

DISPOSITIF PRUDENTIEL DE CONTRÔLE *EX POST*
LIÉ À L'UTILISATION DES MODÈLES INTERNES
AUX FINS DU CALCUL DES EXIGENCES
DE FONDS PROPRES POUR RISQUES DE MARCHÉ

Comité de Bâle sur le contrôle bancaire

Janvier 1996

Dispositif prudentiel de contrôle *ex post* lié à l'utilisation des modèles internes aux fins du calcul des exigences de fonds propres pour risques de marché

I. Introduction

Le présent document expose le dispositif mis au point par le Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (le "Comité") pour intégrer les contrôles *ex post* dans la méthodologie de calcul des exigences de fonds propres pour risques de marché fondée sur les modèles internes. Il constitue un développement de la section B.4 j) de l'Amendement à l'accord sur les fonds propres, publié simultanément.

De nombreuses banques ayant adopté cette approche comparent régulièrement leurs profits et pertes journaliers avec les estimations produites par leurs modèles, afin d'apprécier la qualité et la précision de leur système de mesure des risques. Elles ont souvent constaté que ces contrôles *ex post* étaient utiles pour l'élaboration et la mise en place de ces modèles.

Ces contrôles ne cessent de se perfectionner comme technique d'évaluation de la qualité des modèles. De nouvelles approches sont à l'étude et font l'objet de discussions dans tous les milieux concernés par la gestion des risques. Pour l'instant, les pratiques suivies et les critères d'interprétation diffèrent quelque peu entre banques, mais des efforts résolus sont déployés pour améliorer et affiner la méthodologie, dans le but d'opérer une distinction plus rigoureuse entre les modèles qui produisent des mesures précises et les autres.

Le processus consiste fondamentalement, dans tous les cas, à comparer les résultats de négociation avec les estimations de perte potentielle calculées par les modèles. Si les deux valeurs sont suffisamment proches, la qualité du modèle n'est alors pas mise en doute. Dans certains cas, toutefois, des divergences substantielles mettent en évidence l'existence quasi assurée de problèmes inhérents soit aux modèles, soit aux hypothèses de base du contrôle *ex post*. Il existe cependant des situations intermédiaires où les contrôles seuls ne permettent pas de trancher.

Le Comité est d'avis que ces vérifications *a posteriori* constituent le meilleur moyen de compléter l'approche des modèles internes par des incitations souhaitables, en agissant avec cohérence et en couvrant une grande diversité de circonstances. En effet, en réponse à la proposition d'avril 1995 sur ce sujet, de nombreux commentaires de la profession soulignaient la nécessité d'inciter fortement les banques à améliorer sans cesse leurs modèles. En réfléchissant à la façon d'intégrer plus étroitement les contrôles *ex post* dans cette approche, le Comité a tenu compte de deux constatations: d'une part, la profession n'a pas encore opté pour une méthodologie unique en la matière et, d'autre part, les imperfections des résultats de l'exercice suscitent des préoccupations.

Le Comité estime que le dispositif dont les grandes lignes sont décrites dans le présent document représente un compromis adéquat entre la reconnaissance des imperfections éventuelles des contrôles *ex post* et la nécessité de mettre en place des incitations appropriées. Dans le même temps,

conscient que ces techniques, comme celles de mesure des risques, continuent d'évoluer, le Comité est résolu à incorporer dans son dispositif toute innovation importante dans ces domaines.

Parallèlement à la méthodologie de calcul des exigences de fonds propres par les modèles internes, le dispositif présenté ci-après a pour objet de promouvoir des attitudes plus rigoureuses en ce qui concerne les contrôles *ex post* et l'interprétation de leurs résultats à des fins prudentielles. Après avoir exposé la nature de cet exercice, le document examine l'interprétation prudentielle des résultats, en indiquant les normes convenues à cet égard par le Comité.

II. Dispositif de contrôle *ex post*

Le dispositif élaboré par le Comité s'inspire des programmes adoptés par de nombreuses banques utilisant leurs modèles internes, qui consistent généralement à comparer, à intervalles réguliers, les estimations journalières de perte potentielle avec les profits et pertes correspondants («résultats de négociation» ou «chiffres effectifs») enregistrés ultérieurement. Les estimations doivent, en principe, être supérieures aux chiffres effectifs, à l'exception d'une part déterminée par le niveau de confiance du calcul de la perte potentielle. La comparaison revient tout simplement à compter le nombre de fois où la valeur produite par le système a été supérieure aux chiffres effectifs. On peut alors rapprocher le pourcentage réellement couvert et le niveau de couverture recherché, afin d'apprécier les performances des modèles, cette dernière phase étant encore, dans certains cas, peu structurée, même si diverses analyses statistiques peuvent être utilisées.

