

ALBERT CORHAY

Effet d'intervalle et estimation du risque systématique à la bourse de Bruxelles

Journal de la société statistique de Paris, tome 131, n° 3-4 (1990),
p. 69-85

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1990__131_3-4_69_0

© Société de statistique de Paris, 1990, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

EFFET D'INTERVALLE ET ESTIMATION DU RISQUE SYSTÉMATIQUE À LA BOURSE DE BRUXELLES

Albert CORHAY

*Université de Liège (Belgique)
et Université du Limbourg (Pays-Bas)*

Utilisant l'ensemble des entreprises belges cotées à la Bourse de Bruxelles, cet article teste la méthode de Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz et Whitcomb d'ajustement du biais dans le bêta des entreprises dû à l'effet d'intervalle. Les résultats montrent que cette méthode, qui consiste à ajuster les betas des entreprises sur base du degré d'étroitesse de celles-ci, n'est utile que lorsque les rendements utilisés sont des rendements journaliers. Il apparaît de plus que même dans ce cas l'ajustement obtenu est à peine meilleur que celui obtenu par la méthode de Scholes et Williams.

Based on a comprehensive sample of domestic securities traded on the Brussels stock exchange, this paper tests the method of Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz and Whitcomb for adjusting the bias in the estimated betas due to the intervalling effect. The results reveal that the procedure, which consists in adjusting the estimated betas by differences in thinness, is mainly useful for a one-day differencing interval. It also appears that even in this case, the adjustment is hardly better than that obtained with Scholes and Williams's method.

INTRODUCTION

L'objectif de cet article est de tester une méthode d'ajustement du bêta ou risque systématique d'une entreprise lorsque les rendements sont calculés sur des intervalles courts. Un problème crucial lors de l'estimation du bêta concerne en effet le choix de la longueur de l'intervalle utilisé pour calculer les rendements. Ainsi Pogue et Solnik (1974) ont montré que la valeur estimée des bêtas d'entreprises appartenant à sept pays, dont la Belgique, dépend de la longueur de l'intervalle choisi. Il apparaît, par exemple, qu'un bêta, calculé à partir de rendements journaliers, est généralement sous-estimé pour les entreprises « étroites », c'est-à-dire ayant une petite valeur de capitalisation et un faible volume d'échange, alors qu'il est sur-estimé pour les entreprises à forte valeur de capitalisation. Cet effet, qui est appelé effet d'intervalle sur le bêta, a préoccupé des chercheurs, et plusieurs méthodes visant à corriger la valeur du bêta ont été proposées.

Les premiers modèles visant à corriger ce biais dû à l'effet d'intervalle dans l'estimation du bêta furent proposés par Scholes et Williams (1977) et Dimson (1979). Ces deux modèles attribuent le biais à la faible fréquence d'échange des titres. Le bêta est obtenu en faisant la somme des coefficients des pentes d'une régression linéaire multiple, avec comme variable dépendante les rendements observés des entreprises et comme variable indépendante les rendements du marché, synchrones ou décalés, de façon à éviter le problème d'autocorrélation entre les deux séries de rendements. Au-delà de la difficulté d'obtenir des rendements parfaitement synchrones, ces deux modèles ont le désavantage de ne pas prendre en considération le biais causé par la friction dans le processus d'échange d'un titre. En effet, selon Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz et Whitcomb (CHMSW) (1980), le délai nécessaire pour que le prix d'une action s'ajuste suite à l'apparition d'une information, est lié à l'« étroitesse » d'une action ; les entreprises « étroites » ont un délai d'ajustement plus long que les grandes entreprises ayant un volume d'échange élevé. L'échange peu fréquent de titres, ou plus généralement le délai d'ajustement du prix des titres, génère une corrélation croisée entre les rendements des titres, et de là une autocorrélation dans les rendements de l'index du marché, puisque celui-ci est une moyenne des premiers.

La relation entre la valeur d'un bêta et la longueur de l'intervalle a été établie en 1980 par Hawawini, et en 1983, CHMSW ont présenté une procédure visant à corriger le biais dans l'estimation des coefficients betas dû à l'effet d'intervalle. Elle consiste à ajuster la valeur du bêta estimé d'une action pour des intervalles courts par une mesure de l'impact de l'effet d'intervalle sur le bêta de cette action. Une hypothèse essentielle dans leur modèle est que lorsque la longueur de l'intervalle utilisée pour calculer les rendements s'accroît, le coefficient bêta d'une entreprise converge asymptotiquement vers sa vraie valeur. La méthode consiste dès lors à utiliser les différences de convergence entre les bêtas des titres pour déterminer une relation entre l'effet d'intervalle et une mesure de l'« étroitesse » de ces titres, relation qui permet par après de calculer l'amplitude de l'ajustement. La valeur de capitalisation d'un titre, mesure approximative de l'« étroitesse » de ce titre, est à cet égard une variable instrumentale toute indiquée pour mesurer les différences d'impact de l'effet d'intervalle entre actions. Cette procédure a été utilisée par CHMSW en 1983 pour déterminer le bêta de 50 actions de la Bourse de New York et par Fung, Schwartz et Whitcomb (FSW) en 1985 pour 52 actions françaises.

Notre objectif dans cet article est de tester la procédure d'ajustement de CHMSW sur un échantillon d'entreprises belges plus large que les échantillons utilisés dans les deux études précédentes et sur plusieurs périodes. Différentes variables instrumentales représentant l'« étroitesse » des entreprises sont aussi utilisées dans les tests. L'ajustement obtenu par la méthode de CHMSW sera ensuite comparé à celui obtenu par celle de Scholes et Williams.

II. ÉCHANTILLON ET MÉTHODOLOGIE

1) *L'échantillon*

L'échantillon que nous utilisons dans cette étude comprend les rendements quotidiens de 250 entreprises belges cotées sur le marché au comptant de la Bourse de Bruxelles, ce qui représente, en valeur de capitalisation, pratiquement l'entièreté du marché au comptant de Bruxelles. La période utilisée s'étend sur neuf ans, du 1^{er} janvier 1977 au 31 décembre 1985. Les rendements, 2213 pour toute la période, sont des rendements composés, ils sont égaux au logarithme de la différence entre prix successifs, $[\ln(P_t/P_{t-1})]$, ils sont ajustés pour les changements de capital et pour les distributions de dividendes. Les rendements de l'indice de marché que nous utilisons, quant à eux, sont égaux aux rendements du portefeuille, pondérés par la capitalisation boursière, des 250 entreprises de l'échantillon.

La période des neuf ans est divisée en trois sous-périodes de trois ans (1977-1979, 1980-1982, 1983-1985) comportant respectivement 738, 735 et 740 rendements journaliers. Afin d'éviter tout problème dans les tests dû à l'apparition ou à la disparition de certaine entreprises, seules les entreprises présentes sur toute une sous-période ont été sélectionnées, ce qui a réduit la taille de l'échantillon pour les trois sous-périodes à 153, 180 et 164 entreprises.

