

Optimale schatting van beta's in de minder liquide Belgische markt

A. Claes¹

M J.K. De Ceuster^{1,2}

I. Lagaert¹

Samenvatting

Deze paper toont aan dat Belgische aandelen getypeerd worden door een grote graad van illiquiditeit. OLS beta's worden in deze context voor dun verhandelde aandelen serieus onderschat. De aanpassing van Dimson resulteert zonder uitzondering in een stijging van de geschatte betas. Het optimaal aantal leads/lags blijkt in het algemeen lager te zijn dan de door de vuistregel gesuggereerde 2 leads en 2 lags. Wanneer we de gemiddelde beta's echter in detail bekijken stellen we vast dat de Dimson-beta's vrij ongevoelig zijn voor het al dan niet gebruiken van de optimale lead/lag structuur.

1. Inleiding

Ofschoon er in de jaren '90, door de ophefmakende paper van Fama & French (1992) een ganse discussie is losgebarsten over het nut van de CAP-M beta, blijft beta een veelvuldig gebruikte maatstaf om systematisch risico te kwantificeren. We zouden misschien graag veel beter doen door multifactormodellen op te bouwen op basis van macro-economische variabelen (zoals inflatieverwachtingen, verwachte groei, ...) of op basis van ondernemingsdata (bvb. B/M, marktkapitalisatie, P/E, momentum, ...) maar ook deze hebben geen universele draagkracht. Crombez (2001) bijvoorbeeld voerde testen uit om te controleren of multifactormodellen er in slagen benchmarks te creëren die op de efficiënte grens liggen, maar komt niet tot 100% eenduidige resultaten. Isakov (1999) toont zelfs aan dat het onderscheid tussen bull- en bear-

¹ Universiteit Antwerpen, UFSIA-Ruca Faculteit TEW, Prinsstraat 13, 2000 Antwerpen, België.

² Director of Risk Management Deloitte & Touche, Lange Lozanastraat 270, 2018 Antwerpen, België.
Email : mdeceuster@deloitte.be

markten cruciaal is bij het toetsen van de relevantie van beta. Beta blijft immers niet constant over de tijd met alle meetproblemen van dien.

Ondanks de (soms terecht) gespuide kritieken, blijven beta's in vele software pakketten opvraagbaar (bvb. Vision, Bloomberg, ...) of blijven zij een input waarmee verdere berekeningen kunnen uitgevoerd worden (bvb. RiskMetrics, portefeuille-optimizers, e.d.). Ook voor de bepaling van optimale hedge ratio's (zie Hull, 2000) bijvoorbeeld steken beta's al vlug de kop op.

Het schatten van beta's gebeurt standaard met een eenvoudige regressie op basis van kleinste kwadraten. Dit wil zeggen dat we voor de vergelijking

$$R_t^i = a + b_i R_t^m + e_t \quad (1)$$

α en β_i zoeken die het kwadraat van de (verticale) afwijkingen, ε , minimeren. De econometrische theorie hiervoor is netjes ontwikkeld en regressies zitten in elk respectabel rekenpakket standaard in. R_t^i staat in onze context voor het (procentuele) rendement op effect i . R_t^m symboliseert de rendementen op een representatieve marktindex. t duidt het tijdstip aan. De beta bekomen op basis van de kleinste kwadraten (Ordinary Least Squares) zullen we verder noteren als $\hat{b}^{OLS}$.

Toch schuilen er in deze zo verleidelijk eenvoudige aanpak vele gevaren.

- Vooreerst moeten we een index kiezen die de wereld van beleggingsopportuniteiten weergeeft. Traditioneel is het gekozen beleggingsuniversum niet zo groot. Men regresseert het aandelenrendement meestal op een lokale index die representatief is voor de markt. Stambaugh (1982) toonde aan dat beta's niet fundamenteel wijzigen als we ruimere indexen nemen.
- Indien echter de index voor het grootste deel vorm gegeven wordt door slechts enkele aandelen (bvb. Nokia in de HEX of Telefonica in de Braziliaanse index) hebben we als tweede probleem dat we de rendementen op zulke aandelen voor het grootste stuk verklaren door (regresseren op) zichzelf. Correcties hiervoor

werden voorgesteld door Woo, Cheung en Ho (1994). De Belgische markt is gelukkig niet zo geconcentreerd als de aangehaalde voorbeelden.