Le dispositif prudentiel suit le processus décrit ci-avant, tout en cherchant à définir chaque étape de manière aussi cohérente que possible, sans trop alourdir la tâche des banques. Il convient de rappeler que, dans la méthodologie fondée sur les modèles internes, la mesure du risque correspond à une estimation, sur un ensemble de positions, de la perte potentielle résultant de variations générales du marché pendant une période de détention donnée, le calcul étant effectué sur la base d'un niveau de confiance déterminé.

Les contrôles *ex post* visent à s'assurer que le degré de couverture observé correspond au *niveau de confiance de 99%*, c'est-à-dire qu'ils cherchent à établir si les évaluations ainsi obtenues couvrent réellement 99% des chiffres effectifs. On peut objecter que cette valeur très élevée rend une estimation fiable plus difficile qu'avec un pourcentage inférieur, mais le Comité a considéré qu'il importait d'aligner ce paramètre sur le niveau de confiance spécifié dans l'Amendement à l'accord sur les fonds propres.

Une autre question doit être examinée lors du choix des paramètres de mesure du risque et des chiffres effectifs, aux fins des contrôles *ex post*; elle découle du fait que la méthode de la perte potentielle se fonde généralement sur la sensibilité d'un portefeuille statique à une variation instantanée des prix. Concrètement, les positions de négociation en fin de journée sont entrées dans le modèle, qui calcule la modification possible de la valeur de ce portefeuille en fonction des fluctuations des taux/cours/prix durant la période de détention déterminée.

Simple en théorie, cette méthode complique, en pratique, la conduite des contrôles *ex post*. On fait souvent valoir, par exemple, que les estimations de perte potentielle ne peuvent se comparer aux chiffres effectifs, puisque ces derniers sont inévitablement «contaminés» par la modification de la composition du portefeuille durant la période de détention. Selon ce raisonnement, il conviendrait de n'inclure dans les chiffres effectifs ni les recettes ni les gains et pertes de négociation résultant de cette modification, étant donné qu'ils sont étrangers au risque lié au portefeuille statique qui a servi de base au calcul de la perte potentielle.

Cet argument est convaincant dès lors que la perte potentielle est mesurée en fonction de variations des taux/cours/prix sur de plus longues périodes de détention: il n'est sans doute guère significatif de comparer les mesures produites par les modèles internes, sur la base d'un niveau de confiance de 99% et d'une période de détention de dix jours, avec des résultats de négociation sur une durée équivalente; il est fréquent que les gros opérateurs modifient assez sensiblement la composition de leur portefeuille sur une telle période. Pour cette raison, dans le *dispositif décrit dans le présent document, les mesures de risque portent sur une période de détention d'un jour*. Sous réserve des restrictions exprimées dans le document, l'exercice sera mené par les banques selon leurs procédures internes de modélisation des risques.

Puisque les risques sont mesurés sur une journée, il convient de se référer aussi à cette durée pour les chiffres effectifs. Cependant, même une période de détention d'une journée n'élimine pas totalement le risque de contamination des chiffres effectifs, puisque ceux-ci reflètent le dénouement des opérations intrajournalières (par exemple, recettes liées à la vente de nouveaux produits). Autrement dit, ce qui est préoccupant est le fait que les résultats globaux de négociation sur une journée ne constituent pas un point de comparaison approprié.

D'une part, ces opérations intrajournalières tendent à accroître la volatilité des résultats de négociation et les chiffres effectifs globaux peuvent, dans certains cas, dépasser l'estimation. Cela ne remet certes pas en cause les méthodes de calcul utilisées; simplement, l'approche de la perte potentielle n'est pas destinée à appréhender cet aspect. D'autre part, l'inclusion des recettes peut, de la même façon, fausser le contrôle *ex post*, mais en sens opposé, car celles-ci comportent souvent des caractéristiques cycliques. Comme les recettes ne sont pas systématiquement prises en compte dans l'évaluation du risque, les intégrer aux chiffres effectifs pourrait masquer l'existence de problèmes dans le modèle.

