accounting Review*, vol. 13, n° 2, pp. 341-371.
- [10] Mathérat S. (2003), Juste valeur et évaluation des actifs : le point de vue des autorités prudentielles, *Revue d'Economie Financière*, n°71, août, pp.159-172.
- [11] Oung V. (2001), Considérations prudentielles sur la comptabilisation en juste valeur pour les établissements de crédit, *Bulletin de la Banque de France*, n°95, novembre, pp. 121-130.
- [12] Yonetani T. et Katsuo Y. (1998), Fair value accounting and regulatory capital requirements, *FRBNY Economic Policy Review*, October, pp. 33-43.