

Fundação Getúlio Vargas - RJ

Escola de Pós Graduação em Economia

ESTIMAÇÃO DA INTEGRAÇÃO DO MERCADO DE  
RENDA VARIÁVEL BRASILEIRO  
UM ENFOQUE DINÂMICO

Autor: Guilherme Vilazante Castro

Orientador: Marco Antonio Bonomo

Dissertação apresentada a congregação da EPGE  
em 6 de agosto de 2001 para obtenção do grau de  
Mestre em Economia

## Agradecimentos

Agradeço a meus pais e irmãos pelo apoio e orientação, a Daniela Martinazzo por sua paciência, companhia e pelos momentos de felicidade que proporcionou.

Ao professor Marco Antonio Bonomo, pela confiança, orientação e suporte ao longo de todo trabalho, assim como ao Professor Renée Garcia e aos membros da banca pelas pertinentes sugestões. A Bekaert e Harvey, cujas pesquisas inspiraram essa dissertação.

A meus nove colegas da turma da EPGE de 1998, sem os quais o mestrado teria sido mais difícil e mais sem graça. Aos professores da EPGE pela dedicação e excelência com que desenvolvem seu trabalho e elevam o nome da instituição na qual me orgulho de ter estudado.

Ao Banco BBM, pelo reconhecimento precoce da qualidade do trabalho e pela concessão do prêmio a que o projeto dessa dissertação fez jus.

Finalmente ao Governo Brasileiro, na figura da CAPES, e por extensão, a todos os contribuintes, pelo suporte financeiro durante os dois anos que estudei na FGV.

# Sumário

1	Introdução	4
2	Modelo de Bekaert-Harvey	6
3	Grau de Integração do Mercado de Renda Variável Brasileiro	12
3.1	Do Isolamento Institucional à Integração Completa . . . . .	14
3.2	Influência da CPMF no Grau de Integração . . . . .	15
3.3	Seqüência de Crises nos Mercados Emergentes . . . . .	17
3.4	Comportamento do GI após a Maxi-Desvalorização do Real . .	19
4	Portfólio de Mercado Norte-Americano	22
5	Tabelas de Testes Econométricos	25
5.1	Preço do Risco Internacional . . . . .	25
5.1.1	Modelo Completo . . . . .	26
5.1.2	Painel II - Variância Constante . . . . .	28
5.1.3	Painel III - Preço do Risco Constante . . . . .	29
5.2	Medida do Grau de Integração . . . . .	30
5.2.1	Modelo Completo . . . . .	30
5.2.2	Testes de Hipótese das Especificações Alternativas do Modelo . . . . .	32

5.2.3	Probabilidade de Transição Constantes . . . . .	32
5.2.4	Variância Constante . . . . .	32
5.2.5	Preço do Risco Doméstico Constante . . . . .	33
5.3	Testes de Significância do Modelo de BH (S&P) . . . . .	34
6	Conclusão	35
7	Bibliografia	37
8	Apêndice I - Função de Verossimilhança	40

# 1 Introdução

Um dos esforços que suscita pesquisas mais férteis em Finanças Internacionais é a tentativa de explicar por que retornos ponderados pelo risco em diferentes países não são iguais. Naturalmente, os riscos associados a países emergentes ligados ao câmbio e a instabilidades das instituições não podem ser menosprezados. Contudo, a mensuração desses riscos torna-se bastante complicada se o país não está integrado ao mercado internacional de capitais.

Os estudos de apreçamento de ativos são divididos, quanto ao grau de integração, em três categorias: mercados isolados,<sup>1</sup> mercados integrados,<sup>2</sup> e uma terceira classe de modelos que apresenta a vantagem de não se caracterizar pela dicotomia entre integração e isolamento, são os modelos de isolamento parcial (mild segmentation models). Entretanto esses modelos supõem que o grau de integração (GI) não varia, hipótese que contraria a tendência de liberalização observada desde a segunda metade da década de 80 nos mercados emegentes.

A saber, um mercado está completamente integrado ao mercado internacional de capitais quando ativos com o mesmo risco apresentam retornos

---

<sup>1</sup>exemplos desse modelos são os testes do CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965), e Black (1962), esses testes utilizam dados americanos da década de 60 e supõem que o mercado americano é completamente isolado, hipótese que a época era bastante plausível

<sup>2</sup>exemplos são a estimativa de CAPM internacional, Harvey (1991), CAPM internacional com risco cambial, Dumas e Solnik (1995) e Dumas (1994), APT internacional, Solnik (1983) e Cho, Eun e Senbet (1986)

esperado indênticos, independente do mercado. Se um mercado for isolado, sua covariância com o fator internacional não afetará o retorno dos ativos domésticos.

O modelo de isolamento parcial proposto por Bekaert e Harvey (1995) permite que a medida do grau de integração varie com o tempo, e assume que a esperança condicional dos retornos seja afetada por sua covariância com um portfólio de mercado internacional e pela variância dos retornos domésticos. A medida de integração é o peso que é associado a covariância com os ativos internacionais na determinação do retorno esperado dos ativos domésticos.

O modelo é de natureza condicional uma vez que as informações passadas podem influenciar dinamicamente o retorno esperado, sua variância e covariância com o portfólio internacional além do grau de isolamento do país.

O objetivo da dissertação é avaliar o grau de integração do Brasil ao longo do tempo à luz do modelo de Bekaert e Harvey (BH). E cotejar as conclusões do estudo econométrico com as principais modificações institucionais capazes de influenciar o grau de integração do Brasil.

A ordenação dos capítulos foi determinada de modo a tornar a leitura o mais interessante possível, deixando as partes mais técnicas para o final, ou para o apêndice. O Capítulo I descreve o modelo de estimação do Grau de Integração (GI) do mercado de renda variável brasileiro. O segundo capítulo

traz o resultado das estimações, inclui uma análise detalhada dos movimentos do GI brasileiro, cotejando com o acontecimento de fatos capazes de afetá-lo. Nesse capítulo também reestimamos o modelo utilizando um portfólio de mercado americano para ter sensibilidade quanto à integração a esse mercado.

O resultado dos testes econométricos, assim como os valores estimados estão no capítulo III. Reservei para o apêndice a especificação da função de verossimilhança adotada, sem dúvida a parte mais enfadonha, cuja presença nos capítulos do corpo do trabalho, afastaria o interesse dos raros leitores de dissertação.

As considerações finais, conclusões, sugestões para pesquisas futuras na área de integração de mercados, e até alguma auto-críticas vão compor a conclusão.

## 2 Modelo de Bekaert-Harvey

Segundo o modelo, os retornos esperados dependem basicamente de sua covariância com um portfólio global e da variância dos retornos domésticos. É natural supor que em um mercado integrado ao mercado internacional apenas a covariância afete o valor do retorno esperado dos ativos. Analogamente, se o mercado for isolado, apenas a variância dos ativos domésticos influenciará a determinação do retorno esperado dos ativos.

Assim, um mercado integrado, sem risco cambial, segundo o CAPM condicional de Sharpe (1964) e Litner (1965) impõe a seguinte restrição:

$$E_{t-1}[r_{i,t}^A] = \lambda_{t-1} \text{cov}_{t-1}[r_{i,t}^A, r_t^M], \quad (1)$$

Onde  $E_{t-1}[r_{i,t}^A]$  é o excesso de retorno esperado de um ativo A no país i,  $r^M$  é o retorno do portfólio de mercado e  $\lambda_{t-1}$  é a esperança condicional do preço do risco no período t (ver Harvey, 1991).