Certains ont fait valoir que les résultats de négociation constituent les chiffres les plus importants et les plus pertinents pour la gestion des risques et que c'est à cette réalité qu'il faudrait confronter les évaluations de perte potentielle, même si les hypothèses de base retenues pour leur calcul présentent des lacunes. D'autres ont fait remarquer, en outre, que la question des recettes peut être résolue d'une manière satisfaisante, quoique rudimentaire, en décomptant la moyenne des chiffres effectifs des séries chronologiques avant de mener les contrôles *ex post*. Une méthode plus élaborée consisterait à affiner la ventilation des recettes en fonction de leur source: commissions, marges d'intérêts, plus/moins values et gains/pertes intrajournaliers.

Dans la mesure où le programme de contrôle *ex post* est purement considéré comme une analyse statistique de la fiabilité du calcul de la perte potentielle, il est manifestement plus approprié de définir les chiffres effectifs de façon à exclure toute contamination. Dans ce but, les banques devraient se doter des moyens leur permettant de conduire cet exercice en fonction de modifications hypothétiques de la valeur du portefeuille sur la base de positions statiques en fin de journée.

Les contrôles *ex post* incluant les profits et pertes journaliers effectifs constituent également un exercice utile, puisqu'ils peuvent mettre en lumière des situations où la mesure du risque – pourtant effectuée de manière intégrale – n'appréhende pas avec précision la volatilité des résultats de négociation.

Pour toutes ces raisons, *le Comité invite instamment les banques à se doter des moyens leur permettant d'effectuer des contrôles ex post à partir des chiffres de négociation à la fois hypothétiques et effectifs*. Bien que les autorités prudentielles nationales puissent placer l'accent davantage sur l'une ou l'autre approche, les deux ont, de toute évidence, leur valeur propre; utilisées ensemble, elles devraient aider à bien comprendre la relation existant entre les évaluations du risque et les résultats de négociation.

L'étape suivante de la spécification du programme de contrôle *ex post* concerne la nature et la fréquence de l'exercice. Le dispositif adopté par le Comité, le plus logique, revient tout simplement à calculer le nombre de fois où les chiffres effectifs ne sont pas couverts par l'évaluation du risque (exceptions). Sur 200 jours ouvrés, par exemple, une mesure de perte potentielle calculée avec un niveau de confiance de 99% devrait couvrir, en moyenne, 198 chiffres effectifs, générant ainsi deux exceptions.

En ce qui concerne la fréquence, il convient de concilier deux exigences: fonder l'exercice sur un nombre d'observations aussi élevé que possible et effectuer le contrôle à intervalles réguliers. Le dispositif retenu prévoit qu'*un contrôle ex post et une analyse des exceptions seront menés chaque trimestre, selon les modalités définies, en utilisant les données des douze derniers mois*.

La mise en œuvre du programme de contrôle *ex post* devra être institutionnalisée à la date d'entrée en vigueur de la méthodologie des modèles internes pour le calcul des exigences de fonds propres, soit au plus tard à la fin de 1997, ce qui signifie que *la première analyse des exceptions sera opérée d'ici la fin de 1998*. Cela n'exclut pas, évidemment, que les autorités prudentielles nationales exigent plus tôt d'obtenir les résultats de tels contrôles ni, en particulier, qu'elles les utilisent dans leur processus d'agrément des modèles internes.

Les données des douze derniers mois fournissent environ 250 observations journalières. *L'autorité nationale de tutelle prendra position en fonction du nombre d'exceptions générées par le modèle (sur 250 comparaisons)*. Dans de nombreux cas, la situation n'appellera aucune réaction de sa part; dans d'autres, elle pourra engager un dialogue avec la banque pour déterminer si le modèle est en cause. Dans les situations les plus préoccupantes, elle pourra majorer l'exigence de fonds propres ou rejeter le modèle.

Cette démarche présente l'avantage de la simplicité et de la logique. D'un point de vue statistique, fonder l'évaluation d'un modèle sur le nombre d'exceptions exige relativement peu de

postulats déterminants. En particulier, l'hypothèse fondamentale est que le résultat pour chaque journée (exception ou non) est indépendant de tous les autres.

Le Comité reconnaît évidemment les limites inhérentes aux analyses de ce type pour distinguer entre modèles précis et imprécis. Un statisticien dirait qu'il n'est pas possible de calibrer le contrôle de façon à mettre correctement en évidence les modèles posant problème sans faire état, de manière erronée, de difficultés pour un grand nombre d'autres. Cette carence a dominé les réflexions qui ont conduit à l'élaboration du dispositif et devrait rester la principale préoccupation des autorités prudentielles nationales lorsqu'elles interpréteront les résultats des programmes de contrôle. Néanmoins, le Comité n'estime pas qu'il s'agit là d'une imperfection rédhibitoire. Au contraire, il juge préférable d'inscrire les normes prudentielles dans un dispositif clair, quoique limité et imparfait, plutôt que de s'en remettre à des critères purement subjectifs ou de se priver de tout moyen d'incitation.

