

CHAIRE de coopération
Guy-Bernier

ESG UQÀM



**QUELQUES TECHNIQUES
D'ANALYSE DE LA
VaR (VALUE AT RISK)
APPLICABLES À L'ESTIMATION
DU RISQUE DES BILANS DES
CAISSES POPULAIRES
DESJARDINS DU QUÉBEC**

PAR

**Raymond Théorêt
Pierre Rostan**

No 0399-102

La Chaire de coopération Guy-Bernier de l'Université du Québec à Montréal a été fondée en 1987 grâce à une contribution financière de la Fédération des caisses populaires Desjardins de Montréal et de l'Ouest-du-Québec, contribution qui a été renouvelée en 1992 et 1995 et de la Fondation UQAM.

La mission de la Chaire consiste à susciter et à promouvoir la réflexion et l'échange sur la problématique coopérative dans une société soumise à des modifications diverses et parfois profondes de l'environnement économique, social et démographique. La réflexion porte autant sur les valeurs, les principes, le discours que sur les pratiques coopératives. Les véhicules utilisés par la Chaire de coopération Guy-Bernier pour s'acquitter de sa mission, sont: la recherche, la formation, la diffusion et l'intervention conseil auprès des coopérateurs et coopératrices des divers secteurs.

Au plan de la recherche, les thèmes généraux, jusqu'à présent privilégiés, portent sur -les valeurs coopératives, et le changement social -les rapports organisationnels et la coopération -les aspects particuliers de la croissance des caisses populaires -les coopératives dans les pays en voie de développement. Une attention particulière est portée depuis quelques années au secteur du travail, à celui des services sociosanitaires ainsi qu'au micro-crédit et tout récemment au commerce équitable et à l'évaluation des entreprises n'ayant pas le profit comme objectif.

Au plan de la formation, l'action s'effectue dans deux directions : - au niveau universitaire, par l'élaboration de cours spécifiques sur la coopération et par l'attribution de bourses pour la rédaction de mémoires et de thèses ayant un thème coopératif; tout récemment, la Chaire a formé un partenariat avec la Chaire Seagram sur les organismes à but non lucratif et le département d'organisation et ressources humaines de l'École des sciences de la gestion de l'UQAM pour démarrer, en septembre 2000, un programme de MBA pour cadres spécialisé en entreprises collectives - au niveau du terrain, en répondant à des demandes du milieu pour l'élaboration de matériel didactique et de programmes de formation spécifique.

Les résultats des travaux de recherche sont diffusés dans des cahiers de recherche qui parfois, sont des publications conjointes avec des partenaires. La Chaire organise aussi des colloques, séminaires et conférences.

L'activité d'intervention-conseil prend des formes variées : conférences, session d'information, démarche d'accompagnement en diagnostic organisationnel, en planification stratégique.

La Chaire entretient des activités au plan international en offrant des services de formation, d'organisation et de supervision de stages, de développement et d'évaluation de projet sur une base ponctuelle et institutionnelle, notamment auprès des pays de l'Afrique francophone. La Chaire a ainsi développé une collaboration privilégiée avec l'Université internationale de langue française au service du développement africain, l'Université Senghor. Des missions d'études et d'échanges sont aussi menées régulièrement dans d'autres pays : en Guinée, au Brésil, au Viêt-Nam, en Haïti et dans divers pays d'Europe surtout en France, Italie, Espagne et Belgique.

Chaire de coopération Guy-Bernier Mauro-F. Malservisi, titulaire Université du Québec à Montréal C. P. 8888, succ. « Centre-Ville » Montréal, Québec, H3C 3P8	Téléphone : 514-987-8566 Télécopieur : 514-987-8564 Adresse électronique : chaire.coop@uqam.ca Site : http://www.chaire-ccgb.uqam.ca/
---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

Quelques techniques d'analyse de la VaR¹ applicables à l'estimation du risque des bilans des caisses populaires Desjardins du Québec

Résumé : Traditionnellement, l'analyse du risque des bilans des caisses populaires s'effectue par une analyse de l'appariement des échéanciers des actifs et des passifs ou plus récemment, par l'étude de l'écart de durée entre les actifs et les passifs. Mais les normes internationales requièrent maintenant que les risques supportés par les institutions financières soient analysés en terme de la VaR et que le capital de ces institutions soit également calculé en fonction de leur VaR. Les caisses doivent donc se plier à ces nouvelles exigences et se familiariser à cette nouvelle technique d'analyse du risque. Pour mieux les aider à la maîtriser, les auteurs comparent plusieurs méthodes de simulation de la VaR dans cet article. D'abord, ils proposent de calculer la VaR d'une obligation canadienne détenue par un investisseur américain sur une période de 298 semaines. Ce portefeuille est exposé aux risques de change et de taux d'intérêt. Deux approches historiques (selon la volatilité équipondérée et la volatilité exponentielle) et deux approches de simulation Monte Carlo sont employées. Puis, ils comparent les VaR obtenues aux variations réelles du portefeuille et les VaR entre elles selon six critères de performance. Une des deux méthodes de simulation Monte Carlo développée par les auteurs se distingue: elle permet de couvrir suffisamment les pertes réelles du portefeuille sans toutefois immobiliser trop d'argent pour couvrir le risque de capital.