Em um contexto de mercados integrados, podemos admitir que os ativos domésticos serão apreçados de acordo com a equação 1, sendo o portfólio de mercado o portfólio global, incluindo transações em mercados de outros países e  $\lambda$  o preço do risco cobrado pelo investidor global representativo.

Analogamente, em um mercado isolado, o ativo A é apreçado com base na covariância de seu retorno com o retorno do portfólio de mercado do país i,  $r_{i,t}^M$ , e  $\lambda_i$ , o preço doméstico do risco.

$$E_{t-1}[r_{i,t}^A] = \lambda_{t-1}^i \text{cov}_{t-1}[r_{i,t}^A, r_{i,t}^M]. \quad (2)$$

Se tomarmos o ativo A como sendo o próprio portfólio de mercado do país i, temos a seguinte relação:

$$E_{t-1}[r_{i,t}^M] = \lambda_{t-1}^i \text{var}_{t-1}[r_{i,t}^M]. \quad (3)$$

O valor de  $\lambda$  poder ser interpretado como a medida da aversão relativa ao risco do consumidor representativo (Merton, 1980). Assim, o retorno esperado é simplesmente o produto entre o preço do risco, determinado pela ponderação do risco relativo dos agentes, e a variância do retorno.

Campbell (1987) e Harvey (1991) encontraram evidências de que o preço do risco varia com o tempo. Para acomodar possíveis variações no preço do risco, adotamos a seguinte especificação:.

$$\begin{aligned}\lambda_t &= \exp[\delta'_w Z_{t-1}] \\ \lambda_{i,t} &= \exp[\delta'_i Z_{t-1}^*],\end{aligned}\tag{4}$$

Onde  $Z_{t-1}^*$  e  $Z_{t-1}$  são variáveis do conjunto de informação do econométrico.

Dado que as equações 1 e 3 representam as características de apreçamento dos mercados isolado e integrado, vamos estudar casos nos quais os mercados não se encontram nos extremos de integração. Por exemplo, quando os agentes antecipam uma possível mudança de regime, o apreçamento dos ativos reflete demanda por *hedge* contra essa mudança. Nessas situações, as equações acima não servem para descrever o processo, pois os agentes sabem que, ao se modificar o regime, também se altera o processo estocástico relativo a apreçamento dos ativos e antecipam o movimento.

Essa mudança de regime poder ser surpreendente e inesperada. Por ex-

emplo uma virada nas eleições de um partido avesso à liberalização dos mercados, ou ainda antecipada pelos agentes, de forma que, na ocasião da implementação da mudança, nada se altere no que diz respeito ao processo de apreçamento dos ativos.

A principal inovação do modelo de BH é que ele permite que o Grau de Integração varie ao longo do tempo. Definimos a variável aleatória  $S_t^i$  que assume o valor 1 quando os mercados são integrados e zero quando não são. No primeiro caso, os retornos são definidos de acordo com equação 1 e, quando  $S_t^i = 0$ , os retornos são definidos de acordo com a equação 3. Sendo  $S_t^i$  uma variável aleatória podemos atribuir a cada instante a probabilidade de uma mudança de regime.

Logo, para o econometrista com o conjunto de informação  $\mathcal{Z}_{t-1}$ , a esperança condicional do retorno é dada pela seguinte equação:

$$E_{t-1}[r_{i,t}] = \phi_{i,t-1} \lambda_{t-1} \text{cov}_{t-1}[r_{i,t}, r_{w,t}] + (1 - \phi_{i,t-1}) \lambda_{i,t-1} \text{var}_{t-1}[r_{i,t}] \quad (5)$$

Onde o valor de  $\phi_{i,t-1}$  é denota a probabilidade esperada do mercado estar integrado no período  $t$ . Ou ainda a probabilidade de  $S_t^i = 1$ , dado o conjunto de informação  $\mathcal{Z}_{t-1}$ .

O valor estimado de  $\phi_{i,t-1}$  é a medida do grau de integração, por ser uma variável dinâmica é possível definir a trajetória do grau de integração.

Para estimar o valor de  $\phi_{1,t-1}$  utilizaremos dois modelos de mudança de regime, o primeiro assume um processo de Markov com probabilidade de transição constante. Gray (1995a) deriva a seguinte representação recursiva de probabilidade de regime:

$$\phi_t = P \left[ \frac{f_{1,t}\phi_{t-1}}{f_{1,t}\phi_t + f_{0,t}(1 - \phi_{t-1})} \right] + (1 - Q) \left[ \frac{f_{0,t}(1 - \phi_{t-1})}{f_{1,t}\phi_t + f_{0,t}(1 - \phi_{t-1})} \right], \quad (6)$$

onde

$$P = p[S_t = 1|S_{t-1} = 1] \text{ e } Q = p[S_t = 0|S_{t-1} = 0]$$

são as probabilidades de manutenção de regime e  $f_{j,t}$  é a função de verossimilhança no período  $t$  condicional a estar no regime  $j$  ( $j = 0, 1$ ) no instante  $t - 1$  com o conjunto de informação  $Z_{t-1}$ .

Uma extensão natural do modelo acima admite que probabilidade de mudança de regime varie com o tempo (Diebold, Lee, e Weinbach ,1995), (Ghysels, 1993) e (Gray 1995a e 1995b), a partir de uma função logística de  $Z_{t-1}^*$ .

$$P_t = \frac{\exp(\beta_1' Z_{t-1}^*)}{1 + \exp(\beta_1' Z_{t-1}^*)} \quad (7)$$

$$Q_t = \frac{\exp(\beta_0' Z_{t-1}^*)}{1 + \exp(\beta_0' Z_{t-1}^*)}, \quad (8)$$

onde  $\beta_j$ ,  $j = 0, 1$ , são vetores de parâmetros,  $Z_{t-1}^* \subseteq Z_{t-1}^i$ , e  $Z_{t-1}^i$  é o

conjunto de informações disponível no período  $t$  sobre o país  $i$ .  $Z_{t-1}^*$  inclui dados rentabilidade dos ativos  $L/P$  (razão lucro, valor de mercado),  $P/BV$  (Razão entre o valor de mercado das firmas que compõem o índice e seu valor patrimonial contábil), o valor de mercado das empresas listadas em bolsa (market capitalization) como proporção do PIB e a média de volume diário como proporção do market cap, além da taxa de juros real. Esses dados são influenciados fortemente por políticas ligadas à integração de mercado, na medida em que, quando o mercado se torna integrado, a rentabilidade dos ativos diminui, reduzindo a razão lucro/preço e elevando o  $P/BV$ , e elevando o valor de mercado e o volume, estando portanto correlacionados com a probabilidade de mudança de regime. Uma análise bastante abrangente dos efeitos da liberação do mercado de capitais brasileiro sobre diversas variáveis pode ser encontrada em Leal e Rêgo (2000).

A equação 5 deve ser interpretada sob a ótica de um modelo de apreçamento de ativos globais num contexto de isolamento parcial, tendo apenas um fator: os retornos do portfólios de mercado.