2) *Méthodologie*

La procédure d'ajustement de CHMSW, qui se décompose en trois étapes, se base sur deux hypothèses. La première de ces hypothèses est que les rendements réels d'un titre i sont générés par le modèle de marché,

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

tandis que la seconde est que le bêta estimé au moyen de la régression linéaire simple (1) converge asymptotiquement vers sa vraie valeur lorsque la longueur de l'intervalle utilisé dans le calcul des rendements augmente,

$$\beta_i = \lim_{\substack{L \rightarrow \infty \\ T \rightarrow \infty}} \beta_i(L) \quad (2)$$

où $\beta_i(L)$ est l'estimateur des moindres carrés pour un intervalle de longueur L et T est le nombre d'observations pour la période.

Etant donné que le nombre d'observations ne peut être accru indéfiniment et que la valeur de β_i n'est pas nécessairement stable dans le temps, CHMSW proposent d'estimer le bêta asymptotique β_i en deux étapes. Dans une première étape, des coefficients bêtas ${}_1\hat{\beta}_{iL}$ sont estimés pour chaque entreprise au moyen d'une régression linéaire simple pour un nombre fini K de différentes longueurs d'intervalle des rendements.

$$R_{iLt} = {}_1\hat{\alpha}_{iL} + {}_1\hat{\beta}_{iL}R_{mLt} + {}_1\hat{\varepsilon}_{iLt} \quad (3)$$

pour $\forall L \in [1, \dots, K]$ et $\forall t \in [1, \dots, T]$

où R_{iLt} et R_{mLt} sont respectivement les rendements du titre i et du marché pour un intervalle de L jours. Le préfixe 1 dans l'équation (3) indique que les paramètres et les résidus de la régression ont été calculés à la première étape.

Avant d'aller plus loin dans la procédure de CHMSW, nous devons apporter à celle-ci une modification proposée par Corhay (1989) visant à éliminer tout phénomène saisonnier dans l'estimation du bêta. Corhay a en effet montré que la manière dont sont juxtaposés les rendements journaliers pour obtenir des rendements sur des intervalles plus longs a un impact sur la valeur des coefficients obtenus par l'équation (3). Ainsi, par exemple, il apparaît qu'un bêta estimé à partir de rendements hebdomadaires calculés par différence entre les prix des lundis est généralement supérieur au bêta obtenu à partir des rendements calculés par différence entre les prix des vendredis. La correction consiste dès lors à utiliser la régression (3) L fois pour un intervalle de longueur L . On l'utilise une première fois avec des rendements sur L jours calculés à partir de la série complète des rendements journaliers. Ensuite, le premier rendement journalier de la série est éliminé, les rendements sur L jours sont recalculés avec les observations restantes et un second bêta est estimé. La procédure est répétée L fois pour un intervalle de longueur L ¹.

Si on tient compte de cette correction l'équation (3) peut être réécrite sous la forme :

$$R_{iLt} = {}_1\hat{\alpha}_{iLn} + {}_1\hat{\beta}_{iLn}R_{mLt} + {}_1\hat{\varepsilon}_{iLt} \quad (4)$$

pour $\forall L \in [1, \dots, K]$, $\forall t \in [1, \dots, T]$ et $\forall n \in [1, \dots, L]$

Un bêta moyen ${}_1\bar{\beta}_{iL}$ peut alors être calculé pour chaque longueur d'intervalle L :

$${}_1\bar{\beta}_{iL} = \sum_{n=1}^L {}_1\hat{\beta}_{iLn} / L \quad (5)$$

Ces bêtas moyens sont utilisés à leur tour dans une seconde étape pour mesurer l'impact de l'effet d'intervalle sur le bêta de chaque titre, ainsi que pour déterminer la valeur du bêta asymptotique. Ceux-ci sont obtenus en régressant les bêtas moyens d'un titre sur une fonction $f(L)$ de la longueur d'intervalle :

$${}_1\bar{\beta}_{iL} = {}_2\hat{\beta}_i + {}_2\hat{\gamma}_i f(L) + {}_2\hat{v}_{iL} \quad (6)$$

où ${}_2\hat{\beta}_i$ est la valeur estimée du bêta asymptotique β_i , et ${}_2\hat{\gamma}_i$ est une estimation de l'impact de l'effet d'intervalle sur le bêta du titre i . Le préfixe 2 dans l'équation (6) indique que les paramètres et les résidus de la régression ont été calculés lors de la deuxième étape. Selon CHMSW la fonction $f(L)$ doit être définie de manière à ce que l'équation (6) converge vers une asymptote et

1. Le fait de supprimer $L-1$ rendements de la série des rendements journaliers diminue le nombre de rendements de longueur L d'une unité seulement.

que la différence entre la variable dépendante et l'asymptote décroisse avec la longueur de l'intervalle. Toute fonction inverse de la longueur de l'intervalle satisfaisant à ces conditions, il faut déterminer celle qui s'adapte le mieux à la distribution des bêtas moyens. Dans leur étude CHMSW ont simplement utilisé l'inverse de la longueur de l'intervalle, L^{-n} . La valeur de n est également déterminée expérimentalement; elle doit être positive et elle doit produire le meilleur ajustement linéaire entre les bêtas moyens d'un titre et $f(L)$. FSW, quant à eux, utilisèrent deux fonctions additionnelles, $\ln(1 + L^{-n})$ et $\exp(-L^{-n})$, et dans leur cas la fonction $\ln(1 + L^{-n})$ a donné les meilleurs résultats.

Dans cette étude, nous avons également testé différentes fonctions inverses de L , c'est-à-dire, L^{-n} , $\ln(1 + L^{-n})$ et $\exp(-L^{-n})$, et tout comme pour les données françaises, la fonction $\ln(1 + L^{-n})$ s'est avérée la meilleure pour les données belges. Des valeurs de n allant de 0.1 à 2.0 ont été utilisées, et en moyenne le meilleur ajustement linéaire a été obtenu pour $n = 1.0$.

La méthode proposée par CHMSW utilise une relation entre l'effet d'intervalle sur le bêta des entreprises et une mesure de l'«étroitesse» de ces dernières. Une fois définie, cette relation peut par après être utilisée pour ajuster le bêta de toute entreprise qui a été estimé sur un intervalle court. Il suffit en effet de déterminer la valeur de la variable représentant la mesure de l'«étroitesse» de cette entreprise et d'employer cette relation pour calculer l'ajustement. Outre les études de CHMSW et FSW dont l'objectif était de déterminer et de tester la relation entre l'«étroitesse» d'une entreprise et l'effet d'intervalle sur son bêta, cette technique a été utilisée par McNish et Wood (1986) sur un autre échantillon de titres américains. Ceux-ci, ayant directement appliqué la relation entre l'ajustement et l'«étroitesse» estimée par CHMSW, n'ont cependant pas obtenu des résultats qui plaident en faveur de la méthode d'ajustement de CHMSW.

