



**IBMEC SÃO PAULO**

**Programa de Mestrado Profissional em Economia**

**Frederico de Barros Franco**

**DINÂMICA DE INTERDEPENDÊNCIA NA ABERTURA DO  
MERCADO BRASILEIRO**

**São Paulo**

**2008**

**Frederico de Barros Franco**

**Dinâmica de interdependência na abertura do mercado  
brasileiro**

Dissertação apresentada no Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Orientador: Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente – Ibmec SP

**São Paulo**

**2008**

Franco, Frederico de Barros

Dinâmica de interdependência na abertura do mercado brasileiro/Frederico de Barros Franco; orientador Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente. São Paulo: Ibmec São Paulo, 2008. 47 p.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Faculdades Ibmec São Paulo.

1. Interdependência 2. Mercados Globais 3. Bolsas de Valores

## Folha de Aprovação

Frederico de Barros Franco

Dinâmica de interdependência na abertura do mercado brasileiro

Dissertação apresentada no Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em: Julho/2008

### Banca Examinadora

Prof. Dr. Antonio Zoratto Sanvicente

Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura: \_\_\_\_\_

Profa. Dra. Celma Oliveira Ribeiro

Instituição: Escola Politécnica - USP

Assinatura: \_\_\_\_\_

Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes

Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura: \_\_\_\_\_

## Agradecimentos

Ao professor Sanvicente pela disponibilidade e orientação neste trabalho, bem como pelos ensinamentos ao longo do curso, que foram e serão fundamentais na minha formação profissional e como economista.

Aos meus colegas de mestrado, que ajudaram a tornar esses dois anos de provas muito mais agradáveis.

Aos meus pais, por tudo, sempre. À Tati, pela amizade e confiança incondicionais.

Em especial à Vanessa, por entender minha longa ausência em momentos tão difíceis e me apoiar incondicionalmente. Sem seu suporte não teria conseguido.

Dedicatória

**À Vanessa**

## Resumo

FRANCO, Frederico de Barros. **Dinâmica de interdependência na abertura do mercado brasileiro**. São Paulo, 2008. 47 p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade Ibmecc São Paulo, São Paulo, 2008.

Neste trabalho são testados os efeitos das variações nos mercados de ações durante a noite sobre a abertura do mercado brasileiro de ações. São considerados os principais mercados com variações durante o período em que a Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) está fechada para negociações à vista: Estados Unidos, Japão, Ásia-Pacífico e Europa. Os retornos dos índices destes mercados são calculados até o horário de abertura do mercado brasileiro e testados como variáveis explicativas para os retornos dos primeiros trinta minutos do principal índice do mercado de ações brasileiro, o Ibovespa. Foi utilizado modelo de regressão por mínimos quadrados ordinários com estimadores robustos a heterocedasticidade e autocorrelação serial, segundo Newey-West. Apenas os mercados europeus se mostraram significativos, com pouco ou nenhum efeito dos mercados americano, japonês e da Ásia-Pacífico. Os resultados confirmam para o mercado brasileiro os resultados já encontrados na literatura para o mercado asiático: (i) há evidência de interdependência, mas (ii) não suficientemente forte para rejeitar a hipótese de eficiência informacional dos mercados; e (iii) há oportunidade de diversificação internacional eficiente das carteiras.

**Palavras-chave:** Interdependência, mercados globais, bolsas de valores

## Abstract

FRANCO, Frederico de Barros. **Interdependence dynamics at the opening of the Brazilian market.** São Paulo, 2008. 47 p. Dissertation (Masters Degree) – Faculdade Ibmec São Paulo, São Paulo, 2008.

This paper tests the effects of variation in stock markets during the night over the Brazilian stock market opening. The most important markets with variation while the Brazilian stock market (Bovespa) is closed are considered: United States, Japan, Asia-Pacific Region and Europe. These market returns are calculated until the opening of the Brazilian market and tested as independent variables for the return of the first thirty minutes of Brazilian main stock market index, the Ibovespa. An Ordinary Least Squares with Newey-West heterokedasticity and serial correlation correction is used. Only European markets have shown significant, with few or no results from United States, Japan and Asia-Pacific. The results of the regression confirms the other main conclusions found in the literature for Asian markets: (i) cannot be rejected the hypothesis of market interdependence, but (ii) this effect is not strong enough to reject the market efficiency hypothesis; and (iii) there is still opportunity for efficient international portfolio diversification.

**Keywords:** Interdependence, global markets, stock exchanges



# Sumário

1. <b>Introdução</b> .....	11
2. <b>Revisão de Literatura</b> .....	14
3. <b>Método</b> .....	20
4. <b>Dados</b> .....	22
5. <b>Modelo</b> .....	25
6. <b>Estatísticas Descritivas e Análise dos Resultados</b> .....	28
7. <b>Conclusões</b> .....	36
8. <b>Referências Bibliográficas</b> .....	38
9. <b>Apêndice I</b> .....	41
10. <b>Anexo I</b> .....	47

## Lista de ilustrações

Gráfico 1. Horários de funcionamento: Bovespa e NYSE/Nasdaq .....	20
Tabela 1. Índices de referência por país ou região .....	22
Tabela 2. Descrição das variáveis selecionadas .....	25
Tabela 3. Matriz de correlação dos retornos .....	28
Tabela 4. Regressões individuais da variável IBOV_FECH contra os demais índices .....	29
Tabela 5. Regressões individuais da variável IBOV_ID contra os demais índices ...	30
Tabela 6. Testes das hipóteses para regressões por mínimos quadrados para a variável IBOV_FECH .....	31
Tabela 7. Testes das hipóteses para regressões por mínimos quadrados para a variável IBOV_ID .....	31
Tabela 8. Resultados das regressões dos retornos do índice MXER contra os demais retornos .....	32
Tabela 9. Comparativo entre regressões originais e com resíduos de MXER .....	33
Gráfico 2. Séries observada, ajustada e dos resíduos para IBOV_FECH .....	34
Gráfico 3. Séries observada, ajustada e dos resíduos para IBOV_ID .....	35

## 1. Introdução

Segundo o princípio enunciado por Markowitz (1952), os investidores buscarão sempre selecionar ativos com o maior grau de retorno e o menor grau de risco, ou seja, com o menor risco possível para um dado nível de retorno esperado.

Diante deste *trade-off*, é possível imaginar que os investidores busquem minimizar o risco de sua carteira através da diversificação dos investimentos em diferentes mercados. Desta forma, o nível de correlação entre os mercados tem importância fundamental na eficácia da diversificação internacional como ferramenta de redução do risco de carteiras.

Diversos trabalhos têm sido realizados visando analisar os efeitos da interdependência dos mercados globais, em especial o efeito das variações do mercado americano sobre os demais mercados. Estudos iniciais, como Grubel e Fadner (1971), encontraram que a interdependência dos movimentos dos preços de ações é muito menos pronunciada entre países do que dentro de um mesmo mercado. Desde Eun e Shim (1989), diferentes técnicas matemáticas e estatísticas foram utilizadas para identificar os efeitos de interdependência, cointegração e contágio, desde regressões lineares até vetores autorregressivos, testes de causalidade de Granger e modelos de cointegração de Johansen.

Com a evolução tecnológica, cada vez mais o acesso às mesmas informações ocorre com maior velocidade, levando o efeito de uma inovação em um mercado a afetar os demais mercados em horas ou mesmo minutos, e não mais em dias.

Com a maior velocidade da informação, torna-se ainda mais importante a relação entre os diversos fusos horários, e seus efeitos sobre o descasamento ao longo do dia dos horários de funcionamento dos mercados globais. Todos os trabalhos analisados consideram de alguma forma o efeito dos fusos horários, inicialmente apenas na interpretação dos resultados, como Eun e Shim (1989), posteriormente incorporando a dinâmica da assimetria de funcionamento ao modelo, mas ainda com a utilização de retornos diários, como Karolyi e Stulz (1996) e finalmente utilizando dados intradiários para estudos de transmissão de volatilidade, como Booth et al (1997) e Wongswan (2006).

Os trabalhos analisados têm, também por causa disso, focalizado sua

atenção na região da Ásia-Pacífico e na Europa, onde a questão dos fusos horários em relação ao mercado americano é mais pronunciada. No caso da Ásia-Pacífico, o funcionamento dos mercados ocorre integralmente sem sobreposição de horários com o mercado americano. Na Europa há um período de funcionamento anterior à abertura do mercado americano e outro período com funcionamento simultâneo entre os mercados.