1. VaR est l'acronyme de «Value at Risk»

1. Introduction

Traditionnellement, l'analyse du risque des bilans des caisses populaires s'effectue par une analyse de l'appariement des échéanciers des actifs et des passifs ou plus récemment, par l'étude de l'écart de durée entre les actifs et les passifs. Mais les normes internationales requièrent maintenant que les risques supportés par les institutions financières soient analysés en terme de la VaR et que le capital de ces institutions soit également calculé en fonction de leur VaR.

La VaR est une nouvelle mesure du risque en finance moderne qui gagne de plus en plus de popularité. En 1998, elle devint partie intégrante de la panoplie des outils utilisés par les institutions financières sises à travers le monde pour contrôler leurs risques financiers. Incidemment, c'est le comité de Bâle, sous la supervision de la Banque des Règlements Internationaux, qui a recommandé l'introduction de la VaR pour évaluer le risque des bilans des banques sous son égide. Auparavant, la méthode recommandée par la Banque des Règlements Internationaux pour mesurer le risque bancaire consistait à pondérer les divers actifs par des pourcentages allant de 0% à 100% selon le degré de risque de chaque catégorie d'actif. A n'en pas douter, cette méthode comportait une grande part d'arbitraire mais avait l'avantage de sa simplicité. Comme les caisses Desjardins sont en concurrence directe avec les banques, elles ont dû se plier à cette technique pour évaluer leur capital requis. Elles devront maintenant recourir à la VaR pour ce faire.

La VaR peut se définir comme la perte maximale que peut enregistrer un portefeuille de titres avec une probabilité habituellement fixée à 95% ¹. Comme cette mesure du risque est exprimée en dollars et non sur une autre échelle comme les mesures antérieures, elle permet de calculer directement le capital que doit détenir un gestionnaire de portefeuille ou une institution financière pour couvrir le risque de ses actifs. La méthode de la VaR a également donné lieu à de nouveaux ratios financiers dont l'objet est de mesurer la performance des divers services d'une institution financière, en autres. Cette méthode permet finalement de calculer les primes de risque des catégories de prêts octroyés par une institution financière.

Il existe plusieurs techniques pour estimer la VaR qui sont pour beaucoup reliées au caractère de la distribution des pertes ou des gains du portefeuille. Si la distribution des pertes est supposée normale, il est alors très facile de calculer la perte maximale avec une probabilité de 95% puisqu'il suffit alors de recourir tout simplement à une table normale pour calculer l'intervalle de confiance recherché. Mais si la distribution des pertes n'est pas normale, il faut simuler cette distribution pour parvenir à évaluer la VaR.

Nous comparons dans cette étude deux méthodes de simulation de la distribution des pertes : la méthode historique et la méthode de Monte Carlo ². Ce faisant, nous proposons une adaptation de la simulation Monte Carlo qui nous semble plus satisfaisante.

¹ Pour une couverture de la notion de VaR, on consultera Bessis (1998), Carol (1996) et Esch (1997).

² On retrouvera un bon exposé des méthodes d'estimation de la VaR dans Esch (1997)

2. Méthodologie

L'étude consiste à comparer la méthode de simulation Monte Carlo à deux méthodes historiques (volatilité équipondérée à 125 semaines et exponentielle à 125 semaines) utilisées pour estimer la VaR («*Value at Risk*»). La valeur du portefeuille varie d'une semaine à l'autre : on calcule la perte potentielle maximale du portefeuille en dollars sur un horizon d'une semaine pour un intervalle de confiance de 95% et on la compare à la perte (le gain) réel(le).

Le détenteur du portefeuille est américain. Il possède une obligation du gouvernement canadien de 10 ans émise le 30 décembre 1988, soit la date de début de notre échantillon. Sa valeur nominale est de 100,000\$, son taux de coupon est de 10.23% , un taux annuel capitalisé semestriellement. Le portefeuille fait donc face à deux sources de risque: les fluctuations du taux d'intérêt canadien et du taux de change du dollar américain exprimé en fonction du dollar canadien.

Notre matériel d'étude comprend 423 observations hebdomadaires historiques qui s'étendent du 30 décembre 1988 au 31 janvier 1997. Nous calculons la VaR pour les 298 dernières semaines du 31 mai 1991 au 31 janvier 1997 selon les différentes méthodes en déplaçant notre fenêtre d'étude de 125 semaines par incrément d'une semaine.

Les méthodes historiques tiennent compte des covariances entre les deux sources de risque. Elles sont inspirées de Darryl Hendricks (1996).