La relation entre l'effet d'intervalle sur le bêta d'une entreprise et une mesure représentative de l'«étroitesse» de cette entreprise est obtenue au moyen de la régression linéaire simple suivante,

$${}_2\hat{\gamma}_i = {}_3\hat{\theta}_1 + {}_3\hat{\theta}_2 f_i + {}_3\hat{\eta}_i \quad (7)$$

où f_i est une variable représentative de l'«étroitesse» des entreprises; les ${}_2\hat{\gamma}_i$, quant à eux, ont été estimés par l'équation (6). Le préfixe 3 dans l'équation (7) identifie les paramètres calculés lors de la troisième étape.

Différentes variables instrumentales peuvent être choisies pour représenter l'«étroitesse» des entreprises. Nous avons utilisé dans cette étude quatre variables: la valeur de capitalisation d'une entreprise, le volume de transaction exprimé en valeur et en nombre de titres échangés, et le degré de rotation des titres, mesuré par le rapport entre le volume échangé et le nombre de titres émis par l'entreprise. La valeur de capitalisation d'une entreprise est mesurée au milieu de chaque période, elle est égale au logarithme naturel de la valeur en bourse, exprimée en millions de francs belges, des titres émis par

l'entreprise. Les trois autres variables sont des moyennes calculées sur toute une période. Etant donné que les résultats obtenus par l'équation (7) sont généralement plus significatifs et plus cohérents sur l'ensemble des périodes lorsque la valeur de capitalisation est utilisée comme variable représentative de l'« étroitesse », et qu'ils ne diffèrent pas beaucoup de ceux obtenus avec les trois autres variables, nous limiterons la présentation aux résultats obtenus avec la première variable.

Il reste à déterminer la valeur des bêtas ajustés, ${}_2\hat{\beta}_i^*$, en remplaçant ${}_2\hat{\gamma}_i$ dans l'équation (6) par la partie de droite de l'équation (7), et en résolvant l'équation (6) pour ${}_2\hat{\beta}_i$. Il convient cependant, dans le but d'éviter des biais dans l'estimation dus à l'utilisation des mêmes données dans les équations (6) et (7), d'utiliser la méthode de Lachenbruch qui consiste à appliquer l'équation (7) pour chaque entreprise à son tour, en ayant pris soin d'éliminer cette entreprise de l'échantillon. La valeur du bêta ajusté d'une entreprise i pour un intervalle de rendement de longueur L est donc estimé par la relation suivante :

$${}_2\hat{\beta}_{iL}^* = {}_1\bar{\beta}_{iL} - ({}_3\hat{\theta}_{1i} + {}_3\hat{\theta}_{2i} f_i) f(L^{-n}) \quad (8)$$

où ${}_3\hat{\theta}_{1i}$ et ${}_3\hat{\theta}_{2i}$ sont les paramètres estimés par l'équation (7) lorsque l'entreprise i est exclue de l'échantillon.

La qualité de l'ajustement obtenu en appliquant l'équation (8) peut être jugée en calculant la moyenne des carrés des écarts entre les bêtas asymptotiques et les bêtas ajustés, c'est-à-dire :

$$\text{MSE}(\beta) = \sum_{i=1}^s ({}_2\hat{\beta}_{iL}^* - {}_2\hat{\beta}_i)^2 / s \quad (9)$$

où s est égal au nombre d'entreprises présentes sur une période.

A des fins de comparaison, nous avons également calculé la moyenne des carrés des écarts entre les bêtas asymptotiques et les bêtas non ajustés ${}_1\bar{\beta}_{iL}$, et entre les bêtas asymptotiques et ceux estimés par la méthode de Scholes et Williams, $\hat{\beta}_{iL}^{sw}$, avec

$$\hat{\beta}_{iL}^{sw} = \frac{\beta_{iL}^- + \beta_{iL} + \beta_{iL}^+}{1 + 2p_{mL}} \quad (10)$$

où β_{iL}^- et β_{iL}^+ sont les coefficients beta obtenus lorsque les rendements, calculés sur un intervalle de longueur L , sont respectivement décalés et avancés de une observation, et p_{mL} est le coefficient d'autocorrélation du premier ordre dans les rendements du marché.

III. LES RÉSULTATS EMPIRIQUES

Etant donné le nombre d'entreprises et le nombre de périodes utilisés dans cette étude, les résultats ne peuvent pas être présentés pour chaque entreprise individuellement. Nous avons préféré grouper les entreprises dans

10 portefeuilles, constitués sur base de la valeur de capitalisation des entreprises, et présenter les moyennes des résultats des entreprises de chaque portefeuille. Le nombre d'entreprises dans chaque portefeuille, ainsi que la valeur de capitalisation moyenne de chaque portefeuille sont donnés dans les tableaux².

1) Estimation des bêtas non ajustés

Les bêtas des titres ont été estimés au moyen de la régression linéaire (4) pour une longueur d'intervalle allant de 1 à 30 jours. Les résultats des trois périodes pour chacun des 10 portefeuilles et pour l'ensemble de l'échantillon figurent dans le tableau 1. Sont repris dans ce tableau la moyenne ${}_1\bar{\beta}_{iL}$, ainsi que l'écart type et la moyenne de la statistique du test de student des bêtas non ajustés ${}_1\hat{\beta}_{iLn}$, pour quelques longueurs d'intervalle³.

On peut observer dans ce tableau l'impact de la longueur d'intervalle des rendements sur l'estimation des coefficients bêtas. La valeur du coefficient bêta pour l'ensemble des titres croît avec la longueur de l'intervalle, l'accroissement étant de l'ordre de 129, 109 et 75% pour chacune des trois périodes considérées. La direction de l'effet d'intervalle est la même pour tous les portefeuilles, mais son amplitude est inversement liée à la taille des entreprises. L'accroissement du coefficient bêta varie de 0.5% à 25% pour le portefeuille composé des plus grandes entreprises, et de 388% à 542% pour le portefeuille des plus petites entreprises. Rappelons cependant que ces nombres sont des moyennes, et que certaines entreprises, tout particulièrement les petites, ont un beta négatif pour des intervalles de rendement très courts. Par ailleurs, la décroissance de la valeur du test de student en fonction de la longueur d'intervalle quelle que soit la taille des entreprises se justifie par le fait que le nombre d'observations diminue rapidement lorsqu'on augmente la longueur de l'intervalle.