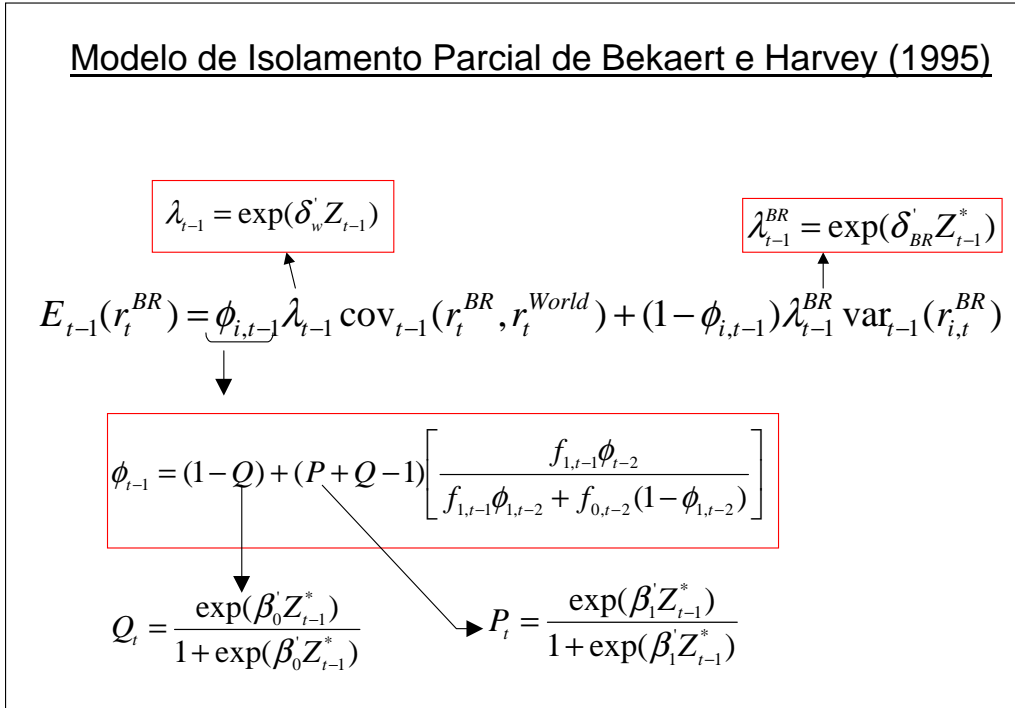


Figura 1:

O esquema abaixo ilustra a especificação mais geral do modelo na qual o preço do risco ( $\lambda$ ), a medida do grau de integração ( $\phi$ ) e as probabilidades de manutenção de regime (P e Q) não são constantes.

### 3 Grau de Integração do Mercado de Renda Variável Brasileiro

De acordo com o resultado da estimação do modelo completo, através do qual calculamos o grau de integração do mercado de renda variável brasileiro

de junho de 1989 a outubro de 2000 (Gráfico Abaixo). Podemos subdividir o período analisado em quatro fases: a primeira, caracterizada pelo isolamento total do mercado, do início até junho de 91, a segunda que vai de junho de 91 até o início de 97, marca o período de integração plena das bolsas brasileiras ao mercado internacional, com um pequeno soluço no final de 1994 causado pela crise mexicana.

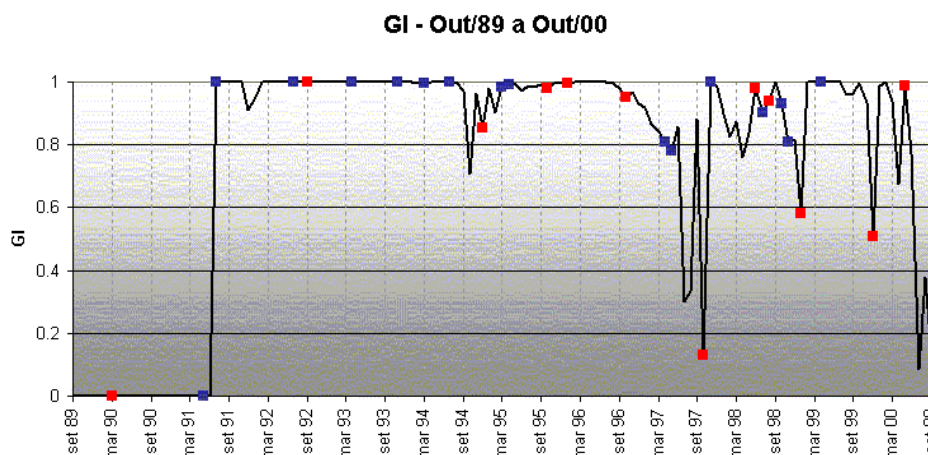


Figura II - Grau de Integração Medido através de estimação de  $\phi$ .

A partir de 97 houve uma seqüência de crises nos mercados emergentes que agravaram a percepção da estabilidade macroeconômica do País e a crença na viabilidade da manutenção do câmbio sobrevalorizado, essa situação de instabilidade refletiu-se no grau de integração que apresentou volatilidade incomum nesse período. Nessa fase os movimentos na curva de integração são quase sempre justificados por notícias que de alguma forma alteravam a expectativa dos agentes em relação à eclosão de uma crise cambial

no Brasil.

A quarta fase, inaugurada após a desvalorização e flutuação do câmbio em janeiro de 1999, a partir da qual as preocupações quanto à manutenção da política cambial não faziam mais sentido e os movimentos na curva de integração eram predominantemente induzidos por acontecimentos externos. Cada um desses períodos será analisado nas seções abaixo, onde também são apontados os acontecimentos que podem ter influenciado no comportamento da curva de integração.

### 3.1 Do Isolamento Institucional à Integração Completa

A resolução nº1.832 do Conselho Monetário Nacional de 31/05/91, que autoriza e regulamenta os investimentos de instituições financeiras sediadas no exterior, foi o marco institucional que determinou a integração do mercado de renda variável doméstico ao internacional. Provavelmente o salto observado entre junho e julho de 91 é consequência direta da promulgação dessa resolução.

Apesar da aparente dificuldade em explicar o comportamento do GI nesse mês, e a velocidade com que o Brasil deixa de ser isolado e torna-se integrado, é necessário lembrar que a cultura inflacionária e indexadora de nossa

economia nos deu um mercado financeiro inchado e moderno, uma vez desatados os nós institucionais, não seria surpreendente que um volume maciço de investimentos estrangeiros fluísse para o País.

Após a liberação institucional, o País passa por um longo período no qual o modelo indica nível máximo de integração, com apenas uma pequena interrupção aparentemente causada pela crise cambial mexicana de Dezembro de 1994.

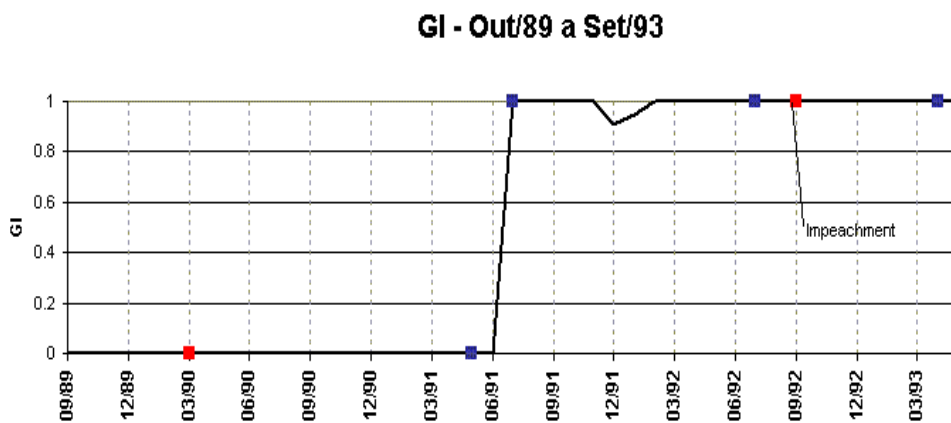


Figura III - Grau de Integração Medido através de estimação de  $\phi$ .