Há, portanto, uma similaridade entre os mercados europeus e o mercado brasileiro com relação ao funcionamento, em parte simultâneo e em parte “isolado” em relação ao mercado americano, que seria o principal fator de cointegração intra-diária segundo os diversos estudos referenciados mais adiante.

O mercado brasileiro, através da Bovespa, tem sua abertura sempre anterior à do mercado americano de meia à uma hora e meia, dependendo do efeito dos horários de verão em ambos os países. Durante esse período há uma “carga” de informações que vem do comportamento dos mercados asiáticos (já fechados), europeus (em funcionamento) e, durante um período do ano, da última hora de funcionamento do mercado americano no dia anterior (fechamento da Bovespa em horário anterior à NYSE/Nasdaq).

O objetivo deste trabalho é analisar o efeito de interdependência sobre o mercado brasileiro no período livre de funcionamento simultâneo ao mercado americano, ou seja, o efeito da variação dos mercados globais durante a “noite” sobre a abertura do mercado brasileiro.

Um modelo de regressão múltipla é utilizado para analisar a dependência do retorno da primeira meia hora do mercado brasileiro em relação aos retornos dos mercados asiáticos, aos retornos intradiários acumulados nos mercados europeus até o momento da abertura da Bovespa e, quando aplicável, ao retorno da última hora de funcionamento do mercado americano.

As contribuições esperadas deste trabalho, em relação aos trabalhos já realizados sobre o assunto são, portanto: (i) a análise de interdependência do mercado brasileiro em relação aos mercados com funcionamento durante a “noite”, expurgando o efeito do funcionamento simultâneo com o mercado americano através da utilização apenas do retorno da primeira meia hora do funcionamento da Bovespa; e (ii) a utilização dos retornos intra-diários acumulados, ao invés dos retornos diários, que desconsideram o funcionamento, em parte simultâneo, em parte assimétrico dos mercados, ou da volatilidade intra-diária, que atua

principalmente nos períodos de funcionamento simultâneo.

O presente trabalho procura atingir o objetivo mencionado acima da seguinte forma: na Seção 2, é feita uma revisão da literatura a respeito da interdependência entre mercados. A seguir, na Seção 3, é feita uma descrição da metodologia e dos conceitos utilizados. Na Seção 4, são descritos os dados e os cálculos realizados para a obtenção dos retornos acumulados de cada índice. Na Seção 5 é discutido o modelo proposto. A análise dos resultados é mostrada na Seção 6 e as conclusões estão na Seção 7.

## 2. Revisão de Literatura

Os trabalhos sobre interdependência entre os mercados têm ressaltado o crescimento deste efeito nas últimas décadas, em função da integração global e da evolução tecnológica, que permitem o acesso cada vez mais generalizado às mesmas informações ao mesmo tempo.

Os horários de funcionamento dos mercados globais passam a ter cada vez mais importância, uma vez que a informação flui imediatamente, levando as inovações em um mercado a afetar outros em minutos, e não mais horas ou dias.

Outra questão frequentemente abordada é o efeito deste aumento na correlação sobre a capacidade de diversificação da carteira com investimento em mercados internacionais.

Os artigos estudados dividem-se em dois grupos principais: os que analisam a interdependência dos retornos dos mercados, utilizando dados diários, e os que estudam a interdependência na volatilidade entre os mercados internacionais, utilizando-se de dados intradiários.

Em função do modelo de interdependência escolhido, o enfoque deste trabalho será na análise do primeiro grupo de artigos. Alguns trabalhos do segundo grupo serão citados por serem formas mais recentes de referendar os resultados encontrados no primeiro.

O estudo dos artigos do primeiro grupo (análise da interdependência dos retornos com dados diários) começa com Eun e Shim (1989), que utilizam um modelo de vetor autorregressivo para identificar as respostas dinâmicas de um mercado a inovações em outro. São utilizados dados de nove mercados (Austrália, Japão, Hong-Kong, Reino Unido, Suíça, França, Alemanha, Estados Unidos e Canadá) no período entre 1979 e 1985. O efeito do funcionamento dos mercados em diferentes horários é abordado, mas apenas para efeito da análise empírica dos resultados, não havendo ajustes no modelo ou nos dados em função disso. Os resultados fornecem evidência de que há substancial interdependência entre os mercados internacionais de ações. A análise dos mercados individualmente mostra que os Estados Unidos são o mercado que mais fortemente impacta os demais mercados, e que nenhum dos demais mercados individualmente tem efeito sobre o mesmo. Por fim, o padrão de impulso-resposta encontrado mostra que o efeito das inovações nos demais mercados é

fortemente pronunciado no primeiro dia, e praticamente desaparece nos períodos subsequentes, reforçando a hipótese de mercados informacionalmente eficientes.

Furstenberg et al (1989) aplicam o que denominam “análises técnica e dos fundamentos” da correlação entre os quatro principais mercados globais (Estados Unidos, Alemanha, Japão e Reino Unido) entre 1986 e 1988. A análise chamada de técnica pelos autores caracteriza-se pela avaliação da correlação dos retornos entre os mercados avaliados, considerando apenas as informações trazidas pelos próprios dados. A “análise dos fundamentos” é uma tentativa de relacionar a variação destes mercados a outras variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, câmbio e preços do petróleo. A questão dos fusos horários é considerada na montagem dos modelos e na análise dos resultados, ainda que tenham sido desconsiderados os efeitos de horários de verão (bastante relevantes no caso do mercado brasileiro). Concluem que a crise de outubro de 1987 representa uma mudança significativa no padrão de correlação dos mercados analisados, uma vez que os agentes devem ter percebido o menor efeito de diversificação dos mercados durante crises (efeito contágio). Além disso, que “os padrões passados de dominância exercidos por determinados mercados nacionais de ações devem se tornar menos pronunciados, à medida que o mesmo grupo de agentes, equipados com as mesmas informações, está cada vez mais presente em cada um dos principais mercados, e apto a tirar vantagem dos seus horários de operação, conforme as oportunidades” (FURSTENBERG, 1989, p. 194).

Becker, Finnerty e Gupta (1990) encontram uma alta correlação entre os retornos diários (fechamento em relação à abertura) do mercado japonês em relação ao mercado americano no dia anterior. Utilizando observações entre 1985 e 1988, utilizam um modelo de regressão linear simples considerando o retorno do índice do mercado japonês (Nikkei) como variável dependente e o retorno do índice S&P 500 como variável explicativa. Os resultados considerando defasagem de um dia para o mercado japonês demonstraram índices de correlação e explicação bastante superiores ao modelo especificado com retornos nas mesmas datas. Os índices de correlação e explicação se mostraram ainda superiores na amostra que incluiu o mês de outubro de 1987, evidenciando o efeito contágio. Concluem que a alta correlação seria uma violação da hipótese de mercado eficiente, mas os altos custos de transação e taxas de transferências no Japão eliminam a possibilidade de uma estratégia de arbitragem, o que é comprovado em simulações.

Hamao, Masulis e Ng (1990) utilizam um modelo ARCH (*Autorregressive*

*Conditionally Heteroskedastic*) com observações diárias entre 1985 e 1988 para encontrar padrões de interdependência entre os mercados americano, japonês e britânico. Utilizando um modelo final GARCH (1,1), evidências de contágio são encontradas tanto nas séries de retornos de abertura *versus* fechamento quanto de fechamento *versus* abertura no mercado japonês. Os mercados americano e britânico são pouco afetados individualmente por variações nos demais mercados.

Karolyi e Stulz (1996) comparam os retornos de ADRs de empresas japonesas negociados na bolsa de Nova Iorque com as mesmas ações negociadas no mercado do Japão, como maneira de reduzir o efeito de falta de sincronização de horários de funcionamento. Utilizando observações entre 1988 e 1992, concluem que nem informações macroeconômicas nem choques na taxa de câmbio alteraram significativamente o padrão de co-movimento entre os retornos das ações nos mercados analisados. Por outro lado, uma importante conclusão é a de que os co-movimentos se mostraram altos quando há variações absolutas altas nos retornos, em especial no mercado americano. Segundo os autores, isso sugere que a diversificação internacional pode não proporcionar o nível de diversificação esperado em momentos de crise. Por fim, concluem que a covariância varia com o tempo e não pode portanto ser tratada como constante em modelos de gestão de risco.