En ce qui concerne les écart types $\sigma({}_1\hat{\beta}_{iLn})$, ceux-ci révèlent que la valeur des coefficients bêtas non ajustés pour une longueur d'intervalle L donnée dépend de la juxtaposition des rendements journaliers intervenant dans le calcul du rendement de longueur L , et ce quelle que soit la taille des entreprises. On notera toutefois que la volatilité des bêtas est en moyenne plus grande pour les petites entreprises, et qu'en général celle-ci a tendance à croître avec la longueur d'intervalle. On peut dès lors en conclure que le fait de calculer la moyenne des ${}_1\hat{\beta}_{iLn}$ pour chaque titre donne une meilleure estimation du bêta de ce titre quelle que soit la longueur d'intervalle.

2. Le nombre d'entreprises dans un portefeuille est égal à la partie entière du quotient de la division du nombre d'entreprises sur une période par le nombre de portefeuilles. S'il y a un reste, il est réparti entre le premier et le dernier portefeuille.

3. Les valeurs des coefficients bêtas obtenus pour les autres longueurs d'intervalle sont cohérentes par rapport à celles qui sont présentées dans le tableau 1.

TABLEAU I
Moyennes des bêtas non ajustés par portefeuille :
Période 1977-1979

Obs.	Val.	Capital		L = 1	2	3	5	10	15	20	25	30
1	17	14961	(1)	0.822	0.859	0.879	0.910	0.947	0.974	0.997	1.012	1.030
			(2)	0.00	0.05	0.09	0.10	0.11	0.13	0.14	0.15	0.19
			(3)	9.67	8.00	7.09	6.00	4.90	4.52	4.21	3.89	3.66
2	15	3659	(1)	0.607	0.706	0.784	0.878	0.946	0.972	0.991	1.039	1.078
			(2)	0.00	0.10	0.11	0.15	0.15	0.19	0.22	0.26	0.29
			(3)	4.54	4.30	4.10	3.90	3.51	3.30	3.07	2.93	2.75
3	15	1214	(1)	0.459	0.573	0.642	0.717	0.803	0.854	0.885	0.895	0.927
			(2)	0.00	0.11	0.15	0.13	0.15	0.19	0.24	0.28	0.29
			(3)	3.06	3.12	3.03	2.80	2.54	2.40	2.25	2.08	1.98
4	15	776	(1)	0.497	0.610	0.658	0.731	0.828	0.863	0.919	0.984	1.063
			(2)	0.00	0.10	0.16	0.18	0.21	0.24	0.28	0.29	0.33
			(3)	2.96	3.02	2.85	2.74	2.56	2.42	2.35	2.28	2.25
5	15	481	(1)	0.456	0.599	0.673	0.756	0.829	0.915	0.982	1.030	1.069
			(2)	0.00	0.15	0.15	0.19	0.21	0.21	0.33	0.35	0.37
			(3)	2.23	2.44	2.41	2.28	2.00	1.96	1.87	1.79	1.69
6	15	278	(1)	0.231	0.363	0.452	0.557	0.645	0.700	0.750	0.786	0.835
			(2)	0.00	0.15	0.17	0.20	0.25	0.30	0.33	0.41	0.40
			(3)	1.13	1.50	1.65	1.77	1.72	1.72	1.70	1.65	1.63
7	15	193	(1)	0.186	0.239	0.289	0.377	0.496	0.569	0.659	0.716	0.763
			(2)	0.00	0.09	0.15	0.20	0.19	0.22	0.32	0.29	0.43
			(3)	1.15	1.18	1.26	1.38	1.38	1.44	1.54	1.52	1.50
8	15	104	(1)	0.152	0.149	0.188	0.214	0.304	0.367	0.396	0.405	0.409
			(2)	0.00	0.12	0.17	0.19	0.21	0.22	0.30	0.33	0.32
			(3)	0.96	0.75	0.82	0.79	0.93	1.03	1.03	1.00	0.96
9	15	55	(1)	0.146	0.280	0.362	0.454	0.498	0.563	0.669	0.755	0.824
			(2)	0.00	0.18	0.19	0.20	0.24	0.26	0.30	0.33	0.44
			(3)	0.76	1.18	1.32	1.41	1.31	1.34	1.44	1.49	1.49
10	16	27	(1)	0.090	0.129	0.184	0.266	0.325	0.386	0.425	0.444	0.440
			(2)	0.00	0.16	0.16	0.23	0.27	0.30	0.36	0.40	0.49
			(3)	0.44	0.49	0.59	0.66	0.59	0.61	0.61	0.59	0.54
153	2328	(1)	0.369	0.454	0.514	0.588	0.664	0.717	0.768	0.807	0.844	

(1) ${}_1\bar{\beta}_{iL}$ (2) $\sigma({}_1\hat{\beta}_{iL})$ (3) $t({}_1\bar{\beta}_{iL})$

TABLEAU I
Moyennes des bêtas non ajustés par portefeuille :
Période 1980-1982

Obs.	Val.	Capital		1	2	3	5	10	15	20	25	30
1	18	11271	(1)	0.928	0.967	0.990	1.004	1.005	1.010	1.012	1.022	1.027
			(2)	0.00	0.04	0.07	0.08	0.08	0.10	0.11	0.11	0.12
			(3)	11.46	9.89	9.17	8.27	7.13	6.51	5.93	5.45	5.08
2	18	2456	(1)	0.734	0.809	0.852	0.908	0.943	0.958	0.972	0.985	0.987
			(2)	0.00	0.07	0.07	0.08	0.11	0.12	0.14	0.14	0.15
			(3)	7.63	7.29	6.97	6.54	5.82	5.37	4.99	4.62	4.32
3	18	867	(1)	0.491	0.572	0.622	0.684	0.737	0.760	0.782	0.798	0.810
			(2)	0.00	0.09	0.09	0.11	0.12	0.14	0.16	0.15	0.16
			(3)	4.27	4.37	4.35	4.27	3.99	3.77	3.57	3.31	3.17
4	18	428	(1)	0.372	0.450	0.508	0.594	0.701	0.723	0.746	0.769	0.770
			(2)	0.00	0.10	0.14	0.15	0.15	0.19	0.18	0.23	0.21
			(3)	2.66	2.88	2.96	3.07	3.09	2.94	2.86	2.73	2.60
5	18	242	(1)	0.273	0.307	0.351	0.421	0.556	0.634	0.697	0.762	0.807
			(2)	0.00	0.05	0.11	0.10	0.12	0.17	0.17	0.18	0.17
			(3)	2.22	2.12	2.19	2.31	2.64	2.74	2.76	2.75	2.73
6	18	157	(1)	0.122	0.175	0.216	0.277	0.331	0.377	0.410	0.455	0.490
			(2)	0.00	0.07	0.08	0.10	0.13	0.14	0.15	0.16	0.14
			(3)	0.83	1.08	1.24	1.38	1.41	1.47	1.42	1.41	1.41
7	18	101	(1)	0.142	0.181	0.228	0.300	0.399	0.444	0.495	0.554	0.582
			(2)	0.00	0.07	0.08	0.11	0.15	0.16	0.19	0.17	0.21
			(3)	1.20	1.34	1.47	1.64	1.85	1.89	2.02	2.11	2.16
8	18	56	(1)	0.065	0.086	0.114	0.153	0.221	0.270	0.328	0.382	0.431
			(2)	0.00	0.05	0.06	0.08	0.12	0.13	0.15	0.16	0.17
			(3)	0.65	0.71	0.82	0.95	1.16	1.26	1.43	1.53	1.61
9	18	36	(1)	0.110	0.162	0.203	0.251	0.327	0.395	0.463	0.542	0.597
			(2)	0.00	0.08	0.08	0.08	0.14	0.15	0.19	0.20	0.18
			(3)	1.03	1.21	1.33	1.39	1.50	1.58	1.69	1.79	1.86
10	18	14	(1)	0.064	0.079	0.102	0.160	0.272	0.312	0.348	0.385	0.411
			(2)	0.00	0.07	0.08	0.11	0.15	0.14	0.21	0.18	0.20
			(3)	0.52	0.54	0.61	0.80	1.08	1.07	1.08	1.08	1.09
180	1538		(1)	0.330	0.379	0.419	0.475	0.549	0.588	0.625	0.665	0.691