- Het berekenen van beta's kan gebeuren op basis van elke frequentie. Beleggingsanalysten gebruiken meestal 5 tot 7 jaar maandelijkse rendementen om tot een beta te komen. Bij risk management toepassingen daarentegen is het inschatten van beta's op dagbasis dan weer relevant. Wij zullen ons beperken tot deze laatste toepassingen. We zijn ons er echter van bewust dat de beta's die we rapporteren enkel voor deze doelstelling mogen gebruikt worden. Wil men de dagelijkse beta's naar maandelijkse beta's omrekenen, zal men expliciet moeten rekening houden met een 'intervalling effect' (Hawawini (1983), Brailsford en Josev (1997)).
- Een vierde probleem schuilt in de impact van liquiditeit op de beta-schatting. Scholes en Williams (1977) toonden immers aan dat beta's op liquide aandelen meestal overschat worden terwijl beta's op minder liquide aandelen onderschat worden. Liquiditeitsproblemen kunnen zich in verschillende gradaties uiten. Sommige aandelen worden immers niet dagelijks verhandeld of krijgen slechts één koers per dag. Anderen worden continu verhandeld en krijgen meerdere koersen daags. De index zal noodzakelijkerwijze opgebouwd worden op basis van koersen waartegen de laatste handel plaats vond. Dit garandeert echter geen synchrone koersen. Men spreekt dan ook in de minder stringente gevallen van illiquiditeit van niet-synchrone handel. De Belgische beurs staat niet bekend om haar immens liquide karakter. Ruwweg 80% van de handel gebeurt in Bel-20 aandelen wat de hoge concentratiegraad van de handel aantoont. Binnen de Euronext 100, die de Europese large caps weerspiegelt, treffen we slechts 9 Belgische aandelen aan. 14 aandelen behoren tot de Next 150. Rekening houden met potentiële liquiditeitsproblemen lijkt dus voor Belgische aandelen nog steeds een must.

Deze bijdrage zal uitsluitend op dit laatste probleem ingaan. We zullen nagaan of en hoe aan de hand van een Dimson correctie tot 'betere' beta's kan gekomen worden. We structureren de rest van de paper dan ook als volgt. In sectie 2 worden Dimson's aanpassingen aan de standaard schattingsmethode beschreven. Sectie 3 beschrijft de data die we gebruiken. Tenslotte (sectie 4) evalueren we de verkregen schattingen op

basis van het model dat de beste verklaringskracht geeft. Een conclusie sluit deze bijdrage af.

2. De Dimson-schatter

Daar niet-synchrone handel en illiquiditeit de beta's - die we op basis van een eenvoudige regressie (kleinste kwadraten, i.e. β_i^{OLS}) bekomen - naar beneden toe vertekenen, dienen voor illiquide aandelen andere econometrische technieken gebruikt te worden. Dimson (1979) werkte een alternatieve methode uit die in staat blijkt dit probleem op te vangen. Deze methode houdt rekening met de mogelijke informatie die vervat zit in vertraagde (lags) en vooruitlopende (leads) rendementen. Vandaar dat het rendement van een aandeel op een bepaald moment t niet alleen geregresseerd wordt ten opzichte van het marktrendement op t maar ook op een aantal leads (q) en lags (p) van diezelfde marktreturn.

Dit geeft volgende formule voor de berekening van de return van een aandeel i op een bepaald moment t :

$$R_t^i = a_i + \sum_{i=-p}^q b_i R_{t-i}^m + e_t \quad (2)$$

De Dimson schatting van de beta van het aandeel i is eenvoudigweg de som van de vertraagde, gelijktijdige en de vooruitlopende regressie beta's:

$$\hat{\beta}_i = \sum_{i=-p}^q \beta_i \quad (3)$$

De enige resterende vraag is hoeveel parameters dienen opgenomen te worden om een 'optimale' schatting van de beta te bekomen. In praktijk wordt voor dagelijkse data vaak gesuggereerd dat het opnemen van twee lags en twee leads van het marktrendement voldoende accurate resultaten geeft (Bollen, Brooks en Faff, 2001). Dit levert dan de volgende formule op voor de berekening van de Dimson-beta:

$$\hat{\beta}_i^{\text{DIM}} = \sum_{i=-2}^2 \beta_i \quad (4)$$

Daar de liquiditeit van de verschillende aandelen echter zeer sterk verschilt, lijkt de voorgestelde vuistregel echter vrij arbitrair. In wat volgt gaan we op basis van een uitgebreide steekproef van Belgische aandelen na wat de 'optimale' lead en lag structuur is. Optimaal zullen we definiëren op basis van een econometrisch informatie-criterium - het Akaike criterium - dat vaak gebruikt wordt om tot een modelkeuze te komen. De geschatte beta die volgens het Akaike informatiecriterium optimaal is zullen we noteren als $\hat{b}^{AIC}$.