La méthode Monte Carlo utilise une simulation programmée sur Visual Basic pour Excel 7.0. Deux méthodes Monte Carlo seront testées selon que l'on utilise la distribution historique des termes aléatoires (méthode originale des auteurs) ou selon que l'on considère la distribution normale des termes aléatoires . Dans le dernier cas, on prend en considération la corrélation historique entre les deux sources de risque

modélisée à partir de la décomposition de Cholesky. Ce modèle est inspiré des travaux de Finger (1996).

A l'étape suivante, on compare les VaR des 298 dernières semaines calculées selon les quatre approches (deux historiques et deux Monte Carlo) aux variations réelles de la valeur du portefeuille.

Nous proposons six mesures de performance de la VaR estimée par rapport à la variation réelle: 1) la corrélation; 2) le pourcentage de fois que le VaR a sous-estimé la perte réelle; 3a) de combien en moyenne a été la sous-estimation de la perte; 3b) de combien ont été les pertes sous-estimées cumulées; 4a) combien de dollars excédentaires en moyenne ont été gaspillés pour couvrir la perte surestimée ou un gain; 4b) combien de dollars excédentaires au total ont été gaspillés pour couvrir les pertes surestimées ou les gains réels.

2.1. Les méthodes historiques

Dans notre étude, elles s'appuient sur une distribution normale des rendements des prix de l'obligation et du taux de change. La formule générale est adaptée de Longerstae y :

$$\text{VaR} = 1.65 \times \sigma_p \times B_t \times Fx_t \quad (1)$$

B_t représente la valeur marchande de l'obligation au temps t ; Fx_t représente le taux de change \$US/\$CAD au temps t ; la volatilité du portefeuille σ_p est calculée selon la méthode équipondérée détaillée à la section 2.1.1. et la méthode exponentielle détaillée à la section 2.1.2. . Le VaR mesure la perte potentielle du portefeuille au temps $t + 1$.

2.1.1. Volatilité mesurée selon l'approche équipondérée

On la calcule à partir des rendements logarithmiques historiques des prix de l'obligation et du taux de change selon l'équation 2 :

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^{125} \sum_{j=1}^{125} w_i w_j \sigma_{ij}} \quad (2)$$

Elle est calculée sur la fenêtre de 125 observations.

2.1.2. Volatilité mesurée selon l'approche exponentielle

C'est la volatilité calculée à partir des rendements historiques mais au lieu d'accorder un poids identique à chaque observation (comme dans la volatilité équipondérée), on donne plus de poids aux observations les plus récentes de façon exponentielle (équation 3). On utilise une fenêtre de 125 observations que l'on fait rouler par incrément d'une semaine dans le futur. Nous fixons le facteur d'expiration λ à 0.94 parce qu'il paraît donner les meilleures estimations du VaR exponentiel (Hendricks, 1996 et Rostan, 1997).

$$\sigma = \sqrt{(1-0.94) \sum_{i=1}^{125} \sum_{j=1}^{125} w_i w_j 0.94^{i-1} 0.94^{j-1} (r_i - \bar{r}_i)(r_j - \bar{r}_j)} \quad (3)$$

\bar{r}_i et \bar{r}_j sont les moyennes des 125 observations de r_i et de r_j

2.2. La simulation Monte Carlo

On simule 1,000 valeurs possibles du portefeuille à t+1, en faisant l'hypothèse que l'espérance des valeurs converge vers la vraie valeur du portefeuille au temps t+1.

Nos modèles de prévision des valeurs de l'obligation et du taux de change sont inspirés de Finger (1996) :

$$B_{t+1} = B_t e^{\sigma_B Z_B \sqrt{\Delta t}} \quad (4)$$

$$Fx_{t+1} = Fx_t e^{\sigma_{Fx} Z_{Fx} \sqrt{\Delta t}} \quad (5)$$

B_{t+1} = valeur marchande de l'obligation au temps t+1

σ_B = volatilité des rendements logarithmiques des prix de l'obligation sur une fenêtre de 125 observations

Z_B = variable aléatoire

Δt = variation du temps; t = 1 semaine

Fx_{t+1} = taux de change \$US/\$CAD au temps t+1

σ_{Fx} = volatilité des rendements logarithmiques des taux de change sur une fenêtre de 125 observations

Z_{Fx} = variable aléatoire

Z_B et Z_{Fx} sont les facteurs d'incertitude reliés à l'évolution des prix de l'obligation et des taux de change. Le choix du traitement de ces variables est fondamental pour la simulation selon que l'on considère une distribution normale centrée réduite $N(0,1)$ de ces variables ou non.