(1) ${}_1\bar{\beta}_{iL}$ (2) $\sigma({}_1\hat{\beta}_{iL})$ (3) $t({}_1\bar{\beta}_{iL})$

TABLEAU I
Moyennes des bêtas non ajustés par portefeuille :
Période 1983-1985

Obs.	Val.	Capital		1	2	3	5	10	15	20	25	30
1	18	21923	(1)	0.987	1.017	1.024	1.019	1.001	0.992	0.992	0.993	0.991
			(2)	0.00	0.07	0.06	0.08	0.09	0.08	0.09	0.12	0.12
			(3)	12.84	10.97	9.81	8.19	6.76	6.16	5.83	5.54	5.23
2	16	6099	(1)	0.790	0.847	0.891	0.939	0.982	0.976	0.963	0.958	0.951
			(2)	0.00	0.04	0.06	0.09	0.10	0.10	0.13	0.11	0.14
			(3)	8.42	7.78	7.32	6.46	5.67	5.24	4.92	4.68	4.47
3	16	2293	(1)	0.616	0.690	0.717	0.754	0.774	0.771	0.759	0.756	0.755
			(2)	0.00	0.06	0.09	0.10	0.10	0.13	0.12	0.13	0.17
			(3)	5.78	5.72	5.45	4.86	4.24	3.97	3.77	3.61	3.51
4	16	1231	(1)	0.358	0.459	0.530	0.640	0.776	0.827	0.846	0.872	0.892
			(2)	0.00	0.06	0.07	0.10	0.12	0.11	0.12	0.14	0.15
			(3)	3.19	3.55	3.69	3.80	3.85	3.79	3.68	3.67	3.63
5	16	699	(1)	0.367	0.457	0.512	0.591	0.680	0.718	0.736	0.745	0.749
			(2)	0.00	0.07	0.09	0.13	0.16	0.18	0.16	0.18	0.19
			(3)	2.63	2.79	2.83	2.76	2.68	2.63	2.55	2.42	2.30
6	16	439	(1)	0.203	0.228	0.269	0.365	0.535	0.580	0.593	0.599	0.608
			(2)	0.00	0.05	0.12	0.12	0.14	0.14	0.15	0.14	0.19
			(3)	1.67	1.65	1.77	2.04	2.50	2.51	2.49	2.40	2.40
7	16	245	(1)	0.164	0.214	0.247	0.347	0.479	0.506	0.514	0.523	0.532
			(2)	0.00	0.08	0.06	0.12	0.13	0.15	0.16	0.15	0.20
			(3)	1.37	1.50	1.54	1.80	2.02	1.90	1.81	1.73	1.66
8	16	166	(1)	0.095	0.135	0.177	0.259	0.336	0.384	0.442	0.466	0.481
			(2)	0.00	0.07	0.08	0.13	0.13	0.17	0.16	0.21	0.22
			(3)	0.77	0.90	1.04	1.25	1.33	1.36	1.47	1.48	1.46
9	16	90	(1)	0.154	0.184	0.216	0.279	0.370	0.404	0.435	0.455	0.455
			(2)	0.00	0.10	0.08	0.11	0.13	0.16	0.17	0.21	0.21
			(3)	1.27	1.27	1.29	1.36	1.45	1.46	1.47	1.50	1.47
10	18	31	(1)	0.045	0.058	0.086	0.155	0.228	0.235	0.231	0.247	0.247
			(2)	0.00	0.09	0.11	0.15	0.18	0.22	0.20	0.26	0.27
			(3)	0.31	0.38	0.49	0.72	0.86	0.84	0.78	0.80	0.77
164	3508	(1)	0.381	0.431	0.469	0.536	0.616	0.639	0.650	0.660	0.665	

(1) $\bar{\beta}_{iL}$ (2) $\sigma(\bar{\beta}_{iL})$ (3) $t(\bar{\beta}_{iL})$

TABLEAU II
*Moyennes des bêtas asymptotiques
 et des effets d'intervalle par portefeuille*