III. Schéma d'interprétation des résultats

a) Classement en trois zones

Puisque les contrôles *ex post* comportent des imperfections sur le plan statistique, le Comité met en place un schéma d'interprétation de leurs résultats aboutissant à plusieurs réactions possibles des autorités de tutelle, en fonction de la clarté du signal, et réparties hiérarchiquement en trois zones portant chacune un nom de couleur. Zone verte: résultats qui, en eux-mêmes, ne remettent en cause ni la qualité ni la précision du modèle. Zone jaune: résultats qui suscitent quelques interrogations à cet égard, sans conclusion définitive cependant. Zone rouge: résultats qui indiquent, avec une quasi-certitude, l'existence d'un problème dans la modélisation.

Le Comité a convenu de certaines normes, exposées ci-après, définissant ces zones par rapport au nombre d'exceptions ressortant des contrôles *ex post*. Pour situer les définitions dans une perspective statistique, il convient toutefois d'examiner, au préalable, les probabilités d'exceptions pour différentes hypothèses de précision des modèles.

b) Considérations statistiques pour la définition des zones

Le choix de trois zones et de leurs frontières obéit à une volonté de compromis entre deux sources d'erreur statistique: classer comme imprécis un modèle précis (erreur 1); et ne pas reconnaître un modèle imprécis (erreur 2).

Le tableau 1 dresse une liste de probabilités d'exceptions sur un échantillon de 250 observations indépendantes dans diverses hypothèses de taux de couverture effectif du modèle (probabilités binomiales). Ainsi, le cadre de gauche montre qu'un modèle précis (couvrant réellement 99% des chiffres effectifs) générera exactement 5 exceptions dans 6,7% des échantillons.

Le cadre de droite fait ressortir les probabilités dans le cas de quatre modèles qui ne sont pas précis, la couverture effective étant alors de 98%, 97%, 96% et 95%. Pour un modèle à taux présumé de 97%, par exemple, la colonne «nombre exact» indique que la probabilité d'obtenir 5 exceptions est de 10,9%.

Le tableau 1 présente également (cadre de gauche), sur la base du niveau de couverture effectif (désiré) de 99%, plusieurs chiffres élevés représentant les possibilités d'erreur 1 – c'est-à-dire refus d'un modèle précis en déterminant comme seuil de rejet le nombre correspondant d'exceptions. Par exemple, si la limite est fixée à 1 exception, les modèles précis seront exclus à 91,9%, puisqu'ils ne seront retenus que dans 8,1% des cas, proportion d'occurrence de 0 exception. La probabilité de ce type d'erreur diminue à mesure que l'on relève le seuil.

Le cadre de droite montre, dans diverses hypothèses où la couverture effective du modèle est inférieure à 99%, la probabilité que la détermination du seuil se traduise par l'acceptation d'un modèle imprécis (erreur 2) à taux présumé indiqué. Pour un taux de couverture effectif de 97% et un seuil de rejet de 7 exceptions, par exemple, 37,5% des modèles acceptés ne seraient pas précis.

Il importe, pour bien lire le tableau 1, de comprendre que, si les modèles du cadre de droite sont proches de la norme souhaitée sous l'angle des probabilités (97% est voisin de 99%), ils peuvent présenter d'amples divergences dans la mesure des risques. En d'autres termes, leur estimation pourrait être nettement inférieure à celle d'un modèle précis, tout en couvrant 97% des chiffres effectifs. Par exemple, avec des résultats de négociation à distribution normale, un taux de 97% correspond à 1,88 fois l'écart type, mais un taux de 99% à 2,33 fois, soit près de 25% plus. Le désir des autorités prudentielles de faire la distinction entre les modèles garantissant une couverture de 99% et les autres est donc un souci parfaitement justifié.

c) Définition des zones verte, jaune et rouge

Les chiffres du tableau 1 mettent aussi en évidence certaines lacunes statistiques des contrôles *ex post*. En particulier, il n'existe pas de nombre d'exceptions qui donne une probabilité faible à la fois de rejet d'un modèle précis et d'acceptation d'un modèle imprécis. C'est la raison pour laquelle le Comité n'a pas entériné une approche fondée sur un seuil unique.