Sanvicente (1998) realiza um teste de cointegração de Johansen com o objetivo de quantificar a evolução da integração do mercado brasileiro de ações ao mercado americano. São utilizados dados diários e os resultados são analisados em três períodos distintos: anterior à vigência da Resolução 1832 (1986 a 1991), anterior ao Plano Real (1991 a 1994) e o período pós-Plano Real (1994 a 1997). Os resultados do modelo rejeitam a hipótese de cointegração significativa entre as séries, o que significa que as séries históricas de um mercado não contêm informação útil para a predição do comportamento de outro mercado. É rejeitada ainda a hipótese de alterações significativas no grau de interdependência dos dois mercados entre os períodos estudados. Conclui, por fim, que existiam ainda importantes oportunidades de redução de risco entre os mercados brasileiro e norte-americano.

Pereira, Costa Jr e Dantas (2000) expandem o estudo de cointegração para outros países da América latina, incluindo Argentina, México, Chile, Peru e Venezuela, além de Brasil, Estados Unidos e Japão. Os autores aplicam testes de causalidade de Granger para séries de observações entre 1994 e 1998 e concluem que há evidência de que os mercados brasileiro e argentino têm efeito sobre o comportamento dos



demais mercados de menor porte.

Forbes e Rigobon (2002) definem como contágio apenas o aumento relativo de co-movimento e não um nível constantemente alto de correlação, definido como interdependência. Segundo os autores, os coeficientes de correlação entre mercados são condicionados pela volatilidade. Se os modelos não forem ajustados para considerar a heterocedasticidade, encontrarão evidências de contágio nem sempre reais. Utilizam um modelo VAR para analisar a correlação entre os retornos diários de 28 mercados, durante as crises nos Estados Unidos (1987), no México (1994) e na Ásia (1997). Os dados são agrupados em períodos de estabilidade, crise e toda a amostra, e os resultados com o modelo não ajustado para heterocedasticidade são comparados aos resultados ajustados pela correlação condicionada por volatilidade. Em todos os casos, ao utilizar o modelo ajustado para heterocedasticidade, não sobra evidência de contágio, definido pelos autores como incremento relativo significativo da correlação entre mercados. Assim, não haveria necessariamente um efeito contágio, mas apenas a alta correlação já existente entre alguns mercados, denominada pelos autores como interdependência.

Dantas, Pereira e Costa Jr (2002) utilizam dados de fechamento semanais entre 1994 e 2001 e realizam testes de cointegração de Johansen para nove índices de bolsas de valores: Bovespa, Nasdaq, Dow Jones, Nikkei, IBB, IGPA, ISBVL, Merval e IPyC. São encontradas evidências de co-integração entre dezesseis dos trinta e oito pares de mercados possíveis. A conclusão de que a bolsa brasileira não se cointegra com a americana está em linha com o resultado encontrado por Sanvicente (1998). Entretanto, esses autores complementam que o efeito contágio no período de crise pode ser observado em função da cointegração com os mercados da Argentina e do México, Concluem que os investidores devem levar em consideração esse efeito na sua estratégia de diversificação internacional, em especial no longo prazo.

Por fim, Bessler e Yang (2003) utilizam um modelo VEC (*Vector Error Correction*) para identificar, através de uma metodologia denominada DAG (*Directed Acyclic Graphs*), a estrutura de causalidade contemporânea entre os mesmos nove mercados analisados originalmente por Eun e Shim (1989). Restrições ao modelo são impostas conforme a impossibilidade de influência entre os mercados em função dos fusos horários. No caso dos mercados europeus, onde há parte simultânea e parte sem simultaneidade, são testados modelos com e sem restrição. Na estrutura de causalidade de curto prazo (ver Anexo 1), o Japão aparece como mercado mais

fortemente exógeno e os mercados da França e do Canadá como os mais fortemente afetados pelos movimentos dos demais mercados. Ao contrário de Eun e Shim (1989), encontram evidência de influência dos mercados de Hong-Kong, Suíça, França, Alemanha e Reino Unido sobre o mercado americano, apesar desse efeito aparecer apenas no curto prazo. No longo prazo, apenas os Estados Unidos aparecem como um mercado com impacto consistente sobre os demais mercados. Concluem assim que os mercados de capitais não estão nem totalmente integrados nem completamente segmentados, restando assim potencial para diversificação internacional.

Entre os estudos do segundo grupo, Booth et al (1997) investigam a transmissão de volatilidade intra-diária dos preços entre os mercados de futuros de índices dos Estados Unidos, do Reino Unido e do Japão. Os autores separam os movimentos dos mercados em dois modelos: *meteor showers* e *heat waves*. Essa analogia serve para diferenciar os processos de volatilidade intra-diária causados apenas pela autocorrelação específica no próprio país (como uma onda de calor, que tem relação com o clima do dia anterior no próprio local), denominados "*heat waves*", dos processos de transmissão de volatilidade entre os mercados (que, assim como uma chuva de meteoros, atingiria diversos países ao mesmo tempo, conforme o movimento da Terra), denominados "*meteor showers*". Os autores comparam os resultados dos modelos VAR e GARCH, aplicados a dados intra-diários entre 1988 e 1994. Concluem que de fato há evidências de transmissão de volatilidade (*meteor showers*) entre os mercados americano, inglês e japonês no período analisado. Com exceção do Japão, onde não é possível rejeitar a influência dos retornos passados (processo *heat wave*), os resultados do modelo EV-VAR com dados intra-diários são consistentes com os resultados encontrados em outros estudos utilizando modelos tradicionais com dados diários.

Wongwan (2006) utiliza dados intra-diários, em intervalos de quinze minutos, para examinar a transmissão de informações (anúncios de relevância macroeconômica) dos Estados Unidos e do Japão, para os mercados da Coreia do Sul e da Tailândia entre 1995 e 2000. Segundo o autor, a utilização de dados de baixa frequência comprometeria o resultado dos modelos, em função da rapidez da absorção das inovações e do ruído causado por outros efeitos dinâmicos de curto prazo. Comenta que, em função da diferença de fusos entre os Estados Unidos e a Ásia, o impacto dos anúncios sobre a volatilidade dos mercados ocorre durante os

primeiros períodos de negócios do dia. Encontra evidências do efeito das inovações trazidas pelos anúncios macroeconômicos nos Estados Unidos e no Japão sobre a volatilidade e o volume de negócios nos mercados da Coréia e da Tailândia, mas o efeito tinha duração média de 30 minutos (2 observações). Conclui que o uso de dados de alta frequência para estudos sobre volatilidade mostra que existe de fato um impacto estatisticamente significativo da divulgação de informações macroeconômicas nos países desenvolvidos sobre os mercados dos países emergentes (no caso, Tailândia e Coréia), servindo de apoio para uma das questões fundamentais em finanças: a ligação entre fundamentos macroeconômicos e a dinâmica dos preços dos ativos.

Ambos os grupos de trabalhos têm conclusões bastante semelhantes no tocante às evidências de existência de interdependência entre os mercados, e à importância de se considerar tal efeito durante a montagem de carteiras com o objetivo de diversificação de riscos. A maioria dos trabalhos faz, no entanto, a ressalva de que tal efeito não pode ser considerado uma violação da hipótese de mercados informacionalmente eficientes, pois a interdependência explicaria apenas parte (às vezes pequena) dos movimentos dos mercados, e uma eventual estratégia de arbitragem seria pouco eficiente em função dos custos de transação e transferência.