¹ λ est le facteur d'expiration («decay factor»). Il est compris entre 0 et 1. Il détermine les poids relatifs qu'on applique aux observations des rendements et le nombre effectif des données qui sont utilisées dans l'estimation de la volatilité

2.2.1. L'hypothèse de la normalité centrée réduite des variables Z_B et Z_{FX}

Sous cette hypothèse, on suit la méthodologie de Finger (1996). Pour générer les différentes valeurs possibles du prix de l'obligation et du taux de change à $t+1$, on fait l'hypothèse que les variables aléatoires Z_B et Z_{FX} suivent une $N(0,1)$. Dans ce cas, on tient compte de la corrélation historique ρ de ces variables aléatoires dans la fenêtre des 125 dernières observations. En pratique, générer des variables indépendantes normales est facile mais générer arbitrairement des variables corrélées est plus difficile. Supposons que nous voulions générer n variables normales ayant une variance unitaire et des corrélations données par une matrice $n \times n$ appelée Λ . L'idée est de générer n variables indépendantes et de combiner ces variables en respectant les corrélations désirées.

Soyons plus précis: on décompose Λ en utilisant la factorisation de Cholesky conduisant à une matrice triangulaire inférieure A telle que : $\Lambda = AA'$. On génère un vecteur Z de $(n \times 1)$ variables aléatoires normales standards. Soit $Z = AY$. Les éléments de Z auront chacun une variance unitaire et seront corrélés relativement à Λ . Dans le cas qui nous intéresse, nous souhaitons générer deux variables avec la matrice de corrélation Λ telle que:

$$\Lambda = \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

La factorisation de Cholesky de Λ est donnée par :

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho & \sqrt{1-\rho^2} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Nous pouvons facilement vérifier que $AxA' = \Lambda$. Soit y un vecteur aux dimensions (2 x 1) contenant les variables aléatoires indépendantes normales standards Y_{F_x} et Y_B .

Si $Z = AxY$, alors les éléments de Z sont donnés par :

$$Z_{F_x} = Y_{F_x} \text{ et} \quad (8)$$

$$Z_B = \rho Y_{F_x} + Y_B \cdot \sqrt{1-\rho^2} \quad (9)$$

Il est clair que Z_{F_x} a une variance unitaire et puisque Y_{F_x} et Y_B sont indépendants, la variance de Z_B est donné par :

$$\rho^2 \text{VAR}(Y_{F_x}) + \text{VAR}(Y_B)(\sqrt{1-\rho^2})^2 = 1 \quad (10)$$

Aussi, puisque Y_{F_x} et Y_B sont indépendants, nous voyons que la valeur espérée de $(Z_{F_x} \times Z_B)$ est simplement ρ . Ainsi la corrélation est telle que nous l'avons désirée.

2.2.2. La normalité n'est pas observée

Les figures 1 et 2 représentent les distributions des 423 observations de Z_B et Z_{F_x} obtenues à partir des équations 4 et 5. On constate clairement qu'elles ne sont pas

normales. Elles présentent toutes deux une légère asymétrie mais une kurtosis qui s'écarte définitivement de la normalité (supérieure à 3).