### 3.2 Influência da CPMF no Grau de Integração

Em outubro de 1996, o Brasil instituiu um imposto sobre qualquer movimentação financeira (CPMF) que também incide sobre os investimentos em carteira estrangeiros. Observando o GI brasileiro nos meses anteriores e após a adoção da CPMF é possível atribuir a redução do GI à cobrança do im-

posto. Certamente é difícil separar o impacto do imposto dos outros fatores capazes de influenciar na integração do mercado. Já nessa época os saldos da balança comercial e os recorrentes déficits do externos e a indisciplina fiscal indicavam que novos ajustes ainda eram necessários, o que também poderia influenciado na predisposição de investores estrangeiros a aplicar recursos no Brasil.

Contudo, o upgrade que o Brasil obteve da agência de rating S&P em abril de 1997 permite que se atribua a queda no GI observado desde meados de 96 à introdução da CPMF.

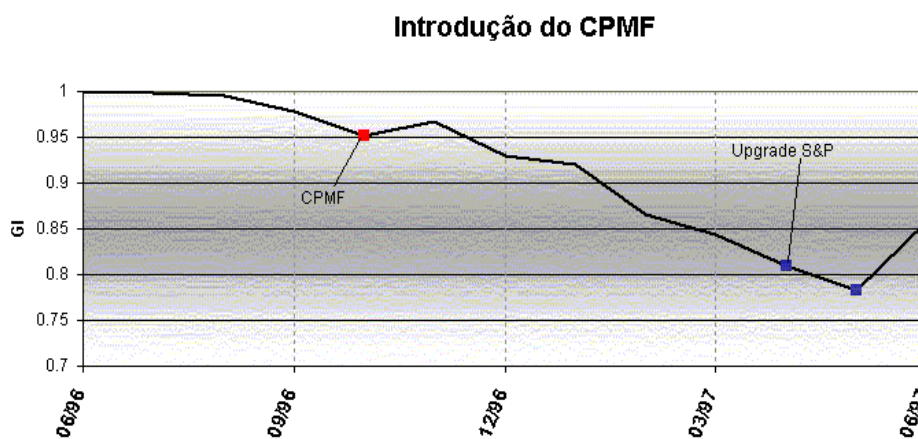


Figura IV - Grau de Integração Medido através de estimação de  $\phi$ .

### 3.3 Seqüência de Crises nos Mercados Emergentes

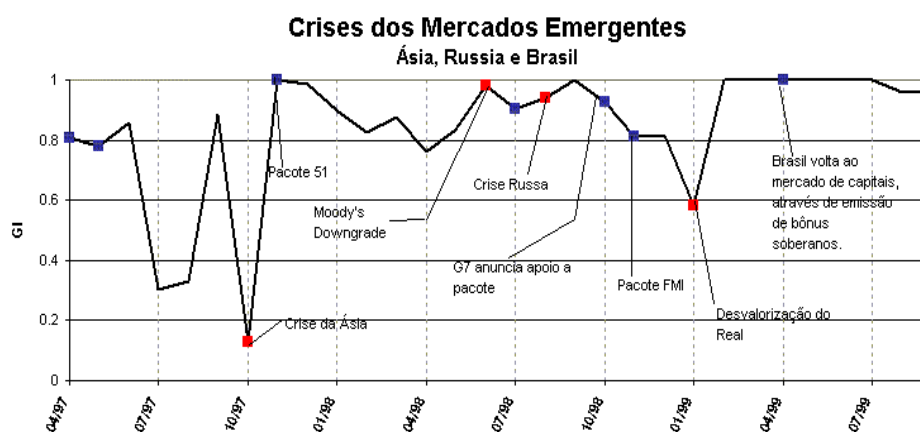


Figura V - Grau de Integração Medido através de estimação de  $\phi$ .

Em outubro de 97 a Tailândia não resiste às pressões de investidores que especulavam contra a manutenção do câmbio controlado e flutua o Baht, a partir de então a crescente aversão ao risco dos investidores exerceu pressão sobre as contas externas de países que dependiam de recursos externos para equilibrar as contas. Como que por contágio, afetou primeiro os vizinhos mais próximos como Coréia, Malásia e Indonésia, se alastrou para os emergentes europeus, atingindo a Rússia. A medida que a crise se espalhava a atenção dos investidores se voltava para os fundamentos da economia brasileira, a sustentabilidade da dívida pública, agravada pela indisciplina fiscal, e a viabilidade da manutenção do câmbio doméstico.

O humor dos investidores aparentemente foi o indutor do GI brasileiro ao longo de todo o período de crises. Observa-se duas grandes quedas no

GI ao longo do período, a primeira na crise da Ásia e a segunda na desvalorização brasileira. Podemos atribuir o movimento observado na curva após a crise russa ao gradual desgaste do quadro macroeconômico doméstico, que, ao que tudo indicava, culminaria com uma flutuação do câmbio, ou, pior ainda para o investidor estrangeiro, um controle cambial à la Malásia. O final de 1998 apresentou uma seqüência impressionante de más notícias: enquanto o déficit público e as contas externas evidenciava a vulnerabilidade da economia, o governo, que acenava com mais uma série de reformas no congresso, perdeu uma votação de maioria simples. O Governador de Minas Gerais, ex-presidente do Brasil, Itamar Franco, decretou moratória na dívida de seu estado. Isso tudo somado à sensibilidade do investidor que acabara de assistir a uma moratória na dívida soberana russa implicou em um ataque especulativo à moeda brasileira que passou a flutuar em janeiro de 1999.

Certamente, depois da flutuação, os temores quanto ao controle de câmbio se dissiparam, e os preços deprimidos dos ativos domésticos estimularam os investidores a migrar para investimentos em renda variável, fenômeno que pode ser observado no GI já no mês posterior a desvalorização.

### 3.4 Comportamento do GI após a Maxi-Desvalorização do Real

Durante quase todo ano de 1999 o Brasil experimentou mais um daqueles períodos de integração total ao mercado internacional, as boas perspectivas da economia brasileira e a forma eficiente com que o País lidou com a crise do câmbio provocou um ciclo de otimismo. O Brasil voltava a ser um país emergente muito atraente ao investidor estrangeiro. Além do mais, as empresas mais líquidas eram negociadas ao mesmo tempo na bolsa de São Paulo e de Nova Iorque através de ADR 's. É necessário frisar que as ações de empresas norte-americanas se encontravam bastante valorizadas para os padrões históricos, os investidores passaram a procurar alternativas de ganho fora de seu países de origem. Empresas domésticas, sobretudo na área de telecomunicações e telefonia celular, atraíram a atenção dos investidores com o espírito do touro, ávidos por novas oportunidades.

O fato é que papéis de empresas latinas eram considerados investimentos de risco da mesma categoria de empresas de alta tecnologia, semi-condutores, varejo eletrônico, portais de internet e cyber-negócios afins. A correlação entre o IBOVESPA e o NASDAQ, índices que representam ativos de natureza completamente distinta, manteve-se por quase todo ano acima dos 90%.

Outro acontecimento curioso foi a passagem do ano de 1999 para 2000,

momento que, segundo especialistas em informática, poderia significar a pane de diversos sistemas desenvolvidos nas décadas de 1960 e 1970. O pânico que se criou em torno da pane foi tão intenso que diversos fundos de investimento determinaram que fossem reduzidas as posições em mercados emergentes até a virada do milênio fenômeno que é captado pelo modelo, na virada do ano o GI cai de completamente integrado para abaixo dos 50%.