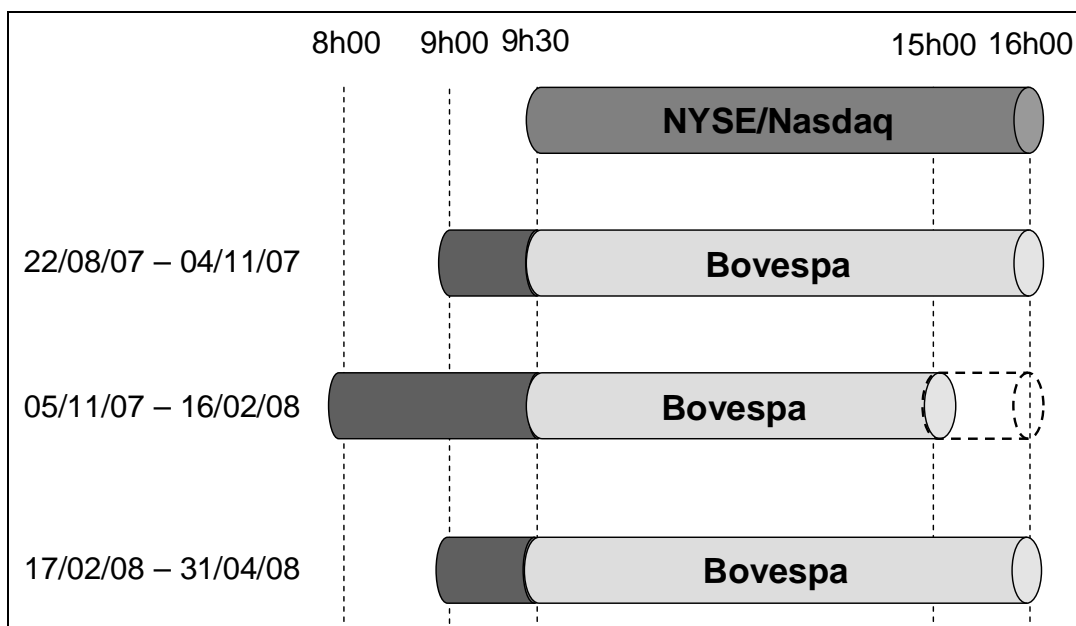
### 3. Método

O objetivo deste trabalho é analisar, através de um modelo de regressão, o efeito do comportamento dos mercados globais durante a noite sobre a abertura do mercado brasileiro.

O período do mercado brasileiro analisado é composto pelos primeiros trinta minutos de funcionamento da Bovespa que, independentemente do efeito de fusos horários e ajustes de horários de verão, ocorre sempre sem simultaneidade com o mercado americano.

No Gráfico 1 abaixo, o horário de funcionamento da Bovespa é mostrado em relação ao horário da costa leste americana (*Eastern Time*). O funcionamento da bolsa de Nova Iorque é das 9h30 às 16h00 no horário local. Pode-se observar que, independentemente do efeito dos horários de verão em cada país, há sempre um período de 30 minutos de funcionamento do mercado brasileiro que antecede o do mercado americano. Pode-se observar também que existe uma hora excedente de funcionamento da bolsa norte-americana em relação à Bovespa durante apenas uma parte do ano, dependendo da relação entre os horários de verão em cada localidade.

Gráfico 1 – Horários de funcionamento: Bovespa e NYSE/Nasdaq\*



\* Horário de Nova Iorque (*Eastern Time*).

Por “noite” entende-se todo o movimento dos mercados ocorrido em período em que não há funcionamento do mercado brasileiro, através da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), que funciona das 10h00 às 17h00 ou das 11h00 às 18h00 do horário local, dependendo do horário de verão.

São então necessários dados que reflitam o comportamento dos mercados globais durante este período.

De acordo com os fusos horários, há movimentação nos seguintes mercados enquanto o mercado brasileiro está fechado:

- Mercado americano: uma hora de funcionamento posterior ao fechamento da Bovespa, em determinado período do ano, de acordo com o horário de verão em cada um dos países.
- Mercados asiáticos: funcionamento integral.
- Mercados do Pacífico: funcionamento integral.
- Mercados europeus: funcionamento anterior à abertura da Bovespa, durante algumas horas no período da manhã.

São utilizados como medida do comportamento de cada mercado o retorno total acumulado pelos seus principais índices, considerando apenas o período em que o mercado brasileiro estaria fechado:

- Mercado americano: retorno acumulado na última hora (sendo desconsiderados os períodos em que não há este descasamento).
- Mercados da região Ásia-Pacífico: retorno diário, uma vez que não há funcionamento simultâneo com a Bovespa.
- Mercados europeus: retorno acumulado da sua abertura até a abertura do mercado brasileiro.

## 4. Dados

Os dados utilizados foram extraídos do sistema Bloomberg e para o período entre 22/agosto/2007 e 07/abril/2008, num total de 151 observações diárias.

Os índices utilizados como variáveis seguem na tabela abaixo:

Tabela 1. Índices de referência por país ou região.

<b>Índice</b>	<b>Descrição</b>	<b>Países</b>
IBOV	IBovespa	Brasil
MXER	MSCI – All Countries Europe	Austria, Bélgica, República Tcheca, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Hungria, Irlanda, Itália, Holanda, Noruega, Polônia, Portugal, Rússia, Espanha, Suécia, Suíça, Turquia, Reino Unido
MXMU	MSCI – Emerging Markets Europe	República Tcheca, Hungria, Polônia, Rússia, Turquia
MXAP	MSCI – All Countries Asia-Pacific	Austrália, China, Hong Kong, Índia, Indonésia, Japão, Coreia do Sul, Malásia, Nova Zelândia, Paquistão, Filipinas, Singapura, Taiwan, Tailândia
MXMS	MSCI – Emerging Markets Asia	China, Índia, Indonésia, Coreia do Sul, Malásia, Paquistão, Filipinas, Taiwan, Tailândia
MXPFJ	MSCI – Developed Countries Pacific Ex-Japan	Austrália, Hong Kong, Nova Zelândia, Singapura
MXJP	MSCI Japan	Japão
NASDAQ	Nasdaq Composite	Estados Unidos

Os índices MSCI são calculados utilizando as ações que correspondem a 85% da capitalização de cada indústria de um determinado país, conforme a *Global Industry Classification Standard*. Com essa metodologia, captura 85% da capitalização total de um mercado refletindo a sua diversidade econômica. A manutenção dessa metodologia em todos os mercados permite a consolidação dos índices regionais, utilizando como ponderação o mesmo critério de capitalização total (de cada país).

O índice Nasdaq Composite é um índice calculado considerando o valor de todas as ações listadas na bolsa eletrônica Nasdaq, ponderado por valor de mercado (capitalização) de cada ação.

O Índice Bovespa (Ibovespa) é calculado considerando as ações que correspondem a 80% do volume de negócios e do volume financeiro verificados no mercado à vista da Bovespa nos 12 meses anteriores. É calculado considerando como ponderação a participação de cada ação no volume de negócios, e prevê o reinvestimento de proventos das ações nos próprios títulos contidos na carteira teórica.

Foram extraídas bases com índices intradiários em intervalos de 30 minutos, com o objetivo de calcular os retornos intra-diários acumulados (diferença entre logaritmos da primeira e da última observação para cada índice).

Para o mercado brasileiro é utilizado o índice Bovespa. Para este índice foram geradas duas séries de retorno acumulado nos primeiros trinta minutos: uma considerando o retorno em relação à abertura do dia e outra considerando o retorno em relação ao fechamento do dia anterior. Os cálculos de retorno foram feitos, portanto, com as seguintes fórmulas:

$$IBOV\_FECH = LN\left(\frac{IBOV_{30}}{IBOV_{FECH-1}}\right)$$

$$IBOV\_ID = LN\left(\frac{IBOV_{30}}{IBOV_{ABERT}}\right)$$

Em que:

$IBOV_{30}$  = Ibovespa 30 minutos após a abertura.

$IBOV_{FECH-1}$  = Fechamento do Ibovespa no dia anterior.

$IBOV_{ABERT}$  = Abertura do Ibovespa no dia.

Para os índices da Europa foram gerados retornos entre o momento de abertura da Bovespa em relação ao fechamento do dia anterior. Os cálculos de retornos foram feitos com a seguinte fórmula:

$$MSCI = LN\left(\frac{MSCI_{AB\_IBOV}}{MSCI_{FECH-1}}\right)$$

Em que:

$MSCI_{AB\_IBOV}$  = Valor do índice MSCI no horário de abertura da Bovespa.

$MSCI_{FECH-1}$  = Fechamento do índice MSCI no dia anterior.

Para os índices da Ásia e do Pacífico foram gerados retornos entre os fechamentos do dia e do dia anterior. Os cálculos de retorno foram feitos com a seguinte fórmula:

$$MSCI = LN\left(\frac{MSCI_{FECH}}{MSCI_{FECH-1}}\right)$$

Em que:

$MSCI_{FECH}$  = Fechamento do índice MSCI no dia.

$MSCI_{FECH-1}$  = Fechamento do índice MSCI no dia anterior.