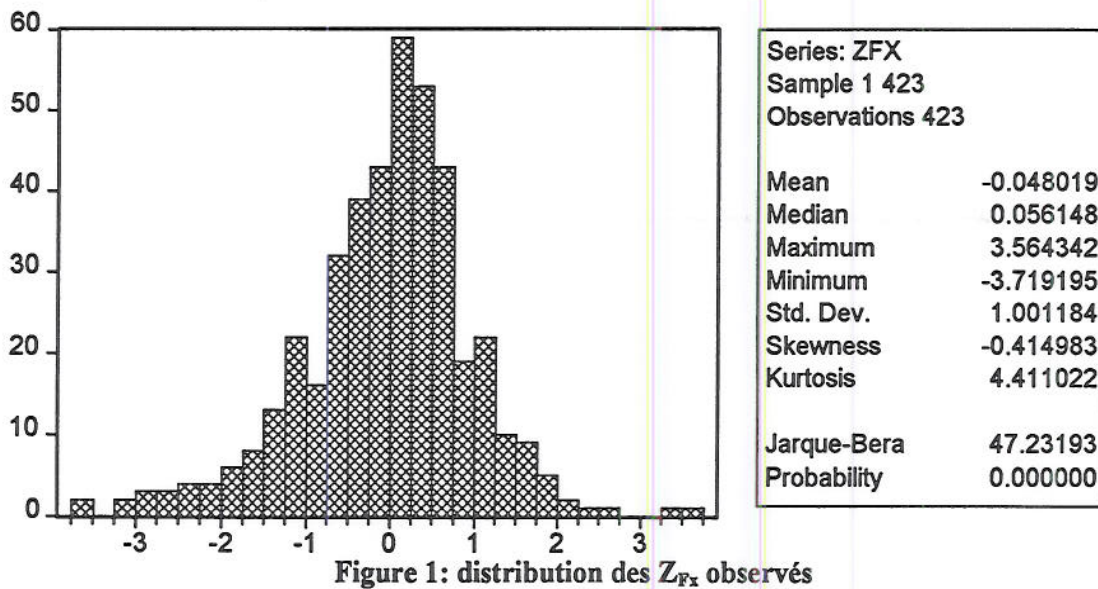


Figure 1: distribution des Z_{FX} observés

Source : Econometric Views

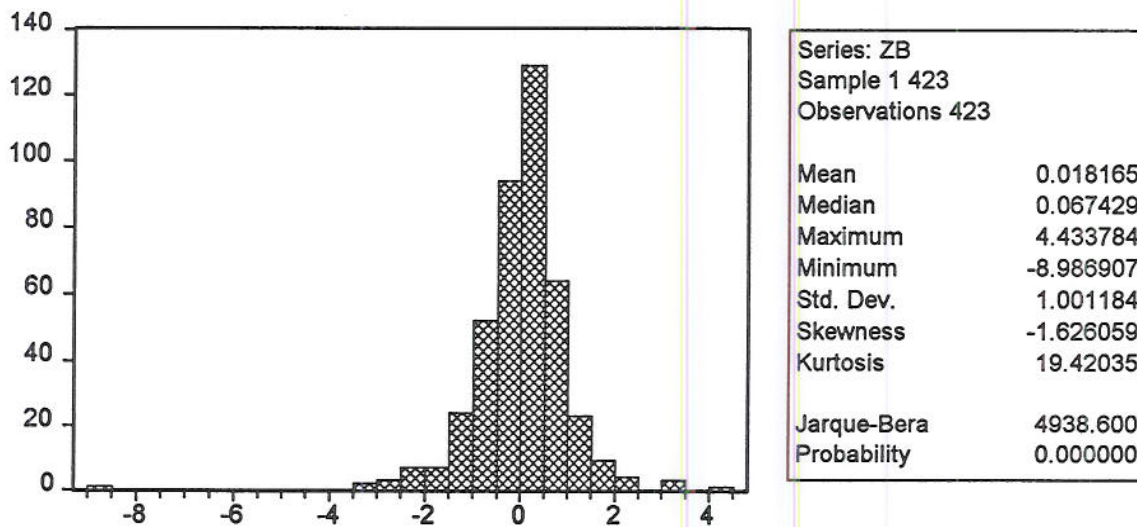


Figure 2: distribution des Z_B observés

Source : Econometric Views

La statistique de Jarque-Bera rejette l'hypothèse de normalité des distributions des Z_B et Z_{Fx} . C'est donc une erreur d'utiliser le modèle présenté à la section 2.2.1. et nous lui préférons un modèle original développé par les auteurs : puisque les distributions historiques de Z_B et Z_{Fx} sont disponibles, on propose simplement de les utiliser dans la simulation. On implante dans la programmation une technique de tirage aléatoire avec remise parmi les 125 observations précédentes au temps $t+1$, de Z_B et Z_{Fx} . Ainsi, les calculs de chaque valeur de B_{t+1} et de Fx_{t+1} incorporent un Z_B et un Z_{Fx} différents et tirés au hasard de façon uniforme selon $U(0,1)$ parmi les 125 observations précédentes.

C'est selon nous une méthode supérieure à celle d'identifier une distribution qui pastiche la distribution observée, puis de générer Z_B et Z_{Fx} à partir de cette distribution simulée. D'autant plus qu'on s'allège de la décomposition de Cholesky puisqu'on travaille directement à partir des données observées et que la corrélation entre les variables est respectée.

La méthode nouvelle que nous proposons ne repose plus sur l'hypothèse d'une distribution normale. Par conséquent, nous utilisons la méthode du centile pour mesurer la VaR. Nous obtenons pour chaque simulation (chaque calcul de la VaR pour les 298 semaines) 1,000 rendements possibles du portefeuille du temps t au temps $t+1$. Nous classons les observations dans l'ordre croissant puis nous identifions celui qui correspond au cinquième percentile. Cette observation du rendement est multipliée par $(B_t \times Fx_t)$. La valeur absolue du total correspond à la valeur de la VaR selon cette approche.

3. Résultats

Le tableau 1 présente les 20 derniers résultats obtenus selon les différentes approches de la VaR.

Tableau 1

Variation réelle en \$ du portefeuille	VaR en \$ Equipondérée	VaR en \$ Exponentielle	VaR Monte C N(0,1) en \$	VaR Monte C Percentile en \$
498,65	1091,54	674,04	1156,30	738,64
1118,78	1094,09	685,66	1095,97	768,93
195,94	1118,97	802,98	1107,38	731,51
409,59	1121,39	783,91	1135,51	687,18
79,53	1117,36	775,86	1065,38	725,19
969,82	1118,33	753,47	1109,17	656,65
478,20	1140,52	824,94	1134,58	773,42
-375,43	1084,82	812,41	1064,24	623,18
-291,66	1078,19	801,51	1079,37	635,39
-515,95	1073,38	787,68	1097,49	615,04
-1273,92	1069,70	790,83	1094,72	698,29
-215,21	1052,84	910,46	1033,54	633,15
-253,69	1048,56	885,43	1043,03	684,05
122,84	1041,67	863,05	1044,26	676,07
-535,74	1043,20	838,85	1050,40	658,87
969,05	1037,15	835,47	1011,66	666,30
709,88	1056,03	901,47	1076,55	755,22
-793,10	1060,22	922,55	1040,99	796,45
252,41	1056,34	940,48	1024,51	740,65
130,97	1054,14	919,44	1044,43	710,82