Période	Port.	Obs.	Valeur	$2\hat{\beta}_i$	$t(2\hat{\beta}_i)$	$2\hat{\gamma}_i$	$t(2\hat{\gamma}_i)$	R^2
1977-1979	1	17	14961	0.99083	52.35	-0.29790	-3.39	0.638
	2	15	3659	1.02087	38.58	-0.67876	-5.88	0.589
	3	15	1214	0.88940	45.99	-0.71044	-8.34	0.621
	4	15	776	0.92443	31.93	-0.73361	-6.69	0.669
	5	15	481	0.97069	25.93	-0.86229	-5.36	0.580
	6	15	278	0.75663	24.61	-0.87442	-6.82	0.703
	7	15	193	0.62360	15.86	-0.83168	-4.41	0.585
	8	15	104	0.36918	9.45	-0.44658	-2.49	0.557
	9	15	55	0.64972	15.17	-0.84878	-4.48	0.523
	10	16	27	0.41083	14.23	-0.58389	-3.81	0.552
		153	2328	0.76134	27.65	-0.68107	-5.14	0.602
1980-1982	1	18	11271	1.02170	89.44	-0.12993	-3.86	0.698
	2	18	2456	0.98231	69.64	-0.38924	-6.18	0.637
	3	18	867	0.79049	54.33	-0.48593	-8.04	0.660
	4	18	428	0.75536	37.61	-0.65751	-6.82	0.671
	5	18	242	0.66838	23.04	-0.77578	-5.97	0.639
	6	18	157	0.40847	13.46	-0.51060	-3.73	0.539
	7	18	101	0.48452	18.94	-0.64288	-4.64	0.578
	8	18	56	0.30271	11.05	-0.47167	-2.95	0.447
	9	18	36	0.43940	17.67	-0.62181	-4.52	0.580
	10	18	14	0.33301	12.23	-0.53715	-2.43	0.518
		180	1563	0.61863	34.74	-0.52224	-4.91	0.597
1983-1985	1	18	21923	0.99899	94.20	0.01765	-1.54	0.595
	2	16	6099	0.98867	81.84	-0.29883	-3.56	0.559
	3	16	2293	0.78483	70.38	-0.23134	-4.54	0.543
	4	16	1231	0.86071	46.86	-0.86921	-9.74	0.848
	5	16	699	0.74536	38.26	-0.63460	-6.85	0.629
	6	16	439	0.59057	25.72	-0.74488	-6.63	0.714
	7	16	245	0.52495	26.96	-0.65713	-6.62	0.677
	8	16	166	0.41900	14.63	-0.59961	-3.71	0.488
	9	16	90	0.42506	26.53	-0.50847	-6.23	0.601
	10	18	31	0.24701	8.57	-0.37219	-3.08	0.544
		164	3508	0.65764	43.59	-0.48223	-5.18	0.618

2) *Calcul des bêtas asymptotiques et des effets d'intervalle*

Les résultats du modèle de régression (6) sont présentés dans le tableau II. Il ressort premièrement de ce tableau que les moyennes des bêtas asymptotiques ${}_2\hat{\beta}_i$ de chaque portefeuille sont toujours positives et statistiquement significatives au seuil de confiance de 5%. La comparaison avec le tableau I révèle ensuite que la valeur d'un beta asymptotique se situe entre les valeurs des bêtas non ajustés calculés sur base des rendements de 15 et de 20 jours. Il semble donc que la vraie valeur des bêtas soit atteinte pour des intervalles de longueur supérieure à trois semaines.

En ce qui concerne l'effet d'intervalle, mesuré par ${}_2\hat{\gamma}_i$, il est pratiquement toujours négatif et statistiquement significatif quel que soit le portefeuille, et son amplitude tend à être inversement liée à la taille des entreprises. Or, selon le modèle de CHMSW, les bêtas des titres d'entreprises plus « étroites » que la moyenne doivent avoir un effet d'intervalle positif, c'est-à-dire une pente ${}_2\hat{\gamma}_i$ négative, tandis que les titres d'entreprises plus large que la moyenne doivent avoir un effet d'intervalle négatif, donc une pente positive. Les valeurs des ${}_2\hat{\gamma}_i$ que nous obtenons ne sont pas cependant surprenantes étant donné la valeur de capitalisation très importante de quelques entreprises ayant un volume d'échange élevé. Leur impact est tel que la valeur de capitalisation moyenne pour le marché est supérieure à celle de toutes les autres entreprises. Il est donc normal de trouver un effet d'intervalle négatif pour ces dernières.

3) *Relation entre effet d'intervalle et « étroitesse » des entreprises et calcul des bêtas ajustés*

L'estimation de la relation entre effet d'intervalle et « étroitesse » des entreprises est obtenue par l'équation (7), c'est-à-dire en régressant en coupe instantanée l'effet d'intervalle, estimé lors de l'étape précédente, sur chacune des quatre variables instrumentales représentant l'« étroitesse » des entreprises. Pour éviter un biais statistique dû à l'échantillonnage, nous avons appliqué la méthode de Lachenbruch, et de ce fait avons obtenu autant de relations entre effet d'intervalle et « étroitesse » des entreprises qu'il y a d'entreprises. Les résultats pour les dix portefeuilles sont cependant très semblables; généralement, les différences entre paramètres estimés des portefeuilles n'excèdent jamais cinq pourcents. C'est pourquoi seuls les résultats pour l'ensemble de l'échantillon des trois périodes sont présentés dans le tableau III.

La relation entre effet d'intervalle et valeur de capitalisation des entreprises est conforme à ce que nous attendions. L'ordonnée à l'origine est négative et le coefficient de la pente est positif. Cela signifie que les entreprises à faible valeur de capitalisation ont un effet d'intervalle positif, leur beta augmente avec la longueur de l'intervalle de rendement, tandis que les grandes entreprises ont un effet d'intervalle négatif. Il faut toutefois remarquer que, tout comme dans l'étude sur les données françaises, les valeurs du test de student sur les paramètres estimés sont moins élevées que dans l'étude de CHMSW. La valeur

du test de student sur le coefficient de la pente obtenu pour la période 1977-1979, ainsi que le F-test de la régression pour cette même période ne sont pas par ailleurs statistiquement différents de zéro au seuil de confiance de 5%. De plus nous constatons que les R^2 sont très faibles, la valeur de capitalisation n'explique même pas six pourcents de la variance de l'effet d'intervalle dans le meilleur des cas.

TABLEAU III
*Relation entre effet d'intervalle et « étroitesse » des entreprises**

Période	$\hat{\theta}_{1k}$	$t(\hat{\theta}_{1k})$	$\hat{\theta}_{2k}$	$t(\hat{\theta}_{2k})$	R^2	F-test	DW	
1977-1979	(1)	-1.1283	<u>-2.79</u>	0.0346	1.16	0.008	1.245	2.041
	(2)	-1.2442	<u>-2.68</u>	0.0544	1.22	0.010	1.489	2.091
	(3)	-1.3806	-1.81	0.0397	0.92	0.006	0.847	2.050
	(4)	-0.7149	<u>-8.13</u>	0.2187	0.51	0.002	0.262	2.050
1980-1982	(1)	-1.3555	<u>-4.94</u>	0.0673	<u>3.07</u>	0.050	<u>9.466</u>	1.539
	(2)	-0.7154	<u>-2.50</u>	0.0189	0.68	0.003	0.465	1.577
	(3)	-1.0798	<u>-2.50</u>	0.0324	1.30	0.009	1.682	1.555
	(4)	-0.3093	<u>-5.46</u>	-1.2822	<u>-5.29</u>	0.136	<u>28.010</u>	1.661
1983-1985	(1)	-1.3920	<u>-4.81</u>	0.0682	<u>3.18</u>	0.059	<u>10.104</u>	1.791
	(2)	-1.4742	<u>-4.99</u>	0.0916	<u>3.39</u>	0.066	<u>11.517</u>	1.791
	(3)	-1.3904	<u>-2.97</u>	0.0491	1.95	0.023	<u>3.786</u>	1.817
	(4)	-0.3699	<u>-5.49</u>	-0.4760	<u>-2.13</u>	0.027	<u>4.535</u>	1.827

* Les valeurs des t -test et des F -tests qui sont significatives au seuil de confiance de 5% sont soulignées.