En raison de ces lacunes, le Comité a classé les résultats des contrôles en trois catégories. La zone verte comprend ceux qui correspondent à un modèle précis; la possibilité d'accepter un modèle imprécis est faible. La zone rouge, à l'opposé, inclut ceux qui proviennent d'un modèle dont l'exactitude est extrêmement improbable; la possibilité d'un rejet de modèle précis est très limitée. La zone jaune regroupe les situations intermédiaires: résultats pouvant être conformes ou non et pour lesquels les autorités prudentielles devraient inviter la banque concernée à soumettre des informations complémentaires avant de se prononcer.

Le tableau 2 présente les frontières entre zones convenues par le Comité (sur un échantillon de 250 observations) et indique la réaction attendue des autorités pour chaque résultat. Pour des échantillons de taille différente, ces frontières se déduisent en calculant les probabilités

binomiales correspondant à une couverture effective de 99%, comme dans le tableau 1: la zone jaune commence au point où la probabilité d'obtenir un nombre d'exceptions égal ou inférieur à x est égale ou supérieure à 95%. Le tableau 2 montre (sur un échantillon de 250 observations) la probabilité cumulée pour chaque nombre d'exceptions: on en obtient 5 (au maximum) dans 95,88% des cas; ce chiffre détermine donc le point de départ de la zone jaune.

De la même façon, le début de la zone rouge se définit comme le point où la probabilité d'obtenir un nombre d'exceptions égal ou inférieur à x est égale ou supérieure à 99,99%. Le tableau 2 fait ressortir ce nombre à 10 (sur un échantillon de 250 observations).

d) Zone verte

Elle appelle peu de commentaires. Comme un modèle assurant une couverture effective de 99% produirait très vraisemblablement un maximum de 4 exceptions sur 250 observations, les résultats se situant dans cette zone ne sont guère de nature à susciter des préoccupations. Le tableau 1, montrant qu'il est peu probable d'accepter ainsi un modèle imprécis, renforce ce sentiment de sécurité.

e) Zone jaune

Elle couvre les résultats s'étageant entre 5 et 9 exceptions, plausibles tant pour des modèles précis que pour les autres, même s'ils correspondent davantage à ces derniers, selon les chiffres du tableau 1, surtout à mesure que le nombre d'exceptions augmente.

Le Comité est d'avis que, pour les modèles de cette zone, il faut généralement renforcer les exigences de fonds propres parallèlement au nombre d'exceptions, les majorations à appliquer étant indiquées au tableau 2.

Ces lignes directrices contribuent à préserver les incitations structurelles contenues dans la méthodologie des modèles internes. En particulier, la pénalisation éventuelle s'accroît parallèlement au nombre d'exceptions, ce qui traduit le fait que, comme tendent à le confirmer les chiffres du tableau 1, 9 exceptions sont plus préoccupantes que 5.

Ces diverses majorations du facteur de multiplication sont déterminées en partant du principe qu'il convient de ramener à la norme d'une couverture à 99% tout modèle présentant un taux inférieur (cas d'un modèle générant 5 exceptions sur un échantillon de 250 observations, dont le taux de couverture est de 98% seulement). (Il va de soi que tout calcul précis dans ce domaine se fonde sur des hypothèses statistiques supplémentaires qui ne se vérifient sans doute pas dans tous les cas.) Par exemple, si l'on suppose normale la distribution des résultats de négociation, le ratio entre couverture à 99% et à 98% est approximativement de 1,14, ce qui signifie que le facteur de multiplication de 3 doit être majoré de 0,40 environ. Il peut être nécessaire d'appliquer une majoration plus forte si la distribution n'est pas normale, c'est-à-dire avec une queue à fréquence élevée: ce sujet de préoccupation a constitué un élément important du choix des valeurs précises indiquées au tableau 2.

Il importe toutefois de souligner que ces majorations ne sont pas destinées à être appliquées de façon purement automatique. Les probabilités du tableau 1 montrent que les résultats entrant dans la zone jaune ne correspondent pas toujours à des modèles imprécis, et le Comité n'a aucun intérêt à pénaliser les banques victimes de malchance. *Néanmoins, pour maintenir pleinement le pouvoir incitatif du dispositif, les résultats compris dans la zone jaune devraient être généralement considérés passibles d'une majoration du facteur de multiplication, à moins que l'établissement n'apporte la preuve que celle-ci n'est pas justifiée.*

En d'autres termes, la charge de la preuve n'incombe pas aux autorités prudentielles: c'est à la banque de démontrer que son modèle est fondamentalement sain. Il existe, dans cette situation, plusieurs éléments d'information qui peuvent être pris en compte pour compléter l'évaluation.