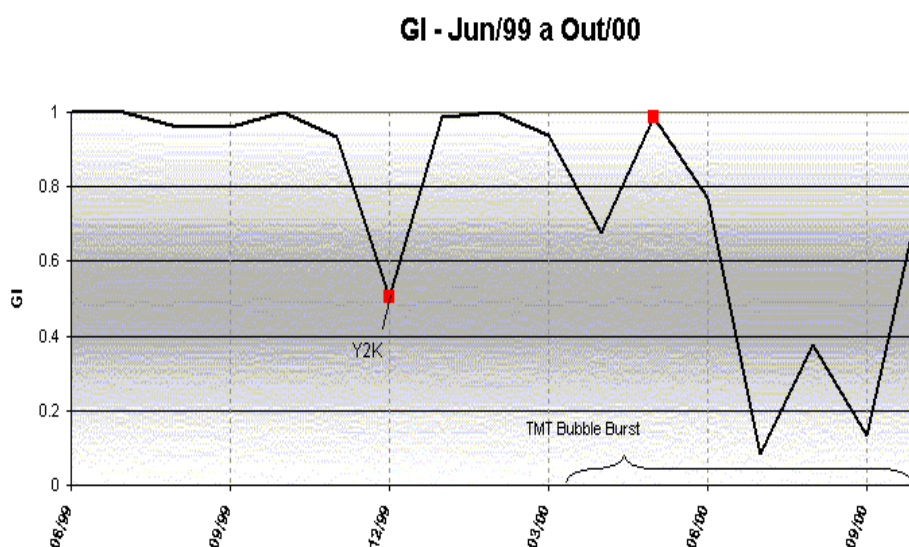


Figura VI - Grau de Integração Medido através de estimação de  $\phi$ .

Como todas as bolhas, a de TMT (Telecomunicações, Media e Tecnologia) não teve uma final feliz, desde maio de 99 o FED americano promoveu sucessivas elevações na taxa de juros básica, devido às preocupações quanto aos efeitos do aquecimento excessivo da economia americana sobre a inflação e sobre o déficit na balança comercial. Em abril de 2000, a divulgação do índice de preços ao consumidor muito acima das expectativas levou os in-

vestidores a temer novas elevações na taxa de juros, o que provocou queda brusca no índice NASDAQ e arrastou o IBOVESPA. O NASDAQ Composto caiu do seu máximo atingido em meados de março de 2000 até maio mais de 30%, saindo de um patamar superior a 5000 pontos para abaixo de 3500, no primeiro trimestre de 2001, em junho de 2001 o NASDAQ está flutuando em torno de 2000 pontos.

Sem dúvida, tamanha depressão no valor dos ativos arriscados norte-americanos exerce influência sobre o apetite pelo risco do poupador estrangeiro, implicando em desinteresse por ativos do Brasil, fenômeno que se reflete no comportamento errático da curva de GI, principalmente no segundo semestre de 2000.

## 4 Portfólio de Mercado Norte-Americano

Conforme BH, estimamos os parâmetros e o GI adotando um portfólio global de mercado, o MSCI World Index. Contudo é possível possuir um mercado integrado ao mercado de capitais internacional e não ter ativos apreçados conforme um portfólio global. Suponha que o investidor representativo não tenha o portfólio global como Benchmark. Hipótese razoável para o Brasil consiste no mercado doméstico ser integrado ao mercado norte-americano, uma vez que os maiores investidores estrangeiros no Brasil são instituições norte-americanas.

É importante lembrar que os portfólios globais são compostos por mercados que muitas vezes não guardam correlação com o mercado brasileiro. Harvey (1991) observa que a presença de participação cruzada entre empresas inflaciona a participação de ativos japoneses e europeus no Índice MSCI WI.

Sendo assim, refizemos os testes do modelo de BH substituindo os dados relativos ao Portfólio Global (MSCI WI) por dados do S&P americano, devido ao grande volume do mercado americano em relação ao nacional podemos admitir que as hipóteses definidas em 13 sejam satisfeitas.

### Grau de Integração

Média do GI	S&P	MSCI
06/89 a 10/2000	0.82	0.74
07/94 a 10/2000 (pós-real)	0.93	0.87

Conforme fica claro na tabela acima, o modelo indica que o Brasil é mais integrado ao mercado americano. Além do mais a integração se apresenta bem mais estável. O desvio observado (após o plano real) usando o S&P como portfólio global é de 0,095, enquanto o desvio para o mesmo período de acordo com a especificação original é de 0.216, mais que o dobro.

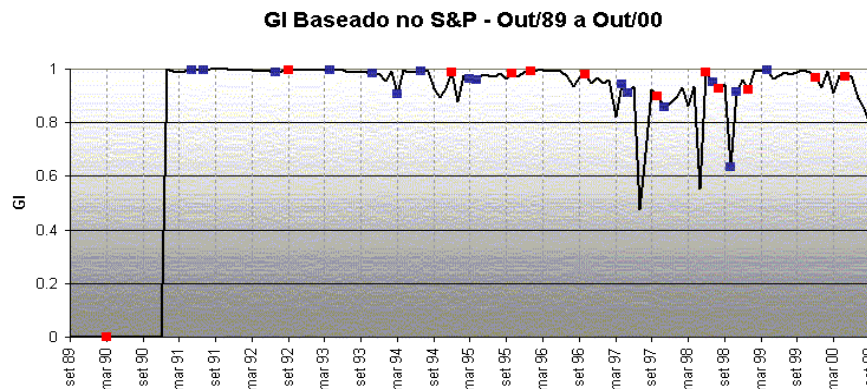


Figura VII - Grau de Integração Medido através de estimação de  $\phi$ . Portfólio S&P

Mesmo em momentos de grande volatilidade, o GI medido através do S&P

foi alto, até nas crises da década de 90 a redução do GI foi de magnitude menor que a da especificação original estimada através do portfólio global.

Ao longo do ano 2000, quando é observada grande volatilidade na curva estimada através do MSCI WI, a especificação alternativa parece bem menos sensível, mantendo-se sempre acima de 0.8.

Há portanto indicações de que o portfólio de mercado doméstico seja integrado ao mercado norte-americano. Testar essa hipótese é uma possível extensão do trabalho dessa dissertação. Seguem os testes de significância relativos à especificação alternativa do modelo de BH.

É inegável que o comportamento do GI calculado para o portfólio americano é mais compatível com as expectativas quando comparado ao estimado a partir do portfólio global. Interessante observar que o GI calculado pelo S&P apresente três quedas mais acentuadas, exatamente nas crises da Ásia (1997), Rússia (1998) e Brasileira (Janeiro de 99).

## 5 Tabelas de Testes Econométricos

Os dados foram obtidos através dos bancos de dados Económica, Lafis e Bloomberg. O período de estimação vai de Junho de 1989 a Outubro de 2000. A indisponibilidade de dados anteriores não permitiu que fosse adotada série mais longa.

O modelo, conforme especificado no Apêndice, contém a representação mais geral do modelo. Nas seções a seguir serão apresentados os dois modelos estimados, o cálculo do Preço do Risco Internacional e o cálculo do Grau de Integração ( $\phi$ ), assim como os respectivos testes de hipótese.