(1) Valeur de capitalisation

(2) Volume de transaction

(3) Valeur du volume de transaction

(4) Volume de transaction/nombre d'actions émises

Quant aux autres variables instrumentales, les résultats obtenus avec le volume de transaction et sa valeur sont cohérents avec ceux obtenus pour la valeur de capitalisation. Les valeurs des tests statistiques sont cependant moins souvent statistiquement significatives. Enfin, concernant la variable volume de transaction sur le nombre de titres émis, on n'observe pas de cohérence dans le signe de la pente pour les trois périodes et les valeurs des tests statistiques ne sont pas systématiquement supérieures aux valeurs obtenues pour les trois autres variables. Il nous apparaît donc que la valeur de capitalisation des entreprises est la variable instrumentale qui dans l'ensemble donne les meilleurs, ou plutôt les moins mauvais, résultats. Nous avons par conséquent utilisé les résultats obtenus pour cette variable pour déterminer la valeur des bêtas ajustés.

Les bêtas ajustés des titres ont été calculés au moyen de la relation (8), et les valeurs moyennes des 10 portefeuilles se trouvent dans le tableau IV. Il apparaît à la vue de ce tableau que l'ajustement n'est que partiel, puisqu'il subsiste quelque biais dans les bêtas ajustés. Un examen plus détaillé du tableau révèle même que l'ajustement obtenu pour un intervalle de rendement de un jour produit des bêtas légèrement supérieurs aux bêtas asymptotiques.

4) Comparaison des ajustements

La moyenne des écarts au carré entre bêtas asymptotiques et bêtas estimés, c'est-à-dire, les bêtas non ajustés, les bêtas ajustés par la méthode de CHMSW et ceux ajustés par la méthode de Scholes et Williams, figurent dans le tableau V pour un intervalle de rendement allant de 1 à 15 jours. On remarque que la moyenne des écarts au carré des bêtas ajustés par la méthode de CHMSW est toujours inférieure à celle des bêtas non ajustés, quelle que soit la longueur de l'intervalle, tandis que la moyenne des écarts au carré pour les bêtas estimés par la méthode Scholes et Williams n'est inférieure à celle des bêtas non ajustés que pour un intervalle inférieur à neuf jours. Enfin, s'il apparaît que l'ajustement obtenu par la méthode de CHMSW est légèrement supérieur à celui obtenu par la méthode de Scholes et Williams pour un intervalle de rendement de un jour, la situation est renversée pour les longueurs d'intervalle de deux à huit jours. On peut donc en conclure au vu de ces résultats que le beta estimé par la méthode de CHMSW n'est vraiment utile que pour un intervalle de rendement de un jour. Pour un intervalle supérieur, mais toujours inférieur à neuf jours, on a intérêt à utiliser le beta de Scholes et Williams. Enfin, concernant les intervalles plus longs, aucun ajustement n'est vraiment nécessaire.

IV. CONCLUSION

L'effet d'intervalle sur la valeur estimée des bêtas des entreprises est un phénomène assez connu en finance, mais pour lequel il n'existe pas encore de méthode d'ajustement parfaitement adéquate. Néanmoins, une méthode attrayante et pouvant *a priori* être satisfaisante à cet égard est celle proposée par Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz et Whitcomb. Elle vise à ajuster le bêta d'un titre, qui a été estimé au moyen d'un modèle de régression linéaire simple, par une mesure de l'impact de l'effet d'intervalle sur ce bêta, mesure dépendant de l'« étroitesse » de ce titre. Cette mesure de l'impact est obtenue en plusieurs étapes, et elle nécessite l'utilisation d'une variable instrumentale représentant l'« étroitesse » d'un titre. Les titres belges de la Bourse de Bruxelles figurant certainement parmi les plus « étroits », il nous est apparu opportun de tester cette méthode sur un échantillon de titres belges.

Les résultats des modèles de régression linéaire simple ont mis en évidence dans cette étude l'impact de l'effet d'intervalle sur la valeur estimée des bêtas. L'effet est important, tout particulièrement en ce qui concerne les entreprises

TABLEAU IV
Moyenne des bêtas ajustés par portefeuille

Période	Portef.	Obs.	L = 1	2	3	5	10	15	20	25	30
1977-1979	1	17	1.222	1.093	1.046	1.016	1.002	1.011	1.025	1.035	1.049
	2	15	1.028	0.953	0.959	0.989	1.004	1.011	1.021	1.063	1.098
	3	15	0.906	0.835	0.827	0.834	0.865	0.896	0.916	0.920	0.948
	4	15	0.954	0.877	0.847	0.851	0.890	0.906	0.951	1.010	1.084
	5	15	0.924	0.873	0.867	0.879	0.894	0.958	1.015	1.056	1.091
	6	15	0.712	0.644	0.652	0.683	0.711	0.745	0.784	0.813	0.858
	7	15	0.677	0.526	0.492	0.505	0.563	0.614	0.694	0.744	0.786
	8	15	0.660	0.446	0.399	0.347	0.373	0.414	0.432	0.434	0.433
	9	15	0.666	0.584	0.578	0.591	0.570	0.611	0.705	0.785	0.848
	10	16	0.638	0.450	0.412	0.410	0.400	0.437	0.464	0.475	0.466
		153	0.842	0.731	0.710	0.713	0.729	0.762	0.801	0.834	0.866
1980-1982	1	18	1.128	1.084	1.073	1.057	1.033	1.028	1.026	1.033	1.037
	2	18	0.993	0.960	0.960	0.976	0.978	0.982	0.991	0.999	0.999
	3	18	0.793	0.748	0.747	0.764	0.778	0.788	0.804	0.815	0.824
	4	18	0.707	0.646	0.648	0.682	0.747	0.754	0.770	0.788	0.786
	5	18	0.634	0.518	0.501	0.516	0.606	0.667	0.723	0.782	0.824
	6	18	0.504	0.399	0.375	0.378	0.384	0.412	0.437	0.476	0.508
	7	18	0.544	0.416	0.395	0.406	0.454	0.481	0.523	0.576	0.601
	8	18	0.496	0.338	0.293	0.267	0.280	0.310	0.359	0.406	0.452
	9	18	0.561	0.426	0.391	0.370	0.389	0.437	0.495	0.567	0.619
	10	18	0.565	0.373	0.310	0.292	0.341	0.359	0.383	0.413	0.434
		180	0.693	0.591	0.569	0.571	0.599	0.622	0.651	0.686	0.708
1983-1985	1	18	1.171	1.124	1.100	1.067	1.026	1.009	1.005	1.004	1.000
	2	16	1.018	0.981	0.986	0.999	1.013	0.997	0.979	0.971	0.962
	3	16	0.890	0.850	0.831	0.826	0.812	0.797	0.778	0.772	0.768
	4	16	0.659	0.634	0.655	0.719	0.817	0.855	0.867	0.889	0.906
	5	16	0.695	0.649	0.649	0.678	0.725	0.749	0.759	0.763	0.765
	6	16	0.553	0.432	0.414	0.457	0.583	0.613	0.617	0.618	0.624
	7	16	0.541	0.435	0.404	0.446	0.531	0.541	0.541	0.545	0.550
	8	16	0.492	0.367	0.342	0.364	0.390	0.421	0.470	0.488	0.500
	9	16	0.581	0.434	0.393	0.392	0.429	0.444	0.465	0.479	0.476
	10	18	0.531	0.343	0.288	0.283	0.295	0.280	0.265	0.274	0.270
		164	0.717	0.627	0.608	0.624	0.662	0.670	0.674	0.679	0.681