Par exemple, il serait alors particulièrement intéressant de consulter les résultats de contrôles *ex post* sur les activités de négociation ventilées par sous-catégories – comme le font régulièrement de nombreuses banques, qui décomposent l'activité globale en unités de négociation (par facteur de risque ou type de produit). Cela pourrait permettre de remonter à l'origine spécifique (unité de négociation ou modèle) d'un problème se manifestant au niveau d'ensemble.

Les banques devraient aussi fournir des informations sur toutes les exceptions générées et, notamment, en fournir une explication. Les autorités prudentielles y puiseraient d'importants renseignements pour déterminer leur réaction. Les banques pourraient également effectuer d'autres contrôles *ex post* (sur la base de taux de couverture différents) et examens statistiques non mentionnés ici, qui leur seraient, naturellement, utiles dans l'évaluation de leurs modèles.

En pratique, une exception statistique peut recevoir quatre types d'explications, qu'il peut être utile de recenser: défaut d'intégrité fondamentale du modèle; modélisation imparfaite ou pas suffisamment rigoureuse; malchance; et mauvais résultats intrajournaliers.

Défaut d'intégrité fondamentale du modèle

- 1) Les risques inhérents aux positions elles-mêmes ne sont pas saisis (transmission incorrecte des données relatives aux établissements à l'étranger, etc.).
- 2) Calcul erroné des volatilités et/ou corrélations (le modèle divise par 250 au lieu de 225, etc.).

Manque de précision du modèle

- 3) Mesure pas assez précise du risque lié à certains instruments (tranches d'échéances trop peu nombreuses ou omission d'un écart de taux, etc.).

Malchance/Les marchés n'évoluent pas comme l'avait prévu le modèle

- 4) Hasard aléatoire (il s'agit d'une éventualité statistiquement très improbable).
- 5) Mouvement du marché (volatilité, etc.) plus ample que prévu par le modèle.
- 6) Mouvement du marché non homogène et inattendu (divergence marquée des corrélations par rapport aux estimations du modèle, etc.).

Résultats de la négociation intrajournalière

- 7) Pertes dues à une modification importante des positions ou à un autre élément influençant les recettes entre la clôture de la veille (estimation du risque) et la clôture du jour (comptabilisation des résultats).

Ce sont en général les problèmes relevant de l'intégrité du modèle qui sont potentiellement les plus graves. Si des exceptions de cette nature correspondent à une unité de négociation particulière, non seulement la majoration du facteur de multiplication s'impose, mais il convient encore de réviser et/ou d'ajuster le modèle; il incombe à l'autorité de tutelle de s'assurer que des mesures sont prises en ce sens.

Les problèmes de la deuxième catégorie (manque de précision du modèle) sont susceptibles de se présenter au moins de temps à autre dans la plupart des modèles, aucun ne pouvant prétendre à la perfection absolue, et tous reposant donc sur une part d'approximation. Néanmoins, si un modèle est plus sujet à ce type de difficultés, l'autorité de tutelle devrait appliquer la majoration et envisager d'autres moyens d'inciter la banque à améliorer ce modèle.

Il faut aussi s'attendre que les problèmes de la troisième catégorie (mouvements du marché non conformes aux prévisions du modèle) se présentent avec une certaine fréquence, étant donné que même un modèle précis n'est pas tenu de couvrir 100% des résultats de négociation. Certaines exceptions sont forcément attribuables au 1% aléatoire que le modèle est susceptible de ne pas appréhender, mais d'autres sont dues au fait que le comportement du marché peut se modifier et rendre moins pertinentes les estimations antérieures de volatilité et corrélations. Aucun modèle ne peut s'affranchir de cette imperfection, inhérente au fait que l'évolution future du marché est extrapolée à partir de séries rétrospectives.

Enfin, sous réserve de la définition des résultats de négociation retenue pour les contrôles *ex post*, des exceptions pourraient également être imputables à la négociation intrajournalière ou à un élément inhabituel, sans relation avec les positions, affectant les recettes. Bien que ce genre d'incident ne reflète pas nécessairement un problème du modèle, les autorités de tutelle pourraient s'en soucier et envisager alors la majoration.

L'ampleur de l'écart entre chiffres effectifs et estimation est un élément d'information majeur. Toutes choses étant égales par ailleurs, plus un dépassement est important, plus il est source de préoccupation.