Para o índice do mercado americano escolhido (Nasdaq Composite) foram gerados retornos do horário do fechamento da Bovespa até o fechamento do mercado americano. Diferentemente das demais variáveis, o modelo leva em consideração os retornos do mercado americano na data anterior (D-1).

Como pode ser observado no Gráfico 1, a hora adicional de funcionamento das bolsas americanas em relação à Bovespa ocorre apenas entre 04/nov/2007 e 16/fev/2008 no período analisado (66 observações). No restante do ano, os fechamentos destes mercados acontecem simultaneamente e os retornos da última hora da Nasdaq podem não ser necessariamente significativos.

São eliminadas as observações fora do período citado acima, não pela premissa de que não contenham informações relevantes, mas por que o objetivo deste trabalho é observar o efeito das movimentações dos mercados globais enquanto o mercado brasileiro está fechado.

Os cálculos de retornos foram feitos com a seguinte fórmula:

$$NASDAQ = LN\left(\frac{NASDAQ_{FECH}}{NASDAQ_{FECH\_IBOV}}\right)$$

Em que:



$NASDAQ_{FECH}$  = Fechamento do índice Nasdaq Composite no dia.

$NASDAQ_{FECH\_IBOV}$  = Valor do índice Nasdaq no horário de fechamento da Bovespa.

## 5. Modelo

São consideradas, portanto, as seguintes séries de retornos como variáveis na especificação da regressão:

Tabela 2. Descrição das variáveis selecionadas

Variável	Descrição
IBOV_FECH	Retorno dos primeiros 30 minutos do Ibovespa em relação ao <b>fechamento do dia anterior</b>
IBOV_ID	Retorno dos primeiros 30 minutos do Ibovespa em relação à <b>abertura do dia</b>
MXER	Retorno do índice <b>MXER</b> no horário de abertura da Bovespa em relação ao fechamento do dia anterior
MXMU	Retorno do índice <b>MXMU</b> no horário de abertura da Bovespa em relação ao fechamento do dia anterior
MXAP	Retorno diário do índice <b>MXAP</b> no fechamento
MXMS	Retorno diário do índice <b>MXMS</b> no fechamento
MXPFJ	Retorno diário do índice <b>MXPFJ</b> no fechamento
MXJP	Retorno diário do índice <b>MXJP</b> no fechamento
NASDAQ	Retorno do índice <b>Nasdaq Composite</b> na última hora de funcionamento (nos períodos aplicáveis)

São feitas regressões dos retornos de cada um dos índices como variável explicativa para as variáveis IBOV\_ID (retorno intra-diário, acumulado nos primeiros trinta minutos em relação à abertura do dia) e IBOV\_FECH (retorno acumulado nos primeiros trinta minutos em relação ao fechamento do dia anterior).

São utilizados estimadores de mínimos quadrados ordinários, com matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West (*Newey-West HAC*), para testar a hipótese nula de que cada variável explicativa tem coeficiente zero na regressão.

Os resultados das regressões aparecem nas Tabelas 4 e 5, e seguem o formato:

$$IBOV\_FECH = \beta_0 + \beta_1 INDICE + \mu \quad (1)$$

e

$$IBOV\_ID = \beta_0 + \beta_1 INDICE + \mu \quad (2)$$

Em que:

INDICE = Índice escolhido como variável explicativa, conforme Tabela 2.

São feitos testes de normalidade, correlação serial e heterocedasticidade dos resíduos, para verificar a eficiência e dos estimadores e a validade das estatísticas de significância das regressões. Caso seja violada alguma das hipóteses, as decorrências desta violação (e do conseqüente relaxamento da hipótese) são discutidas e consideradas na análise dos resultados.

Caso algum dos índices se mostre significativo, são feitas novas regressões para verificar a existência de efeito de outros mercados sobre este. Caso sejam encontrados índices significativos em relação ao primeiro, são feitas novas regressões e os seus resíduos são testados como variáveis explicativas para o comportamento das variáveis IBOV\_FECH e IBOV\_ID. O objetivo deste último teste é isolar o efeito dos mercados inicialmente identificados como significativos, retirando destes as eventuais variações associadas a outros mercados de funcionamento anterior.

As regressões dos retornos do Ibovespa em relação aos resíduos das demais regressões terão a forma:

$$IBOV\_FECH = \beta_0 + \beta_1 RES\_IND + \mu \quad (3)$$

e

$$IBOV\_ID = \beta_0 + \beta_1 RES\_IND + \mu. \quad (4)$$

Em que:

RES\_IND = série de resíduos da regressão da variável significativa encontrada em

(1) e (2) contra os retornos de outros índices

Após a análise dos resultados das regressões individuais com as variáveis escolhidas, são selecionados os índices com melhor significância individual, para montagem de dois modelos de regressão múltipla, com o objetivo de estabelecer a equação de melhor ajuste.

As regressões múltiplas têm, portanto, a forma inicial:

$$IBOV\_ID = \beta_0 + \beta_1 MXER + \beta_2 MXMU + \beta_3 MXAP + \beta_4 MXMS + \beta_5 MXPJ + \beta_6 MXJP + \beta_7 NASDAQ + \mu \quad (5)$$

e

$$IBOV\_FECH = \beta_0 + \beta_1 MXER + \beta_2 MXMU + \beta_3 MXAP + \beta_4 MXMS + \beta_5 MXPJ + \beta_6 MXJP + \beta_7 NASDAQ + \mu \quad (6)$$

São utilizadas matrizes de covariância robustas a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West (*Newey-West HAC*). As variáveis menos significativas são gradativamente retiradas, a fim de encontrar o modelo que melhor demonstre os possíveis componentes de interdependência na abertura do mercado brasileiro de ações, através da utilização de critérios de informação de Schwarz (preferencial) e Akaike, poder explicativo e erro quadrático total.

Da mesma forma que as regressões individuais, os resultados destas regressões também são testados para normalidade, autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos.

## 6. Estatísticas Descritivas e Análise dos Resultados

Como análise inicial da interdependência entre o mercado brasileiro de ações e os demais mercados, apresenta-se a matriz de correlação entre os retornos dos índices selecionados, apresentada na Tabela 3.

Tabela 3. Matriz de Correlação de Retornos

	IBOV_ FECH	IBOV_ ID	MXAP	MXER	MXJP	MXMS	MXMU	MXPFJ	NSDQ
IBOV_ FECH	1.000	0.268	0.323	<b>0.736</b>	0.152	0.377	<b>0.666</b>	0.393	0.156
IBOV_ ID	0.268	1.000	0.039	-0.154	<b>0.143</b>	0.001	-0.200	-0.010	0.045
MXAP	0.323	0.039	1.000	0.413	0.842	0.904	0.457	0.918	0.005
MXER	0.736	-0.154	0.413	1.000	0.181	0.431	0.825	0.516	0.053
MXJP	0.152	0.143	0.842	0.181	1.000	0.693	0.194	0.657	-0.050
MXMS	0.377	0.001	0.904	0.431	0.693	1.000	0.499	0.875	0.076
MXMU	0.666	-0.200	0.457	0.825	0.194	0.499	1.000	0.536	0.112
MXPFJ	0.393	-0.010	0.918	0.516	0.657	0.875	0.536	1.000	0.068
NSDQ	0.156	0.045	0.005	0.053	0.050	0.076	0.112	0.068	1.000

Valores em negrito indicam as maiores correlações encontradas.

A análise inicial da matriz de correlação traz indicações dos possíveis resultados da regressão. Observando o comportamento do retorno dos primeiros trinta minutos em relação ao fechamento do dia anterior (IBOV\_FECH), chama atenção a correlação bastante alta com os retornos dos mercados europeus (MXER e MXMU). Também merece destaque a correlação bastante baixa com a última hora de funcionamento da Nasdaq e com os retornos do mercado japonês. A correlação com os demais mercados asiáticos (MXAP e MXMS) e do Pacífico (MXPFJ) existe, mas em grau bastante inferior aos mercados europeus.

Quando a variável observada é o retorno da primeira meia hora em relação à abertura do índice no próprio dia (IBOV\_ID), os resultados são bastante diferentes, com a maior correlação em -0,20 com o mercado de ações do Japão (MXJP).

Outro ponto que chama atenção é a correlação consideravelmente baixa

entre o retorno em relação à abertura do dia com o retorno em relação ao fechamento do dia anterior, o que parece reforçar a hipótese de *random walk* dos mercados de ações.