3. Data

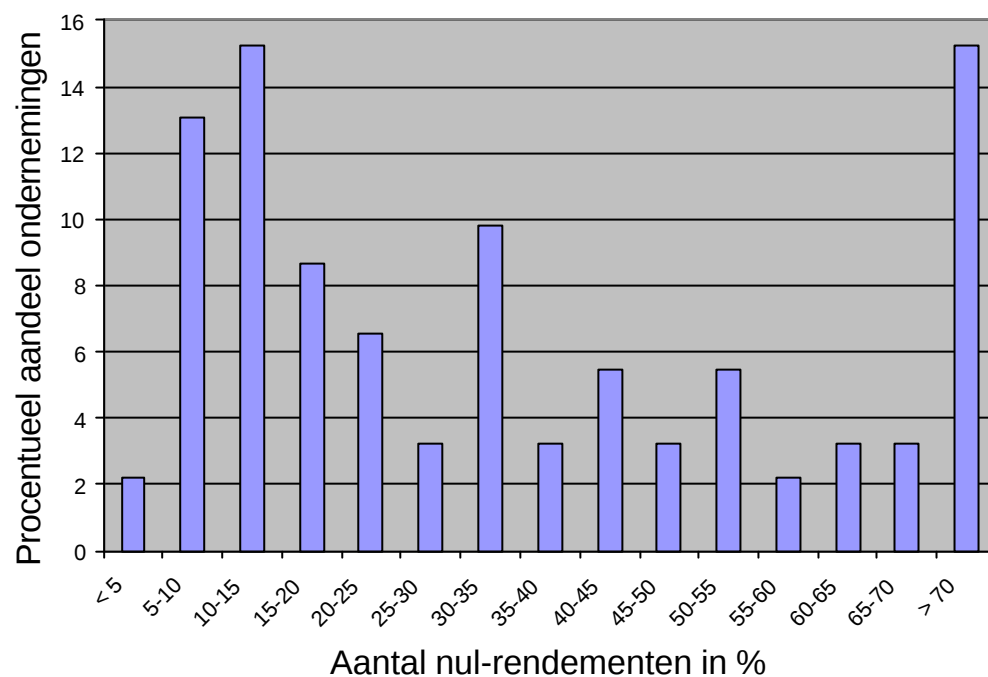
Voor alle ondernemingen die van 16 december 1997 tot 17 oktober 2001 noteerden op het continu en fixing segment van Euronext Brussel werden dagelijkse rendementen en marktkapitalisatiegegevens verzameld voor de hoofdlijnen (dus bijvoorbeeld niet de VVPR-strips) op basis van DATASTREAM. Voor de berekening van rendementen hebben we bij voorkeur gebruik gemaakt van de rendementsindexen. Indien geen rendementsindex voorhanden was, hebben we de prijsindex genomen om een zo groot mogelijke steekproef te verkrijgen. Op basis van de gestelde criteria konden we 92 aandelen analyseren.

Wat de keuze van de marktindex betreft, hebben we zowel de marktgewogen Belgian All Shares Index (verder afgekort als BAS) genomen alsook een zelf geconstrueerde gelijkgewogen index (verder EW). Deze laatste index heeft als voordeel dat het rekenkundig gemiddelde van de gerapporteerde beta's door constructie 1 is.

Om een eerste idee te krijgen van de illiquiditeit van de Belgische markt, rapporteren we in figuur 1 een histogram van het aantal nul-rendementen. Wellicht overschat deze maatstaf de graad van illiquiditeit omdat een nulrendement ook kan gerealiseerd worden als er aan dezelfde prijs van de voorgaande dag gehandeld is. Het beeld dat we krijgen is echter onthutsend. Slechts 2.17% van de ondernemingen heeft minder dan 5% nulrendementen. 30% van de ondernemingen realiseert op meer dan de helft

van de dagen een nulrendement. 15.22% ondergaat zelfs op meer dan 70% van de dagen geen prijsverandering. Deze cijfers tonen aan dat de aandelen in onze dataset nog meer illiquiditeit vertonen dan de Australische dataset van Bollen, Brooks en Faff (2001)³. Correcties uitvoeren voor dit illiquiditeitsprobleem is dan ook een must.