### 5.1 Preço do Risco Internacional

A tabela apresenta a estimação do modelo ARCH-M para o preço do risco global, adotando a especificação dinâmica, como em Harvey(1991). Nesse trabalho a hipótese de preço do risco global constante foi rejeitada:

O modelo estimado, conforme descrito no capítulo anterior, é:

$$r_{w,t} = \lambda_{t-1}var_{t-1}(r_{w,t}) + \varepsilon_{w,t}$$

Onde  $r_{w,t}$  é o retorno de mercado do mundo (MSCI World Index),  $\lambda$  é o

preço do risco internacional e  $h_t = \text{var}_{t-1}(r_{w,t})$  é a variância condicional.

$$\begin{aligned}\lambda_{t-1} &= \exp[\delta'_w Z_{t-1}] \\ h_t &= c^2 + \alpha^2 \sum_{i=1}^I w_i \varepsilon_{w,t-i}^2 \\ \varepsilon_{w,t} &\sim N(0, h_t)\end{aligned}$$

$Z$  é o conjunto de informações globais, a saber, o default spread (Moodi's AAA menos Moodi's BAA), mudanças na estrutura a termo dos títulos americanos (retorno do título Americano de 10 anos menos o retorno do título de 3 meses), a taxa do high yield americano, o Dividend Yield do S&P americano e uma constante. Adota-se  $K=3$ , e  $w_i = 2(I + 1 - i)/(K/K + 1)$ , conforme sugerido por Engle, Lilien e Robbins (1987).

Testaremos dois conjuntos de hipótese: variância constante ( $\alpha = 0$ ) e preço do risco constante. O primeiro painel apresenta o modelo completo, o nível de significância dos parâmetros e o  $R^2$ . Na subseção seguinte apresentamos os testes de hipótese das especificações menos gerais do modelo

### 5.1.1 Modelo Completo

Testa-se a significância de cada um dos parâmetros estimados por máxima verossimilhança. Os testes de hipótese serão efetuados por razão de verossimilhança, a tabela traz o valor da razão, que tem distribuição  $\chi^2$  com 1 grau

de liberdade, e abaixo o p-value do teste.

O preço do risco estimado tem comportamento dentro do esperado, apresentado um grande pico no mês de março de 1991, justamente na única recessão registrada na economia norte-americana no período da análise. Outras elevações no preço do risco são observadas na crise da Rússia, possivelmente causado pela quebra do LTCM, depois em abril e maio de 2000, meses nos quais aparentemente a bolha do NASDAQ começava a esvair. O NASDAQ Composite no final de maio de 2000 estava em 3400 pontos, queda de mais de 30% desde o máximo de 5044 atingido em março de 2000. Certamente o efeito de tamanha depressão no preço dos ativos influiu na aversão ao risco dos agentes e, conseqüentemente no prêmio exigido a partir de então.

#### Painel I - Modelo Completo

	$R^2 = 0.091$		$\overline{WPCR} = 3.344$			
	$\delta_1$	$\delta_2$	$\delta_3$	$\delta_4$	$c$	$\alpha$
LR	1.056	1.627	1.829	1.316	41.5875	3.7105
P-value	30.40%	20.21%	17.63%	25.13%	0%	5.41%

Os parâmetros  $\delta_1 \dots \delta_4$  referem-se respectivamente às variáveis: 1) Default Spread (Moody's AAA-BA),

2) Mudança no spread da estrutura a termos da taxa de juros americana (Yield Título Americano 10Y

menos US Bill de 3 meses), 3) Spread do High Yield Americano. 4) Constante



Figura VIII - Cálculo do preço do risco internacional

### 5.1.2 Painel II - Variância Constante

A tabela a seguir traz o teste de significância do modelo com variância condicional constante ( $\alpha = 0$ ). A estatística  $\chi^2$  é o valor da razão entre as log-verossimilhanças do modelo completo e o restrito, cuja distribuição é  $\chi^2$  com 1 grau de liberdade.

A hipótese de variância constante é rejeitada adotando significância de 10%.

#### Painel II Variância Constante - $\alpha = 0$

$\overline{WPCR} = 3.2437$		
LR Test	P-Value	$R^2$
3.711	5.41%	0.069

### 5.1.3 Painel III - Preço do Risco Constante

A hipótese nula deste teste é que  $\lambda$  seja constante, ou,  $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ .

Logo a estatística  $\chi^2$  tem 4 graus de liberdade.

Ao contrário do artigo original de BH, não podemos rejeitar a hipótese de preço do risco constante, adotando significância de 10%.

#### Painel III - $\lambda$ Constante

<hr/> $\overline{WPCR} = 5.0168$ <hr/>		
LR Test	P-Value	$R^2$
7,478	0,1127	0.036

## 5.2 Medida do Grau de Integração

Os demais parâmetros do modelo de BH são calculados a partir da máxima verossimilhança descrita na equação 14. Assim como no modelo de preço do risco, comparamos as diversas especificações do modelo, partindo da mais geral, calculando a significância dos parâmetros e o  $R^2$  da estimação, e aplicando as hipóteses de restrição ao modelo. As hipóteses testadas em nosso modelo são três: probabilidades de transição constantes, variância constante, e preço do risco doméstico constante. A especificação da função de verossimilhança se encontra no apêndice.

### 5.2.1 Modelo Completo

Especificou-se o modelo tal como descrito em 14, a tabela traz o teste de significância de cada um dos 23 parâmetros, o  $R^2$  e o valor médio do grau de integração para todo período (06/89 a 11/00) e para o período após o plano real (07/94 a 11/00).

	$R^2$	Média $\phi$
06/89 a 11/00	0.178	0.743
07/94 a 11/00	0.111	0.870

Parâmetro	Valor Estimado	LR Test $\chi^2$	P-Value	Observações
$CI_{1,1}$	0.00000	1.03	31.0461%	
$CI_{1,2}$	0.00013	3.39	6.5703%	
$CS_{1,1}$	-0.18885	12.01	0.0528%	
$CS_{1,2}$	-0.05673	17.31	0.0032%	
$AI_{1,1}$	0.96223	71.46	0.0000%	
$AI_{2,1}$	-3.11404	25.08	0.0001%	
$\beta^P_1$	-4.81694	5.09	2.4108%	P/BV
$\beta^P_2$	-7.04224	7.03	0.8000%	E/P
$\beta^P_3$	0.78063	1.28	25.8775%	Mk.Cap/PIB
$\beta^P_4$	2.51014	3.76	5.2398%	Vol.Méd/Mk Cap
$\beta^P_5$	-0.00002	3.39	6.5713%	C
$\beta^Q_1$	-1.38938	1.03	31.0331%	P/BV
$\beta^Q_2$	-34.37509	5.80	1.5999%	E/P
$\beta^Q_3$	-0.00013	1.03	31.0661%	Mk.Cap/PIB
$\beta^Q_4$	4.59608	3.39	6.5719%	Vol.Méd/Mk Cap
$\beta^Q_5$	13.17135	25.83	0.0000%	C
$\delta_1$	-3.79970	3.39	6.5646%	Juros Reais(Selic-INPC)
$\delta_2$	-34.22588	26.54	0.0000%	MOOD A-B
$\delta_3$	0.00000	31.05	0.0000%	US Tbill 10Y-3M
$\delta_4$	-3.79970	17.86	2.2296%	Spread High Yied
$\delta_5$	-34.22588	3.39	49.5294%	CTE

## 5.2.2 Testes de Hipótese das Especificações Alternativas do Modelo

O modelo mais geral especificado na equação 14 admite que as probabilidades de transição, a variância, e o preço do risco variem com o tempo, nessa seção vamos efetuar os testes dessas duas hipóteses. O teste adotado foi o de razão de verossimilhança, a hipótese nula é representada por restrições lineares sobre os parâmetros, o modelo irrestrito é o desenvolvido na seção anterior. Os resultados, assim como as restrições se encontram-se na tabela abaixo

### 5.2.3 Probabilidade de Transição Constantes

$$H_0 : \beta_{P1} = \beta_{P2} = \beta_{P3} = \beta_{P4} = \beta_{Q1} = \beta_{Q2} = \beta_{Q3} = \beta_{P4} = 0$$

LR Test	P-Value	$R^2$	$\bar{\phi}$	$\bar{\phi}$ Pós-Real
29.212	0.02911%	0.2068	0.9031	0.9223

### 5.2.4 Variância Constante

$$H_0 : A_l = A_s = 0$$

LR Test	P-Value	$R^2$	$\overline{GI}$	$\overline{GI}$ Pós-Real
40.877	0.00000%	0.0956	0.4806	0.8212

A hipótese de variância constante foi rejeitada em qualquer nível de significância razoável.