Após a análise das correlações, são feitas regressões lineares considerando cada uma das variáveis dependentes em relação aos índices individualmente (conforme as equações 1 e 2). Os resultados das regressões com as variáveis IBOV\_FECH e IBOV\_ID são apresentados respectivamente nas Tabelas 4 e 5.

Tabela 4. Regressões individuais da variável IBOV\_FECH contra os demais índices

Variável	Intercepto	Coefficiente	Erro	Estat. t	Probab.	R <sup>2</sup>
MXAP	0.001277	0.260041	0.062489	4.161401	<b>0.0001*</b>	0.095224
MXER	0.001032	0.761294	0.057225	13.30345	<b>0.0000*</b>	0.535677
MXJP	0.001371	0.120341	0.066198	1.817883	0.0711	0.013060
MXMS	0.001216	0.277108	0.055473	4.995359	<b>0.0000*</b>	0.134491
MXMU	0.000840	0.587587	0.053403	11.00279	<b>0.0000*</b>	0.440239
MXPFJ	0.001087	0.286502	0.054382	5.268346	<b>0.0000*</b>	0.148057
NASDAQ	0.001360	0.490051	0.306083	1.601038	0.1115	0.014467

\* Significativo no nível de 5%.

Podemos observar, pelos resultados mostrados na Tabela 4 que, no nível de significância de 5%, não rejeitamos a hipótese de que os retornos dos mercados do Japão e da última hora do mercado americano não são significativos individualmente para a explicação do retorno do mercado brasileiro de ações. Apenas os mercados europeus tiveram uma combinação consistente entre significância e poder explicativo. Os demais mercados asiáticos se mostraram significativos, mas com poder explicativo relativamente baixo.

Tabela 5. Regressões individuais da variável IBOV\_ID contra os demais índices

Variável	Intercepto	Coeficiente	Erro	Estat. t	Probab.	R <sup>2</sup>
MXAP	-0.000600	0.015181	0.031814	0.477186	0.6339	0.006891
MXER	-0.000579	-0.077708	0.035499	-2.189001	<b>0.0301*</b>	0.015936
MXJP	-0.000550	0.058239	0.031944	1.823185	0.0703	0.013311
MXMS	-0.000602	0.0000204	0.028897	0.000707	0.9994	-0.00841
MXMU	-0.000541	-0.086464	0.033869	-2.552916	<b>0.0117*</b>	0.033314
MXPFJ	-0.000600	-0.004514	0.028551	-0.158094	0.8746	0.008243
NASDAQ	-0.000587	0.014900	0.168673	0.088334	0.9297	0.009549

\* Significativo no nível de 5%.

Podemos observar, pelos resultados apresentados na Tabela 5 que, no nível de significância de 5%, não é possível rejeitar a hipótese de inexistência de influência de quase todos os mercados sobre o movimento intradiário dos trinta primeiros minutos da Bovespa. As exceções são os índices dos mercados da Europa (MXER e MXMU), que parecem ser significantes, mas ainda assim apresentam poder explicativo bastante baixo.

São realizados testes para verificar se a utilização da matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West é suficiente para evitar a violação das hipóteses principais para um estimador eficiente e não viesado no modelo de mínimos quadrados: (i) normalidade dos resíduos, (ii) inexistência de autocorrelação serial e (iii) homocedasticidade.

O teste de normalidade compreende a verificação da assimetria e da curtose da distribuição dos resíduos, que devem ter valores próximos a 0 e 3, respectivamente, com o uso da estatística Jarque-Bera, esperando-se que não seja rejeitada a hipótese nula de distribuição normal dos resíduos, no nível de significância de 5%.

O teste de correlação serial de Breusch-Godfrey também é aplicado, com a hipótese nula de não existência de autocorrelação serial. Espera-se, portanto, estatística t que resulte na não rejeição da hipótese nula, com nível de significância de 5%.

Por fim, é aplicado o teste de heterocedasticidade de White, com a hipótese nula de não existência de heterocedasticidade, que é rejeitada no nível de

significância de 5%.

Os resultados dos testes para os índices considerados significativos são fornecidos nas Tabelas 6 e 7 abaixo:

Tabela 6. Testes das hipóteses para regressões por mínimos quadrados para a variável IBOV\_FECH

	Normalidade			Correlação Serial		Heterocedasticidade	
	Curtose	Jarque-Bera	Prob	Estatística-F	Prob	Estatística-F	Prob
MXAP	4.358	24.344	<b>0.0000*</b>	5.868	<b>0.0035**</b>	5.935	<b>0.0033***</b>
MXER	3.271	6.247	0.0439	0.858	0.4259	0.474	0.6232
MXMS	4.466	23.804	<b>0.0000*</b>	6.187	<b>0.0026**</b>	7.953	<b>0.0005***</b>
MXMU	2.934	4.748	0.0931	0.088	0.9157	1.350	0.2624
MXPFJ	4.553	29.007	<b>0.0000*</b>	5.139	<b>0.0069**</b>	8.888	<b>0.0002***</b>

\* Indica rejeição da hipótese de distribuição normal dos resíduos no nível de 5%.

\*\* Indica rejeição da hipótese nula de não existência de autocorrelação serial no nível de 5%.

\*\*\* Indica rejeição de hipótese nula de não existência de heterocedasticidade no nível de 5%.

Tabela 7. Testes das hipóteses para regressão por mínimos quadrados para a variável IBOV\_ID

	Normalidade			Correlação Serial		Heterocedasticidade	
	Curtose	Jarque-Bera	Prob	Estatística-F	Prob	Estatística-F	Prob
MXER	6.158	86.201	<b>0.0000*</b>	4.203	<b>0.0167**</b>	0.013	0.8699
MXMU	6.236	93.463	<b>0.0000*</b>	4.118	<b>0.0182**</b>	0.039	0.9612

\* Significativo no nível de 5%.

Podemos observar, pelos resultados da Tabela 6, que as regressões por mínimos quadrados ordinários para a variável IBOV\_FECH com os índices da Ásia e do Pacífico (MXAP, MXMS e MXPFJ) violam as hipóteses de normalidade dos resíduos, inexistência de correlação serial e de heterocedasticidade.

Na Tabela 7, podemos verificar que as regressões com os índices que



havia se mostrado significativos para a variável IBOV\_ID violam também as hipóteses de normalidade dos resíduos e correlação serial.

Conclui-se que, com exceção dos índices MXER e MXMU em relação à variável IBOV\_FECH, os resultados das demais regressões apresentaram-se pouco significativos ou, apesar de inicialmente significativos, não podem ser considerados conclusivos para este estudo, pela ineficiência dos estimadores causada pela violação das hipóteses acima citadas.

A próxima etapa é testar se alguns dos demais retornos afetam os retornos dos índices dos mercados europeus considerados significativos (MXER e MXMU). Caso a resposta seja positiva, uma regressão é feita para os índices dos mercados europeus contra os índices que se mostrem significativos, sendo gerada uma série de resíduos.

Os retornos do Ibovespa, IBOV\_FECH e IBOV\_ID, são novamente testados contra a série de resíduos desta regressão, que representam os retornos dos mercados europeus “limpos” do possível efeito dos demais mercados (Ásia, Pacífico e Estados Unidos).

Tabela 8. Resultados das regressões dos retornos do índice MXER contra os demais retornos

Variável	Coefficiente	Erro	Estatística t	Probab.	R <sup>2</sup>
MXAP	0.322801	0.057987	5.566788	0.0000*	0.169864
MXJP	0.142073	0.063527	2.236403	0.0268	0.031575
MXMS	0.305958	0.052141	5.867941	0.0000*	0.185280
MXPFJ	0.362038	0.048904	7.403064	0.0000*	0.265929
NASDAQ	0.162609	0.254437	0.639095	0.5237	0.002197

\* Significativo no nível de 5%.

Com os resultados da Tabela 8, é possível observar que, de fato, há efeito significativo dos retornos dos índices da região Ásia-Pacífico sobre o retorno do índice MXER.

A equação com melhor ajuste, considerando os critérios de informação Akaike e Schwarz e poder explicativo, entre todas as combinações possíveis foi:

$$MXER = -0.000200 + 0.4891 * MXPFJ - 0.2198 * MXJP$$

ambas as variáveis se mostraram significativas e seu R<sup>2</sup> foi de 0.309857.