Figuur 1: Illiquiditeit van de belgische markt



Een andere proxy voor liquiditeit die vaak gehanteerd wordt, is de marktkapitalisatie. Small caps worden veronderstelt minder liquide te zijn dan large caps. Vermits de correlatie tussen het aantal nulrendementen en de marktkapitalisatie slechts -9% bedraagt, zullen we ook marktkapitalisatie hanteren als liquiditeitsmaatstaf.

³ Bollen, Brooks en Faff (2001) namen immers geen aandelen op met minder dan 150 handelsdagen in hun steekproef van 5 jaar dagelijkse data.

4. Keuze van de optimale schattingsstructuur

Het opnemen van additionele lags (p) of leads (q) in de algemene Dimson- b -specificatie zal de verklaringskracht van het model steeds doen toenemen. Hierdoor is men vaak geneigd een groter aantal parameters op te nemen dan strict noodzakelijk. Vandaar dat men bij modelselectie (van niet geneste modellen) dan ook vaak gebruik maakt van (informatie)-criteria die de - door het toevoegen van parameters - toenemende verklaringskracht penaliseren voor elke extra opgenomen parameter. Enkel als de verklaringskracht voldoende toeneemt, zullen we de extra parameter opnemen. Dit leidt tot wat men noemt ‘zuinige’ modellen (parsimoneous models).

Een vaak gebruikt informatiecriterium werd aangereikt door Akaike (1973). Het Akaike Information Criterium (AIC) verkiest die specificatie waarvoor:

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}_e^2) + 2n/T \quad (5)$$

minimaal is (Enders, 1995). Hierbij staat n voor het aantal geschatte parameters en T voor het aantal waarnemingen. $\hat{\sigma}_e^2$ is de geschatte variantie van de storingstermen.

Voor elk aandeel wordt een OLS-beta, een Dimson-beta en een optimale Dimson of AIC-beta geschat. De berekeningen gebeuren telkens voor zowel de BAS-index, als voor de zelfgeconstrueerde gelijkgewogen index. De beta's worden ingedeeld in kwintielen op basis van de marktkapitalisatie uitgedrukt in miljoenen euro (tabel 1) en het aantal nul-rendementen (tabel 2). Vervolgens worden ze ook nog eens opgesplitst in 10 klassen op basis van de sector (tabel 3). Alle tabellen rapporteren de gemiddelde beta's en gemiddelde leads en lags per subgroep. Ook de marktkapitalisaties en het aantal nullen (zeros) zijn gemiddelden.

Welk criterium we ook gebruiken om illiquiditeit te meten, telkens merken we dat de OLS-beta's een monotoon stijgende relatie vertonen met de liquiditeitsproxy (tabel 1 en tabel 2). De keuze van de index is bij deze vaststelling compleet irrelevant. De gemiddelde beta's bij de gelijkgewogen index zijn welliswaar steeds hoger dan deze van de BAS.

De standaard Dimson correctie (2 leads/2 lags) doet alle gemiddelde beta's toenemen. Het bepalen van de 'optimale' beta's blijkt niet veel verandering aan te brengen ten opzichte van de vuistregel. De verschillen in gemiddelde Dimson-beta's en gemiddelde AIC beta's zijn in het algemeen marginaal. Wanneer we de gemiddelde optimale leads en lags beschouwen vinden we noch in tabel 1, noch in tabel 2 mooie monotone relaties. Toch vereisen de aandelen met de laagste marktkapitalisatie respectievelijk 1.72 leads en 1.67 lags daar waar deze voor de large caps respectievelijk slechts 0.78 en 1.22 bedragen. Op basis van de nulrendement-kwintielen wordt dit evenwel niet bevestigd.