Notons que les résultats de l'approche équipondérée sont voisins de ceux de la simulation Monte Carlo utilisant l'hypothèse de la loi normale et que les résultats de l'approche exponentielle sont proches de ceux de la simulation Monte Carlo utilisant les Z_B et Z_{Fx} observés.

Les figures 3, 4, 5, 6 illustrent les variations réelles du portefeuille versus la VaR équipondérée (3), la VaR exponentielle (4), la VaR selon la simulation Monte Carlo dans l'hypothèse de normalité des Z_B et Z_{Fx} (5) et la VaR selon la simulation Monte Carlo utilisant les Z_B et Z_{Fx} observés (6).

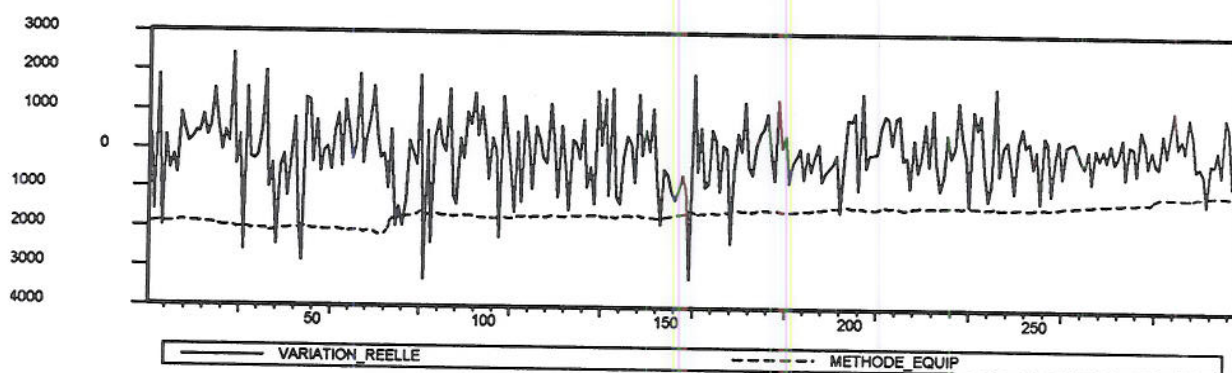


Figure 3: approche équipondérée

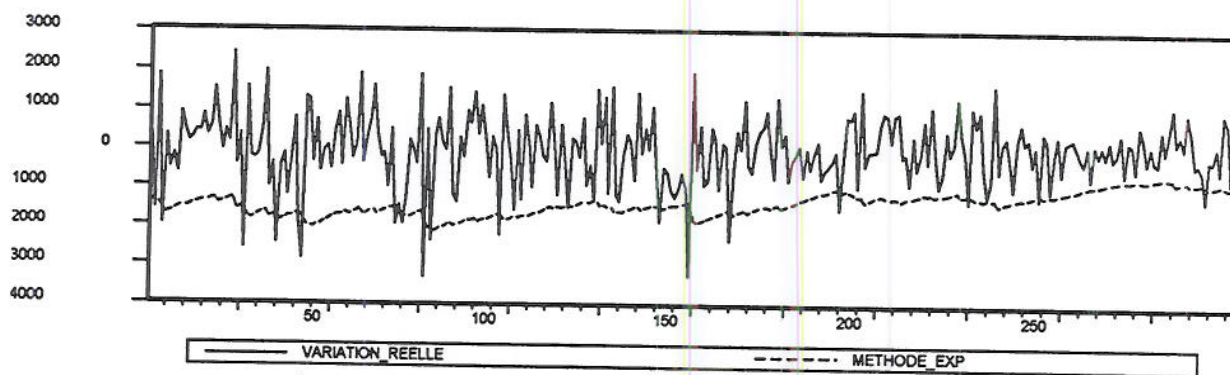


Figure 4: approche exponentielle

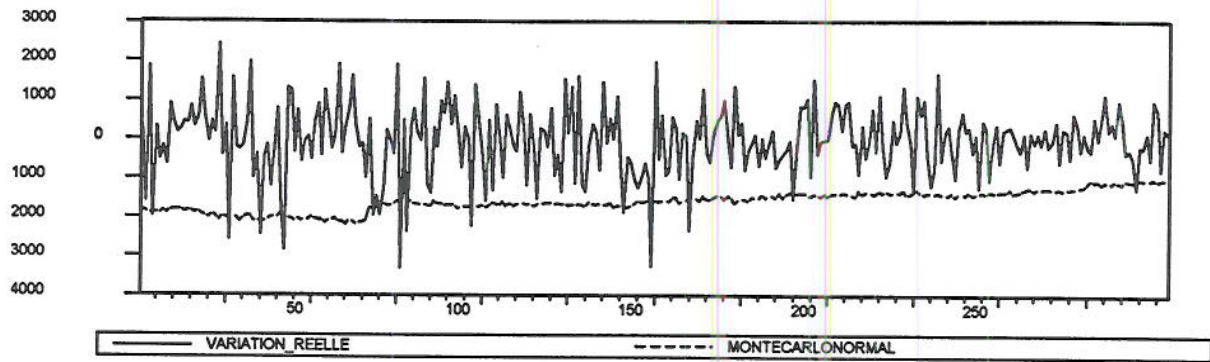


Figure 5: simulation de Monte Carlo dans l'hypothèse d'une loi normale des Z_B et Z_{Fx}

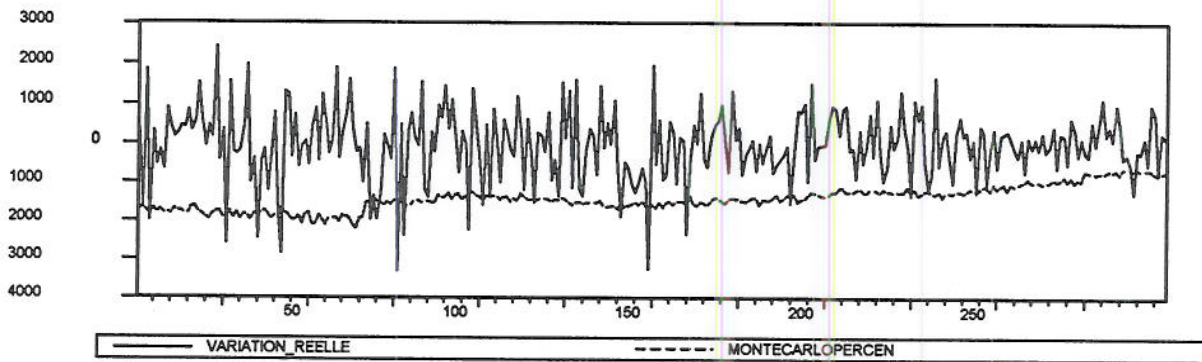


Figure 6: simulation de Monte Carlo avec Z_B et Z_{Fx} observés

On observe une diminution de la volatilité des variations réelles avec le temps. Ceci est simplement expliqué par la nature de l'actif qui compose le portefeuille: une obligation voit sa volatilité diminuer avec le temps à mesure qu'elle se rapproche de son échéance. Rappelons que l'échéance est le 30 décembre 1998, il reste onze mois à courir à partir du 31 janvier 1997, la dernière semaine de