à faible valeur de capitalisation, et il tend à disparaître lorsqu'on augmente la longueur de l'intervalle. Notre étude, tout comme celle réalisée par CHMSW pour des titres américains et par Fung, Schwartz et Whitcomb pour des titres français, a montré que la méthode de CHMSW permet de corriger le biais dans

TABLEAU V
Moyenne des écarts au carré entre bêtas asymptotiques
et bêtas estimés

	1977-1979			1980-1982			1983-1985		
	$\bar{\beta}_{iL}$	$\hat{\beta}_{iL}^*$	$\hat{\beta}_{iL}^{sw}$	$\bar{\beta}_{iL}^*$	$\hat{\beta}_{iL}^*$	$\hat{\beta}_{iL}^{sw}$	$\bar{\beta}_{iL}$	$\hat{\beta}_{iL}^*$	$\hat{\beta}_{iL}^{sw}$
1	0.302	0.161	0.166	0.175	0.098	0.110	0.160	0.088	0.103
2	0.208	0.117	0.072	0.129	0.070	0.051	0.120	0.067	0.038
3	0.151	0.094	0.032	0.098	0.058	0.022	0.089	0.053	0.013
4	0.112	0.075	0.021	0.073	0.046	0.011	0.063	0.040	0.008
5	0.083	0.056	0.017	0.055	0.035	0.007	0.043	0.029	0.007
6	0.064	0.043	0.013	0.042	0.027	0.005	0.030	0.020	0.006
7	0.048	0.032	0.013	0.031	0.020	0.004	0.020	0.014	0.005
8	0.036	0.024	0.017	0.024	0.015	0.005	0.014	0.010	0.005
9	0.029	0.019	0.026	0.018	0.011	0.010	0.010	0.008	0.008
10	0.024	0.015	0.035	0.013	0.008	0.022	0.007	0.006	0.011
11	0.019	0.012	0.049	0.010	0.006	0.039	0.005	0.004	0.014
12	0.014	0.009	0.075	0.008	0.005	0.063	0.003	0.003	0.017
13	0.011	0.007	0.102	0.006	0.003	0.094	0.003	0.002	0.020
14	0.008	0.005	0.142	0.004	0.002	0.124	0.002	0.001	0.024
15	0.005	0.003	0.189	0.002	0.001	0.147	0.001	0.001	0.027

l'estimation des bêtas. Mais il est apparu également lors d'une comparaison avec la méthode d'ajustement de Scholes et Williams, que la méthode de CHMSW n'est vraiment utile que lorsqu'on utilise des rendements journaliers. Dès lors, dans la mesure où cette méthode nécessite plus de calculs que la méthode d'ajustement de Scholes et Williams, on peut douter de son utilité, même dans le cas de rendements journaliers.

RÉFÉRENCES

- COHEN K.J., HAWAWINI G.A., MAIER S.F., SCHWARTZ R.A. et WHITCOMB D.K. (1980) «Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behavior». *The Journal of Finance*, 35, 249-257.
- COHEN K.J., HAWAWINI G.A., MAIER S.F., SCHWARTZ R.A. et WHITCOMB D.K. (1983) «Estimating and Adjusting for the Intervalling Effect Bias in Beta», *Management Science*, 29, 135-148.
- COHEN K.J., HAWAWINI G.A., MAIER S.F., SCHWARTZ R.A. et WHITCOMB D.K. (1983) «Friction in the Trading Process and the Estimation of Systematic Risk», *Journal of Financial Economics*, 12, 263-278.
- COHEN K.J., HAWAWINI G.A., MAIER S.F., SCHWARTZ R.A. et WHITCOMB D.K. (1986) *The Microstructure of Securities Markets*, Prentice-Hall, New Jersey.
- CORHAY A. (1989) «Essays in Financial Economics : Return Seasonalities and Systematic Risk Estimation on the Brussels Stock Exchange», dissertation doctorale, Université de Cambridge, Angleterre.

- DIMSON E. (1979) «Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading», *Journal of Financial Economics*, 7, 197-226.
- DIMSON E (1988) *Stock Market Anomalies*, Cambridge University Press, Cambridge.
- FOWLER D.J. et RORKE C.H. (1983) «Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading : Comment», *Journal of Financial Economics*, 12, 279-283.
- FUNG W.K.H., SCHWARTZ R.A. et WHITCOMB D.K. (1985) «Adjusting for the Intervalling Effect Bias in Beta : A test Using Paris Bourse Data», *Journal of Banking and Finance*, 9, 443-460.
- HAWAWINI G.A. (1980) «Intertemporal Cross-Dependence in Securities Daily Returns and the Short-Run Intervalling Effect on Systematic Risk», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15, 139-149.
- LACHENBRUCH P.A. (1967) «An Almost Unbiased Method of Obtaining Confidence Intervals for the Probability of Misclassification in Discriminant Analysis», *Biometrika*, 23, 639-645.
- MCINISH T.H. et WOOD R.A. (1986) «Adjusting for Beta Bias : An Assessment of Alternate Techniques : A Note», *The Journal of Finance*, 41, 277-286.
- PINDYCK R.S. et RUBINFELD D.L. (1986) *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, New York.
- POGUE G.A. et SOLNIK B.H. (1974) «The Market Model Applied to European Common Stocks : Some Empirical Results», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9, 917-944.
- SCHOLES M. et WILLIAMS J. (1977) «Estimating betas from Nonsynchronous Data», *Journal of Financial Economics*, 5, 309-327.
- STONHAM P. (1982) *Major Stock Market of Europe*, Gower Publishing Company.