Tabel 1: Gemiddelde $\hat{b}$'s, leads en lags per kwintiel van marktkapitalisatie

Luik A: BAS-index

Marktkapitalisatie	$\hat{b}^{OLS}$	$\hat{b}_i^{DIM}$	leads	lags	$\hat{b}^{AIC}$	zeros
18.76	0.28	0.42	1.72	1.67	0.48	454.78
62.16	0.44	0.56	1.94	1.33	0.53	324.22
148.25	0.41	0.51	1.50	0.28	0.50	420.28
556.08	0.45	0.54	1.50	1.56	0.55	303.11
4185.10	0.56	0.63	0.78	1.22	0.64	292.17

Luik B: Gelijkgewogen index

Marktkapitalisatie	$\hat{b}^{OLS}$	$\hat{b}_i^{DIM}$	leads	lags	$\hat{b}^{AIC}$	zeros
18.76	0.58	0.73	1.22	1.61	0.82	454.78
62.16	0.74	0.91	1.72	1.17	0.87	324.22
148.25	0.66	0.77	1.50	1.22	0.75	420.28
556.08	0.75	0.93	0.94	1.67	0.90	303.11
4185.10	0.98	1.09	0.89	1.50	1.11	292.17

Tabel 2: Gemiddelde $\mathbf{b}$'s, leads en lags per kwintiel van het aantal nulrendementen

Luik A: BAS-index

Zeros	$\hat{b}^{OLS}$	$\hat{b}_i^{DIM}$	leads	lags	$\hat{b}^{AIC}$	Marktkapitalisatie
73.39	0.95	0.96	1.28	0.89	0.99	1691.71
147.78	0.64	0.75	1.56	2.00	0.73	853.38
283.06	0.41	0.55	1.89	1.89	0.54	2024.47
473.44	0.17	0.32	1.72	0.94	0.36	1903.59
751.33	0.00	0.12	1.17	0.56	0.13	634.77

Luik B: Gelijkgewogen index

Zeros	$\hat{b}^{OLS}$	$\hat{b}_i^{DIM}$	leads	lags	$\hat{b}^{AIC}$	Marktkapitalisatie
73.39	1.27	1.30	1.44	2.06	1.36	1691.71
147.78	1.02	1.15	0.78	2.17	1.12	853.38
283.06	0.74	0.91	1.50	1.78	0.91	2024.47
473.44	0.45	0.64	1.33	1.00	0.61	1903.59
751.33	0.27	0.47	1.28	0.56	0.49	634.77

Het gemiddelde aantal lags op basis van de (il)liquiditeits-kwintielen ligt haast steevast boven de 1. Een gemiddelde van 2 daarentegen wordt nauwelijks bereikt. Deze resultaten suggereren dat de 2/2 vuistregel wellicht aan 'overshooting' doet. Indien we echter de gemiddelde Dimson-beta's vergelijken met de gemiddelde AIC beta's stellen we nauwelijks ernstige verschillen vast. We kunnen dan ook concluderen dat voor de meeste Belgische aandelen minstens 1 lead en 1 lag noodzakelijk zijn en dat de vuistregel in het algemeen nog niet zo'n slechte richtlijn geeft. De vaststelling van Bollen, Brooks en Faff (2001) dat de optimale leads meestal hoger zijn dan de optimale lags kunnen wij in het algemeen niet bevestigen.

Tabel 3: Gemiddelde $\mathbf{b}$'s leads en lags per sector*Luik A: BAS-index*

Sector	Aantal	$\hat{b}^{OLS}$	$\hat{b}_i^{DIM}$	leads	lags	$\hat{b}^{AIC}$	Markt- Kapitalisatie	Zeros
Resources	2	0.99	1.02	0.00	1.50	0.95	3757.36	88.50
Basic Industries	18	0.33	0.46	1.83	0.89	0.52	365.37	381.00
General Industrials	8	0.56	0.55	0.63	1.13	0.55	968.66	257.88
Cyclical consumer goods	1	-0.02	0.01	0.00	0.00	-0.02	116.46	889.00
Non-cyclical consumer goods	13	0.47	0.56	2.00	1.92	0.61	3515.15	306.23
Cyclical services	13	0.48	0.56	1.54	0.92	0.57	2356.85	327.38
Non-cyclical services	3	0.30	0.45	1.33	0.67	0.43	3121.36	264.67
Utilities	3	0.06	0.14	1.00	2.00	0.11	49.73	569.33
Financials	28	0.43	0.57	1.57	1.36	0.55	454.81	399.36
Information Technology	3	0.49	0.66	1.00	1.00	0.66	3766.16	289.00