nos observations. Les mesures de la VaR tiennent toutes compte des 125 observations passées soit par le biais de la volatilité, soit par le biais des Z_B et Z_{Fx} . On voit donc une diminution progressive des

valeurs de la VaR à mesure que l'on avance dans le temps illustrée par une pente négative des VaR qui s'accroît au delà de la 240^{ème} semaine.

Notons à la figure 4, la décroissance en dents de scie de la pente de la VaR. La mesure exponentielle de la VaR réagit davantage aux mesures les plus récentes et lorsque les variations réelles sont très élevées, la mesure de la VaR s'ajuste en faisant un saut, ce qui explique les dents de scie après chaque variation réelle importante du portefeuille.

4. Critères de performance des VaR

Le tableau 2 présente les critères de performances des différentes approches de la VaR comparées aux variations réelles observées du portefeuille sur les 298 dernières semaines. Elles mesurent : 1) la corrélation; 2) le pourcentage de fois que la VaR a sous-estimé la perte réelle; 3a) de combien en moyenne a été la sous-estimation de la perte; 3b) de combien ont été les pertes sous-estimées cumulées; 4a) combien de dollars excédentaires en moyenne ont été gaspillés pour couvrir la perte surestimée ou un gain; 4b) combien de dollars excédentaires au total ont été gaspillés pour couvrir les pertes surestimées ou les gains.