Nova regressão foi estimada, com a mesma forma da equação (1), só que usando os resíduos da equação acima (RESID\_MXER) em lugar dos retornos puros do índice, e os resultados de ambos os modelos são comparados na Tabela 9.

Tabela 9. Comparativo entre as regressões originais e com resíduos de MXER

Variável	Intercepto	Coefficiente	Erro	Estat t	Probab.	R <sup>2</sup>
MXER	0.001032	0.761294	0.057225	13.30345	0.0000*	0.535677
RESID_MXER	0.001405	0.751777	0.075644	9.938365	0.0000*	0.368212

\* Significativo no nível de 5%.

Podemos concluir, pelos resultados apresentados na Tabela 9 que, ainda que sejam expurgados os efeitos dos retornos dos mercados do Japão e do Pacífico, não é possível rejeitar a significância dos retornos dos mercados europeus sobre os retornos dos primeiros trinta minutos do Ibovespa em relação ao fechamento do dia anterior.

O último passo é a montagem dos modelos de regressão múltipla para as variáveis IBOV\_FECH e IBOV\_ID (conforme as equações 3 e 4), com base nos índices que se mostraram mais significativos nas regressões individuais. As variáveis explicativas são escolhidas com base nos critérios de significância, de informação de Akaike e Schwarz, e de R-quadrado ajustado, até que o melhor modelo possível seja encontrado. Os mesmos testes de hipóteses (normalidade, correlação serial e heterocedasticidade) são aplicados ao modelo final.

O teste dos modelos é iniciado com as equações na forma completa (equações 5 e 6). São retiradas variáveis menos significativas, uma de cada vez, e os critérios são analisados para verificação de melhora. A evolução dos resultados para as duas variáveis é mostrada no Apêndice I.

Os modelos com melhor ajuste têm a forma:

$$IBOV\_FECH = 0.000963 + 0.597 * MXER + 0.1688 * MXMU$$

e

$$\text{IBOV\_ID} = -0.000541 - 0.086464 * \text{MXMU}$$

Em linha com os resultados das regressões individuais, o resultado com IBOV\_FECH não viola as hipóteses para regressões por mínimos quadrados, enquanto o resultado do modelo para IBOV\_ID viola as hipóteses de distribuição normal e inexistência de correlação serial dos resíduos. Em função da alta correlação entre as variáveis MXER e MXMU (0,825) é esperado efeito de multicolinearidade na regressão, reduzindo a precisão na estimação dos parâmetros e dificultando dentro do modelo a separação do efeito de cada um dos índices. Ainda que a multicolinearidade reduza a precisão do modelo com múltiplas variáveis, os resultados são aceitos para efeito deste trabalho, pois afetam pouco o poder preditivo da regressão, além do fato que o objetivo desta seção não é a identificação individual dos efeitos de cada variável.

Como pode ser observado nos Gráficos 2 e 3 abaixo, os resultados para a regressão com a série IBOV\_FECH parecem consideravelmente mais ajustados do que os resultados para a série IBOV\_ID.

Gráfico 2 – Séries observada, ajustada e dos resíduos para IBOV\_FECH

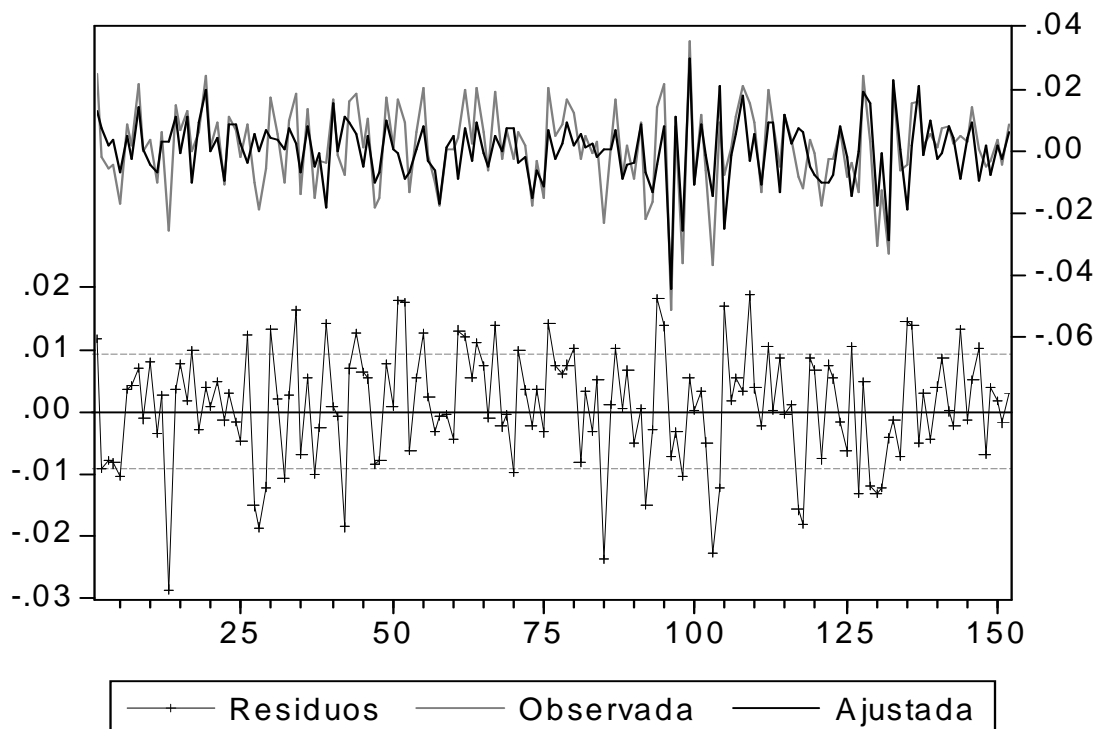
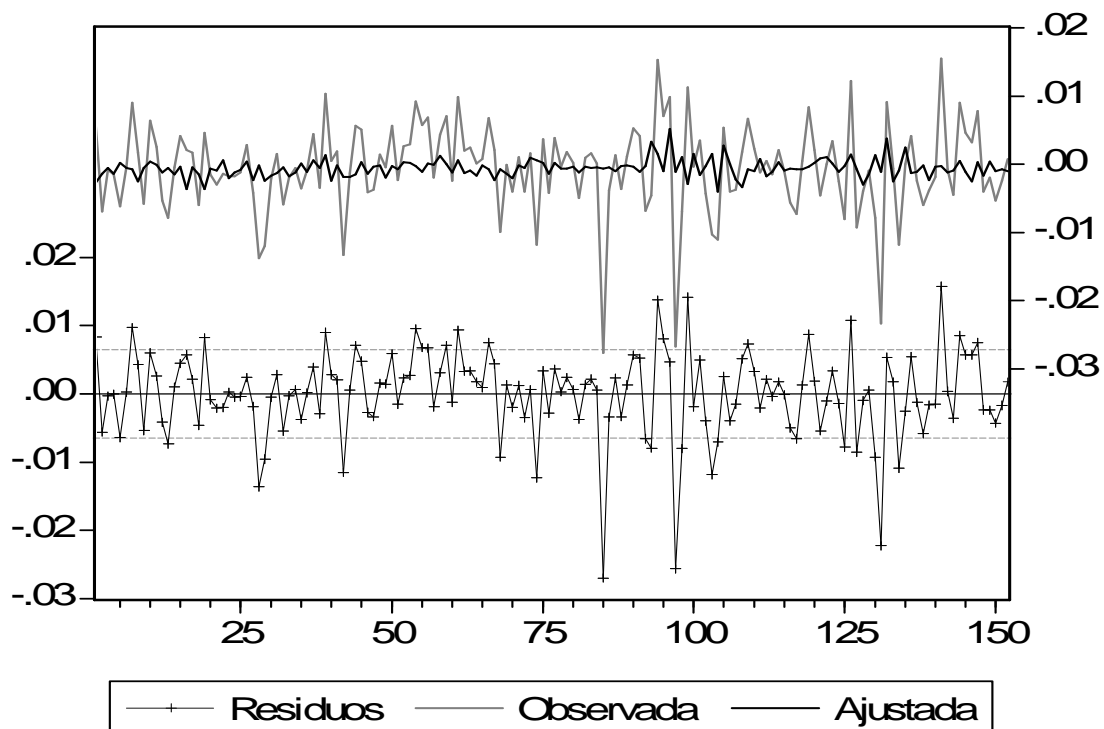


Gráfico 3 – Séries observada, ajustada e dos resíduos para IBOV\_ID



## 7. Conclusões

A evidência de interdependência entre os mercados internacionais de ações pode ser verificada pela significância dos retornos dos mercados europeus, através dos índices MXER e MXMU, em relação aos retornos do Ibovespa em comparação com o fechamento do dia anterior (IBOV\_FECH).