Luik B: Gelijkgewogen index

Sector	Aantal	$\hat{b}^{OLS}$	$\hat{b}_i^{DIM}$	leads	lags	$\hat{b}^{AIC}$	Markt- kapitalisatie	Zeros
Resources	2	1.30	1.35	2.00	2.50	1.41	3757.36	88.50
Basic Industries	18	0.57	0.73	1.22	1.17	0.80	365.37	381.00
General Industrials	8	0.83	0.83	0.25	1.13	0.88	968.66	257.88
Cyclical consumer goods	1	-0.12	-0.05	0.00	0.00	-0.12	116.46	889.00
Non-cyclical consumer goods	13	0.77	0.89	1.92	2.31	0.90	3515.15	306.23
Cyclical services	13	0.81	0.89	1.62	1.54	0.91	2356.85	327.38
Non-cyclical services	3	0.64	0.80	1.00	1.00	0.83	3121.36	264.67
Utilities	3	0.23	0.42	0.33	1.33	0.39	49.73	569.33
Financials	28	0.82	1.03	1.21	1.54	0.97	454.81	399.36
Information Technology	3	0.86	0.98	1.00	0.50	1.02	3766.16	289.00

In Tabel 3 hebben we de aandelen opgesplitst per sector waardoor we kunnen verifiëren of bepaalde sectoren meer leads/lags benodigen dan anderen. Uit deze tabel kunnen evenwel geen harde conclusies getrokken worden. Wat opvalt is dat voor de sector van de non-cyclical consumer goods, de optimale leads en lags vrij hoog blijken te zijn. In het algemeen echter worden de vorige bevindingen bevestigd dat de optimale leads/lags zich tussen de 1 à 2 situeren.

5. Conclusies

Deze paper toont aan dat Belgische aandelen getypeerd worden door een grote graad van illiquiditeit. OLS beta's worden in deze context voor dun verhandelde aandelen serieus onderschat. De aanpassing van Dimson resulteert zonder uitzondering in een stijging van de geschatte betas. Het optimaal aantal leads/lags blijkt in het algemeen lager te zijn dan de vuistregel die 2 leads en 2 lags suggereert. Wanneer we de gemiddelde beta's echter in detail bekijken stellen we vast dat de Dimson-beta's vrij ongevoelig zijn voor de al dan niet optimale lead/lag structuur.

6. Referenties

Akaike, H. (1973), Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, in B. N. Petrov en F. Csaki (eds.), Second International Symposium on Information Theory.

Brailsford, T.J., and T. Josev, 1997, The impact of the return interval on the estimation of systematic risk, Pacific-Basin Finance Journal 5, 357-376.

Bollen, B., R. Brooks and R. Faff, 2001, Accounting Accountability & Performance, An empirical examination of the required number of leading and lagged terms in estimating the Dimson beta: an updated analysis, Vol. 7, Number 1, 23-30.

Crombez, J., 2001, Modeling expected returns and discount factors for European stock markets, 199pp.

Dimson, E., 1979, Risk measurement when shares are subject to infrequent trading, *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, 197-226.

Enders, W., 1995, *Applied Econometric Time Series*, New York, John Wiley and Sons, 433pp.

Fama, E.F. and K.R. French, 1992, The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 40, 793-805.

Fowler, D.J. and C.H. Rorke, 1983, Risk measurement when shares are subject to infrequent trading : comment, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, 279-283.

Hawawini, G., 1983, Why beta shifts as the return interval changes. *Financial Analysts Journal* 39, 73-77.

Hull, J.C., 2000, *Options, Futures and Other Derivatives*, (International Edition) Fourth Edition, Prentice Hall, 698pp.

Isakov, D., 1999, Is beta still alive ? Conclusive evidence from the Swiss stock market, *The European Journal of Finance* 5, 202-212.

Scholes M. and J. Williams, 1977, Estimating beta's from nonsynchronous data, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, 309-327.

Stambaugh, R. F., 1982, On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: a sensitivity analysis, *Journal of Financial Economics*, 10, 237-68.

Wo, Chi-Keung, Yan-Leung Cheung and Richard Yan-Ki Ho, 1994, Endogeneity bias in beta estimation: Thailand and Hong-Kong, *Pacific-Basin Finance Journal*, 453-461.