### 5.2.5 Preço do Risco Doméstico Constante

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$

LR Test	P-Value	$R^2$	$\overline{GI}$	$\overline{GI}$ Pós-Real
5.922	20.50628%	0.0939	0,7599	0.8773

A hipótese de preço do risco doméstico ( $\lambda_i$ ) constante não é rejeitada no período analisado, contudo optamos por manter a especificação mais completa do modelo pois não enfrentamos as restrições computacionais que os autores em seu trabalho original que estimava os GI's de mais de 20 países.

### 5.3 Testes de Significância do Modelo de BH (S&P)

Tabela com os testes de significância dos parâmetros do modelo conforme descritos nas equações 1 a 14, substituindo o portfólio de mercado global (MSCI WI) pelo S&P representando o mercado de renda variável americano. A estimação foi feita por máxima verossimilhança e o teste foi o de razão de verossimilhança.

Parâmetro	Valor Estimado	LR Test $\chi^2$	P-Value	Observações
$CI_{1,1}$	-0.00103	41.21	0.0000%	
$CI_{1,2}$	0.00001	13.63	0.0223%	
$CS_{1,1}$	-0.23161	72.02	0.0000%	
$CS_{1,2}$	0.04464	41.86	0.0000%	
$AI_{1,1}$	-1.01076	9.02	0.2675%	
$AI_{2,1}$	2.93015	21.21	0.0004%	
$\beta^P_1$	0.73531	9.42	0.2145%	P/BV
$\beta^P_2$	-1.58627	16.15	0.0059%	E/P
$\beta^P_3$	-2.30520	2.75	9.7377%	Mk.Cap/PIB
$\beta^P_4$	-1.28362	23.31	0.0001%	Vol.Méd/Mk Cap
$\beta^P_5$	2.14005	7.83	0.5146%	C
$\beta^Q_1$	-3.51879	18.66	0.0016%	P/BV
$\beta^Q_2$	0.00317	5.76	1.6418%	E/P
$\beta^Q_3$	-11.45612	6.09	1.3626%	Mk.Cap/PIB
$\beta^Q_4$	-22.40998	4.57	3.2448%	Vol.Méd/Mk Cap
$\beta^Q_5$	-0.00351	15.17	0.0098%	C
$\delta_1$	0.02743	31.53	0.0000%	Juros Reais(Selic-INPC)
$\delta_2$	0.00514	10.49	0.1197%	MOOD A-B
$\delta_3$	0.08631	14.18	0.0166%	US Tbill 10Y-3M
$\delta_4$	-0.01471	10.19	0.1416%	Spread High Yied
$\delta_5$	-11.49906	8.65	0.3275%	CTE

## 6 Conclusão

Quando estudei pela primeira vez o modelo de Bekaert e Harvey sobre integração de mercados, confesso que fiquei reticente quanto a aderência de um modelo tão intrincado. A solução, apesar de muito engenhosa, demanda uma série de estimações quanto a dinâmica do grau de integração e distribuição dos retornos dos portfólios de mercado, de modo que, enquanto a função de verossimilhança ia sendo programada, era difícil crer que do outro lado o resultado de tudo isso guardaria alguma relação com a realidade. Satisfeito posso dizer que, apesar de todas as críticas que se possa fazer ao modelo e aos dados brasileiros, as quais sou o primeiro a enumerar, a aderência do grau de integração calculado a realidade é impressionante.

Os movimentos observados na autorização do anexo IV em 1991, na passagem do milênio e durante as crises confirmam a capacidade do modelo de explicar a integração do mercado, além de permitir detectar e medir a influência de cada acontecimento na disposição dos investidores a aplicar seus recursos no País. Em outras situações, mais raras, contribuí com o debate de discussões em aberto, tais como o efeito sobre o grau de integração da CPMF, cujo impacto pode ser observado já nos dois meses que a antecederam.

Outra constatação interessante: a integração ao mercado norte-americano é mais intensa e estável que ao mercado global. Cabe lembrar que, para

chegar a essa conclusão, substitui-se o portfólio global (MSCI WI) por um portfólio de mercado americano (S&P) e comparou-se os resultados. Testes econométricos para confirmar constatação constituem uma possível extensão desse trabalho.

É fato que a introdução do Plano Real em 1994, e a conseqüente estabilização dos preços, retiram o ruído inflacionário da análise, melhorando a qualidade dos dados a partir de então. Certamente foi considerada a hipótese de restringir a análise, cortando o período anteriores ao plano de estabilização. Entretanto, além de perder momentos importantes da história da integração do mercado de capitais, dados mensais de 6 anos são insuficientes para estimar as 21 variáveis do modelo, causando problemas de identificação que poderiam comprometer a qualidade dos resultados. Seria interessante, dentro de alguns anos, refazer o trabalho com dados mais recentes e mais aniversários do Plano Real.

Por fim, seria importante ressaltar o que todos já sabem e esse trabalho só confirmou, somos forçados a reconhecer a presença do investidor estrangeiro em nosso mercado. Sob essa perspectiva seria interessante fazer estudos empíricos para o mercado brasileiro considerando portfólios de mercado mais amplos, e avaliar se o resultado é mais robusto quando comparados a modelos no ambiente de isolamento, fica aqui a sugestão para pesquisas futuras.

## 7 Bibliografia

Bekaert, Geert and Campbell R. Harvey, 1995, Time-varying World Market Integration, *Journal of Finance* 50, 403 - 444.

Baba, Yoshihisa, Robert F. Engle, Dennis F. Kraft e Kenneth F. Kroner, 1989, Multivariate simultaneous generalized ARCH, Working Paper, University of California, San Diego, California.

Harvey, Campbell R., 1991, The world price of covariance risk, *Journal of finance* 46, 111-157.

Henry, Peter Blair, 1997, Equity prices, stock market liberalization, and investment, unpublished working paper, IT, Cambridge, MA

Black, Fischer, 1972, Capital market equilibrium with restricted borrowing, *Journal of Business*, 45, 444 - 455.

Campbell, John Y., 1987, Stock Returns and the term structure, *Journal of financial economics* 18, 373-400

Cho, Chinyung, D., Cheil S. Eun, e Lemma W. Senbet, 1986, International arbitrage pricing theory: an empirical investigation, *Journal of Finance* 41, 313 - 330

Diebold, F. X., J. H. Lee e G. C. Weinbach, 1995, Regime switching with time-varying transition probabilities, em C. Hargreaves, Ed.: *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration* (Oxford University Press, London), Forthcom-

ing.

Dumas, Bernard e Bruno Solnik, 1995, The world price of foreign exchange rate risk, *Journal of Finance*, 50, 445 - 479.

Dumas, Bernard, 1994, A test of the international CAPM using business cycles indicators as instrumental variables, in Jeffrey A. Frankel, Ed.: *The internationalization of Equity Markets* (University of Chicago Press, Chicago), pp. 23-50.