Il est concevable que, avant de décider d'appliquer ou non la majoration du facteur de multiplication, l'autorité de tutelle passe en revue non seulement ces aspects, mais aussi l'attitude d'ensemble de la banque, notamment la façon dont elle applique les critères qualitatifs de gestion des risques. Elle déterminera l'action qu'elle jugera appropriée en tenant compte également des renseignements complémentaires fournis par la banque.

La majoration de l'exigence de fonds propres constituera généralement la réaction adéquate à des résultats inscrits en zone jaune si l'autorité de tutelle estime que le problème à l'origine de ce classement est de nature à être corrigé. La situation d'instabilité extrême et imprévisible du

marché, que la quasi-totalité des modèles n'auront pas prédite, représente un cas à part; si un tel épisode est source de tensions, il ne signifie pas nécessairement qu'une révision des modèles s'impose. Soulignons enfin que, face à un problème grave d'intégrité fondamentale, l'autorité prudentielle devrait examiner s'il ne convient pas d'interdire purement et simplement l'utilisation du modèle aux fins du calcul des exigences de fonds propres.

f) Zone rouge

Pour terminer, le classement en zone rouge (nombre d'exceptions égal ou supérieur à 10) devrait généralement amener les autorités prudentielles à présumer automatiquement (sans part d'appréciation, contrairement au cas de la zone jaune) l'existence de problèmes dans le modèle. Il est, en effet, hautement improbable qu'un modèle précis génère 10 exceptions indépendantes ou plus sur un échantillon de 250 résultats de négociation.

En règle générale, si un modèle entre dans cette catégorie, l'autorité de tutelle devra automatiquement majorer d'un point le facteur de multiplication, le portant de 3 à 4. Il va sans dire qu'elle est également censée commencer à analyser les raisons d'une telle aberration et exiger de la banque qu'elle entreprenne immédiatement d'améliorer son modèle.

Il existe cependant des circonstances, extrêmement rares, où ce nombre très élevé de 10 exceptions sur 250 observations s'explique par une raison valable, notamment – dans l'éventualité d'une mutation fondamentale des marchés des capitaux – par une modification connexe, qui peut être ample, de nombreuses volatilités et corrélations. À moins que la banque ne soit prête à ajuster immédiatement ses estimations dans ce domaine, un tel réaménagement pourrait entraîner de nombreuses exceptions sur courte période. Étant donné que leur origine serait identique, l'autorité de tutelle pourrait choisir de ne pas réagir comme s'il s'agissait de 10 exceptions représentant chacune un incident distinct. Elle pourrait dans ce cas, par exemple, se contenter d'exiger que la banque intègre dès que possible cette mutation dans son modèle, en préservant l'intégrité de ses procédures d'actualisation.

Il convient toutefois de souligner que le Comité reste fermement attaché à la majoration automatique – sans marge discrétionnaire – de l'exigence de fonds propres pour les résultats classés en zone rouge, et qu'une telle dérogation n'est possible que dans des circonstances tout à fait inhabituelles.

IV. Conclusion

Le schéma présenté ci-avant est conçu de manière à associer harmonieusement les contrôles *ex post* à la méthodologie de calcul par modèles internes des exigences de fonds propres pour risques de marché. Cette démarche est destinée à intégrer les incitations appropriées et nécessaires dans un dispositif prudentiel reposant largement sur les efforts déployés par les banques

elles-mêmes pour mesurer les risques qu'elles encourent, tout en respectant les imperfections des outils disponibles et en allégeant autant que possible les tâches et coûts liés aux procédures requises.

Le Comité est d'avis que le schéma décrit constitue le meilleur compromis à cet égard. Il estime en outre, et ce point revêt peut-être une plus grande signification, que la mise en œuvre de cette approche représente la première étape – d'une importance cruciale – vers une synthèse plus poussée entre les principes de la surveillance prudentielle et les méthodes de mesure, par des procédés vérifiables, des résultats économiques des banques.