Tableau 2

	Critère 1	Critère 2	Critère 3a	Critère 3b	Critère 4a	Critère 4b
VaR équipond.	-0.022	4.70%	584\$	8,175\$	1,332\$	378,509\$
VaR exponent.	-0.0527	6.71%	572\$	11,450\$	1,162\$	323,170\$
MC N(0,1)	-0.007	5.03%	549\$	8,238\$	1,333\$	377,517\$
MC percentile	-0.028	6.71%	538\$	10,773\$	1,171\$	325,654\$

Nous classons de 1 à 4 les quatre approches selon les six critères dans le tableau 3

(1 correspondant au critère le plus favorable pour l'investisseur qui utilise la VaR):

Tableau 3

	Critère 1	Critère 2	Critère 3a	Critère 3b	Critère 4a	Critère 4b
VaR équipond.	3	1	4	1	3	4
VaR exponent.	1	3	3	4	1	1
MC N(0,1)	4	2	2	2	3	3
MC percentile	2	3	1	3	2	2

Nos mesures de performance indiquent que trois des quatre méthodes présentent des avantages en fonction des priorités accordées à la mesure de la VaR par le détenteur du portefeuille. Éliminons d'emblée la corrélation (le critère 1) qui est trop faible dans les quatre cas pour avoir une signification. La VaR équipondérée enregistre le plus bas pourcentage de fois que la VaR a sous-estimé la perte réelle dans l'ensemble des méthodes et les pertes cumulées non couvertes par cette mesure sont les plus faibles. C'est donc la mesure que choisira un investisseur qui recherche le maximum de couverture de son risque de capital. Mais cette garantie lui coûte cher puisque le montant d'argent qu'il immobilise pour couvrir son risque de capital et qui est inutile à la couverture (les dollars excédentaires gaspillés pour couvrir les pertes surestimées ou les gains – critère 4b).est le plus élevé des quatre approches sur les 298 semaines. Il atteint 378,509\$ à comparer à la VaR exponentielle qui se révèle la moins dispendieuse (323,170\$).

Comme nous l'avons précisé, la VaR exponentielle est la technique la moins dispendieuse, c'est là son principal avantage mais le pourcentage de fois où elle a sous-estimé la perte réelle reste élevé (6.71% contre 4.7% pour l'approche équipondérée).

La VaR selon l'approche Monte Carlo en faisant l'hypothèse de la distribution normale des variables aléatoires Z_B et Z_{Fx} ne présente pas d'intérêt particulier par rapport aux autres méthodes. A noter que 5% des fois, elle sous-estime les pertes réelles. Puisque la simulation suppose la distribution normale de Z_B et Z_{Fx} , on s'attend effectivement à trouver ce résultat dans un intervalle de confiance de 95% (5% de chances d'erreurs).

Les résultats découlant de la méthode de simulation Monte Carlo à partir des distributions historiques de Z_B et Z_{Fx} sont à mi-chemin entre ceux des méthodes équipondérée et exponentielle. Bien que dans 6.71% des fois les pertes réelles sont sous-estimées par cette mesure, elle a l'avantage de ne pas avoir enregistré trop de pertes cumulées sur les 298 semaines (la fraction de perte réelle non couverte par la VaR – critère 3b) : 10,773\$ contre 8,175\$ pour la méthode équipondérée, tout en ayant permis au détenteur du portefeuille de ne pas trop gaspiller d'argent pour couvrir inutilement des pertes qui n'ont pas eu lieu (critère 4b) : 325,654\$ pour cette méthode contre 323,170\$ pour la méthode exponentielle. Elle apparaît donc comme la méthode de choix pour un investisseur qui veut couvrir son risque de capital sans toutefois vouloir immobiliser trop d'argent pour la couverture. Elle est d'une utilisation simple puisqu'elle nous épargne la factorisation de Cholesky. On pourrait l'appliquer par exemple aux bilans des caisses populaires pour juger pleinement de son application dans la couverture du risque de capital.

5. Conclusion

Cette étude s'est penchée sur certaines techniques de simulation de la VaR qui peuvent être rattachées soit à la simulation historique, soit à la simulation de Monte Carlo. Pour juger de la performance de ces méthodes, nous avons tenu compte de la sous-estimation des pertes réelles et du montant d'argent immobilisé pour couvrir le risque de capital. Une adaptation de notre cru de la technique de simulation Monte Carlo s'est révélée supérieure aux simulations envisagées.

Bibliographie

Bessis, J. «Risk Management in Banking» Wiley, New York, 1998, chap. 19 à 21.

Carol, A. «The Handbook of Risk Managerial and Analysis» Wiley, New York, 1996, chap. 7 et 8.

Esch, Keefer et Lopez. «Value at Risk: vers un risk management moderne» De Boeck, Bruxelles, 1997.

Finger, Christopher. C. «Monte Carlo Simulation» Morgan Guaranty Trust Company – Risk Management Research, 1996, chap. 7, pp. 149-159.

Hendricks, D. «Evaluation of Value at Risk Models Using Historical Data» FRBNY Economic Policy Review, avril 1996, pp. 39-69.

Longerstaey, J. «RiskMetrics-Technical Document» 4ème édition. JP Morgan, novembre 1996.

Rostan, P. «Value at Risk comme mesure de la suffisance du risque de capital et présentation et analyse de voies de recherche de rechange» Mémoire présenté pour l'obtention du MBA recherche, École des Sciences de la gestion, UQAM, non public, décembre 1997.