Ghysels, Eric, 1993, A time-series model with periodic stochastic regime switches, Working paper, University of Montréal.

Gray, Stephen, 1995a, An analysis of conditional regime switching models, Working paper, Duke University.

Gray, Stephen F., 1995b, Modelling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process, Working Paper, Duke University.

Leal, Ricardo P. C., R. B. Rêgo, Impacto do anexo IV no mercado de capitais brasileiro. Em: *Mercado de Capitais, análise empirica no Brasil*. São Paulo: Atlas, 2000.

Lintner, Jonh, 1965, The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, 12-37

Merton, Robert C., 1980, On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation, *Journal of Financial Economics* 8, 323 - 361.

Solnik, Bruno, 1983, International arbitrage pricing theory, *Journal of*

Finance 38, 177 - 212.

Sharpe, William, 1964, Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, Journal of Finance 19, 425 - 442

## 8 Apêndice I - Função de Verossimilhança

Conforme a definição na seção anterior das variáveis  $\phi$ ,  $Q$ ,  $P$ , equações 6, 7 e 8 é necessário definir o vetor de parâmetros  $\beta$  para estimar o valor de  $\phi$ , que é nossa medida de integração do país ao mercado internacional.

Seja  $R_{i,t}$ , o vetor dos retornos dos ativos doméstico e internacional:

$$\begin{aligned} R_{i,t} &= \begin{bmatrix} r_{i,t} \\ r_{w,t} \end{bmatrix} \\ r_{i,t} &= E_{t-1}[r_{i,t}] + e_{i,t} \end{aligned} \quad (9)$$

De 1 e 5 temos

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} r_{i,t} \\ r_{w,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \phi_{i,t-1} \lambda_{t-1} \text{cov}_{t-1}[r_{i,t}, r_{w,t}] + (1 - \phi_{i,t-1}) \lambda_{i,t-1} \text{var}_{t-1}[r_{i,t}] \\ \lambda_{i,t-1} \text{var}_{t-1}[r_{w,t}] \end{bmatrix} + \\ &+ \begin{bmatrix} e_{i,t} \\ e_{w,t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (10)$$

Onde  $r_{i,t}$  e  $r_{wi,t}$  são os excessos de retorno do Ibovespa e dos Portfólios de mercados adotados respectivamente. E  $\lambda$  representa o preço do risco definido nas equações

Seja  $e_t = \begin{bmatrix} e_{i,t} \\ e_{w,t} \end{bmatrix}$ . Que pode ser decomposto por:

$$e_t = \phi_{i,t-1}e_t^I + (1 - \phi_{i,t-1})e_t^S = \begin{bmatrix} \phi_{i,t-1}e_t^I + (1 - \phi_{i,t-1})e_t^S \\ e_{w,t} \end{bmatrix}$$

Onde  $e_t^I = \begin{bmatrix} e_{i,t}^I \\ e_{w,t} \end{bmatrix}$  e  $e_t^S = \begin{bmatrix} e_{i,t}^S \\ e_{w,t} \end{bmatrix}$  são as perturbações sob integração e isolamento respectivamente. Seja:

$$\begin{aligned} \Sigma_t^S &= E[e_t^S e_t^{S'} | \mathcal{Z}_{t-1}] \\ \Sigma_t^I &= E[e_t^I e_t^{I'} | \mathcal{Z}_{t-1}] = \begin{bmatrix} \text{var}_{t-1}[e_{i,t}^I] & \text{cov}_{t-1}[e_{i,t}^I, e_{w,t}] \\ \text{cov}_{t-1}[e_{i,t}^I, e_{w,t}] & \text{var}_{t-1}[e_{w,t}] \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (11)$$

Além do mais  $\Sigma_{t(1,1)}^S = \text{var}_{t-1}[e_{i,t}^S]$ . A variância condicional é modelada por um ARCH( $K$ ), Baba, Engle, Kraft e Kroner (1989). Logo, as matrizes de variância sob sob integração e isolamento são:

$$\begin{aligned} \Sigma_t^I &= C^I + A^{I^0} \left[ \sum_{k=1}^K w_k e_{t-k} e_{t-k}' \right] A^I \\ \Sigma_t^S &= C^S + A^{S^0} \left[ \sum_{k=1}^S w_k e_{t-k} e_{t-k}' \right] A^S \end{aligned} \quad (12)$$

onde  $C^I$  e  $C^S$  são matrizes 2x2 simétricas e  $A^I$  e  $A^S$  são matrizes 2x2.

Além disso, supõe se que:

$$C_{2,2}^I = C_{2,2}^S \quad (13)$$

$$A_{j,j}^I = A_{j,j}^S$$

$$A_{1,2}^I = A_{1,2}^S = A_{2,1}^S = 0$$

A restrição  $A_{1,2}^I = A_{1,2}^S = 0$  garante que o retorno do ativo de mercado internacional é independente do regime adotado no país. Além do mais, a hipótese que choques no mercado internacional de capitais não afetam a variância dos retornos de um país quando o mercado doméstico é isolado está representado pela hipótese  $A_{2,1}^S = 0$ . Para este trabalho adota-se  $K=3$  e  $w_k = 2 \frac{K+1-k}{K(K+1)}$ , Engle, Lilien e Robbins (1987).

A partir das equações 1 a 4 e admitindo que os erros têm distribuição normal, a função log-verossimilhança do modelo é:

$$\log[L(R_{i,T})] = \sum_{t=1}^T \log[\phi_{i,t-1}g_{1,t} + (1 - \phi_{i,t-1})g_{0,t}] \quad (14)$$

com

$$\begin{aligned}
R_{i,T} &= [R_{i,1}, R_{i,2}, \dots, R_{i,T}] \\
g_{1,t} &= \frac{1}{2\pi} |\Sigma_t^I|^{-1} \exp[-\frac{1}{2} e_t^{I'} (\Sigma_t^I)^{-1} e_t^I] \\
g_{0,t} &= \frac{1}{2\pi} |\Sigma_t^S|^{-1} \exp[-\frac{1}{2} e_t^{S'} (\Sigma_t^S)^{-1} e_t^S]
\end{aligned}$$

Onde  $T$  é o tamanho da amostra. E o vetor de parâmetros  $\Phi$  é definido por:

$$\Phi = [\delta'_w, \delta'_w, \text{vec}(C^I)', C_{1,1}^S, C_{1,2}^S, A_{1,1}^I, A_{2,1}^I, A_{2,2}^I, \beta'] \quad (15)$$

Estimando os parâmetros  $\beta$  e, retomando as equações 6, 7 e 8, podemos calcular o valor de  $\phi_{i,t-1}$ , definido na seção anterior como nossa principal medida do grau de integração.

Por conveniência computacional, optou-se por estimar por máxima verossimilhança o parâmetros  $\delta_w$ ,  $A_{2,2}^I$ ,  $C_{2,2}^I$  e o preço do risco internacional separadamente de acordo com a seguinte função de verossimilhança:

$$\begin{aligned}
r_{w,t} &= \lambda_{t-1} \text{var}_{t-1}(r_{w,t}) + \varepsilon_{w,t} \quad (16) \\
\lambda_{t-1} &= \exp[\delta'_w Z_{t-1}] \\
\text{var}_{t-1}(r_{w,t}) &= c^2 + \alpha^2 \sum_{i=1}^I w_i \varepsilon_{w,t-i}^2 \\
\varepsilon_{w,t} &\sim N(0, h_t)
\end{aligned}$$

Logo:

$$L(c, \alpha, \delta_w) = \sum \log(N(\varepsilon_{w,t})) \quad (17)$$