Tableau 1

Modèle précis			Modèle imprécis: autres taux de couverture possibles									
Nombre d'exceptions (sur 250 observations)	Couverture: 99% Probabilité (en %) d'obtenir:		Couverture: 98% Probabilité (en %) d'obtenir:		Couverture: 97% Probabilité (en %) d'obtenir:		Couverture: 96% Probabilité (en %) d'obtenir:		Couverture: 95% Probabilité (en %) d'obtenir:			
	nombre exact	erreur 1	nombre exact	erreur 2	nombre exact	erreur 2	nombre exact	erreur 2	nombre exact	erreur 2		
0	8,1	100,0	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		
1	20,5	91,9	3,3	0,6	0,4	0,0	0,4	0,0	0,0	0,0		
2	25,7	71,4	8,3	3,9	1,5	0,4	1,5	0,2	0,0	0,0		
3	21,5	45,7	14,0	12,2	3,8	1,9	3,8	0,7	0,1	0,0		
4	13,4	24,2	17,7	26,2	7,2	5,7	7,2	1,8	0,3	0,1		
5	6,7	10,8	17,7	43,9	10,9	12,8	10,9	3,6	0,9	0,5		
6	2,7	4,1	14,8	61,6	13,8	23,7	13,8	6,2	1,8	1,3		
7	1,0	1,4	10,5	76,4	14,9	37,5	14,9	9,0	3,4	3,1		
8	0,3	0,4	6,5	86,9	14,0	52,4	14,0	11,3	5,4	6,5		
9	0,1	0,1	3,6	93,4	11,6	66,3	11,6	12,7	7,6	11,9		
10	0,0	0,0	1,8	97,0	8,6	77,9	8,6	12,8	9,6	19,5		
11	0,0	0,0	0,8	98,7	5,8	86,6	5,8	11,6	11,1	29,1		
12	0,0	0,0	0,3	99,5	3,6	92,4	3,6	9,6	11,6	40,2		
13	0,0	0,0	0,1	99,8	2,0	96,0	2,0	7,3	11,2	51,8		
14	0,0	0,0	0,0	99,9	1,1	98,0	1,1	5,2	10,0	62,9		
15	0,0	0,0	0,0	100,0	0,5	99,1	0,5	3,4	8,2	72,9		

Le tableau présente, d'une part, la probabilité d'obtenir exactement un nombre d'exceptions déterminé (chaque fois sur un échantillon de 250 observations indépendantes), dans diverses hypothèses de couverture, et, d'autre part, les probabilités d'erreurs 1 et 2 qui en découlent.

Le cadre de gauche correspond à un modèle précis à taux de couverture de 99%. La probabilité qu'une observation soit une exception est alors de 1% (100% - 99%). Pour un nombre d'exceptions donné (colonne de gauche), la colonne «nombre exact» montre la probabilité d'occurrence de ce nombre exact et la colonne «erreur 1» précise la probabilité de rejet erroné d'un modèle précis en prenant ce nombre comme seuil. Par exemple, si un modèle est rejeté lorsqu'il génère 5 exceptions ou plus, dans 10,8% des cas, il s'agira d'un modèle précis.

Le cadre de droite s'applique à des modèles qui ne sont pas précis. Il en recense quatre, à taux de couverture de 98%, 97%, 96% et 95%. Pour chacun, la colonne «nombre exact» montre la probabilité d'occurrence du nombre exact d'exceptions indiqué et la colonne «erreur 2» précise la probabilité d'accepter comme précis un modèle imprécis. Par exemple, si un modèle à taux de couverture présumé de 97% est rejeté lorsqu'il génère 5 exceptions ou plus, 12,8% des modèles acceptés seront imprécis.

Tableau 2

Zone	Nombre d'exceptions	Majoration du facteur de multiplication	Probabilité cumulée (en %)
Verte	0	0,00	8,11
	1	0,00	28,58
	2	0,00	54,32
	3	0,00	75,81
	4	0,00	89,22
Jaune	5	0,40	95,88
	6	0,50	98,63
	7	0,65	99,60
	8	0,75	99,89
	9	0,85	99,97
Rouge	10 ou plus	1,00	99,99

Le tableau délimite les zones verte, jaune et rouge utilisées par les autorités prudentielles pour évaluer les résultats des contrôles *ex post*. Les frontières ont été déterminées sur la base d'un échantillon de 250 observations indépendantes. (Pour les échantillons de taille différente, la zone jaune commence au point où la probabilité cumulée est égale ou supérieure à 95%; le chiffre est de 99,99% pour la zone rouge.)

La probabilité cumulée se définit comme la probabilité d'obtenir au maximum le nombre d'exceptions indiqué avec un taux de couverture effectif de 99%. Par exemple, la probabilité cumulée d'obtenir 4 exceptions correspond à la probabilité d'obtenir entre 0 et 4 exceptions.

Il convient de noter que, pour un nombre d'exceptions donné, le total probabilité cumulée plus probabilité d'erreur 1 (tableau 1) n'est pas égal à 1, car les deux valeurs incluent la probabilité d'obtenir exactement ce nombre. Leur somme dépasse donc 1 du montant de cette probabilité.