Ainda que restritos à interdependência linear em função do modelo utilizado, estes resultados estão alinhados com as conclusões do primeiro grupo de trabalhos, iniciados com Eun e Shim (1989), que encontram evidências de interdependência entre os mercados, em especial entre a Ásia e os Estados Unidos. Não pode ser rejeitada, portanto, a hipótese de que o mesmo efeito de interdependência ocorra para o mercado brasileiro de ações.

Para eliminar o possível efeito dos demais mercados sobre o mercado brasileiro, transmitidos através dos mercados europeus, foram feitos testes adicionais a fim de encontrar quais mercados teriam efeito explicativo significativo para os retornos na Europa. Uma regressão para o índice MXER foi efetuada considerando como variáveis explicativas os mercados do Japão (MXJP) e do Pacífico (MXPFJ), que se mostraram os mais significativos nos testes individuais e com melhor ajuste na regressão múltipla. Os resíduos desta regressão foram utilizados então como variável explicativa dos retornos do Ibovespa (IBOV\_FECH), com resultados ainda consistentes, confirmando a hipótese de interdependência em relação aos retornos dos mercados europeus “limpos” dos efeitos dos demais mercados.

Uma possível explicação para a não significância dos mercados asiáticos para este fenômeno seria a de que estes responderiam ao mercado americano (como destacado na literatura) e as informações advindas dos movimentos deste mercado já estariam precificadas na Bovespa por causa do funcionamento simultâneo. Somente uma inovação drástica (choque) específica destes mercados seria informação nova. Já o mercado europeu poderia sim trazer informações novas, não necessariamente correlacionadas ao funcionamento do mercado americano no dia anterior.

Nos resultados encontrados para o retorno dos primeiros trinta minutos em relação à abertura do dia, representados pela variável IBOV\_ID, não pode ser

evidenciada interdependência durante o funcionamento intra-diário em relação a nenhum dos mercados analisados.

A diferença de comportamento entre os resultados das regressões para IBOV\_FECH e IBOV\_ID leva a crer que a interdependência se manifesta no retorno entre fechamento e abertura (*close-to-open*), e não no movimento dos primeiros 30 minutos de fato.

Este resultado está em linha com os argumentos apresentados na literatura, que afirmam que a existência de determinado nível de interdependência não pode ser considerada violação da hipótese de eficiência de mercado. O movimento do Ibovespa pós-abertura não pode ser previsto pelos retornos de nenhum dos demais mercados, reforçando a hipótese de *random walk* nos mercados de ações. Esta evidência, somada aos custos de transação e transferência, eliminaria uma possível estratégia de arbitragem entre os mercados.

Por fim, como decorrência da eficiência de mercado, confirma-se a existência de possibilidade de diversificação internacional, em linha com os argumentos de Sanvicente (1998), pois há movimento não previsível nos mercados e, portanto, níveis menores de correlação.

Os resultados encontrados neste trabalho são, portanto, consistentes com a literatura sobre o tema, em seus principais aspectos: (i) evidência de interdependência entre os mercados de ações, (ii) eficiência informacional dos mercados e (iii) possibilidade de diversificação internacional eficiente.

## 8. Referências Bibliográficas

BECKER, Kent G., FINNERTY, Joseph E. e GUPTA, Manoj. The Intertemporal Relation Between the U. S. and Japanese Stock Markets. **The Journal of Finance**, Berkeley, v. 45, n. 4, p. 1297-1306, 1990.

BESSLER, David A. e YANG, Jian. The Structure of Interdependence in International Stock Markets. **Journal of International Money and Finance**, Elsevier, v. 22, n.2, p. 261-287, 2003.

BOOTH, G. G., CHOWDHURY, M., MARTIKAINEN, T. e TSE, Y. Intraday Volatility in International Stock Index Futures Markets: Meteor Showers or Heat Waves?. **Management Science**, Evanston, v. 43, n. 11, pp. 1564-1576, 1997.

DANTAS, A. B., PEREIRA, A. F. O. A., COSTA JUNIOR, N. C. Estimação da Co-Integração das Principais Bolsas da América Latina, Estados Unidos e Japão pela Metodologia Johansen. In: **25º Encontro Nacional da ANPAD**, 2002, Salvador. 25º Encontro Nacional da ANPAD, 2002.

EUN, C.S., e SHIM, Sangdal, 1989. International Transmission of Stock Market Movements. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Seattle, v. 24, n.2, p. 241-256, 1989.

FORBES, Kristin J. e RIGOBON, Roberto. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. **The Journal of Finance**, Berkeley, v. 57, n.5, p. 2223-2261, 2002.

FURSTENBERG, George M.V. et al. International Stock Price Movements: Links and Messages. **Brookings Papers on Economic Activity**, Washington, v. 1989, n. 1 , p. 125-179, 1989.

GRUBEL, H., FADNER, K. The interdependence of international equity markets. **Journal of Finance**, Berkeley, v. 26, n. 1, p. 89-94, 1971.

HAMAQ, Yasushi, MASULIS, Ronald W., NG, Victor. Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets. **The Review of Financial Studies**, Oxford, v. 3, n.2, p. 281-307, 1990.

HEIJ, Cristiaan, et al. **Econometric Methods with Applications in Business and Economics**. Nova Iorque: Oxford University Press Inc., 2004. 787 p.

KAROLYI, G. A. e STULZ, René M. Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements. **The Journal of Finance**, San Francisco, v. 51, n. 3, p. 951-986, 1996

KRUZANOWSKI, Lawrence e ZHANG, Hao. Intraday Market Price Integration for Shares Cross-Listed Internationally. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Washington, v. 37, n. 2, p.243-269, 2002.

MARKOWITZ, Harry. Portfolio Selection. **The Journal of finance**, Berkeley, v. vii, n.1, p. 77-91, 1952.

NG. A., 2000. Volatility Spillover Effects from Japan and the U.S. to the Pacific-Basin. **Journal of International Money and Finance**, Orlando, v. 19, n. 2, p. 207-233, 2000.

PEREIRA, A. F. O. A., COSTA JR., N. C. A. e DANTAS, A. B. Causalidade e co-integração das principais bolsas de valores do mundo e da América Latina. **Revista da Fundação Visconde de Cairu**. Salvador, v. V, n. 3, p.131-142, 2002.

SANVICENTE, A. Z.; A Integração do Mercado Brasileiro de Ações ao Mercado Internacional: uma Aplicação de Análise de Cointegração. **Resenha BM&F**, São Paulo, n. 125, pp. 31-43, 1998.

WONGSWAN, J.. Transmission of Information cross International Equity Markets. **The Review of Financial Studies**, Washington, v. 19, n. NN, p. 1157-1189, 2006.



## 9. Apêndice I

Resultados das regressões múltiplas para IBOV\_FECH e IBOV\_ID

Dependent Variable: IBOV\_FECH

Method: Least Squares

Date: 06/03/08 Time: 21:57

Sample: 1 152

Included observations: 152

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXAP	-0.165483	0.213846	-0.773843	0.4403
MXER	0.629108	0.103127	6.100342	0.0000
MXJP	0.061681	0.104246	0.591691	0.5550
MXMS	0.155178	0.100742	1.540344	0.1257
MXMU	0.141413	0.090831	1.556873	0.1217
MXPFJ	-0.041990	0.125062	-0.335755	0.7375
NASDAQ	0.306077	0.181467	1.686685	0.0938
R-squared	0.565741	Mean dependent var		0.001256
Adjusted R-squared	0.547772	S.D. dependent var		0.013639
S.E. of regression	0.009172	Akaike info criterion		-6.500400
Sum squared resid	0.012198	Schwarz criterion		-6.361142
Log likelihood	501.0304	Durbin-Watson stat		1.868679

Dependent Variable: IBOV\_FECH

Method: Least Squares

Date: 06/03/08 Time: 21:59

Sample: 1 152

Included observations: 152

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXAP	-0.216285	0.150658	-1.435598	0.1533
MXER	0.621492	0.100295	6.196640	0.0000
MXJP	0.077503	0.092704	0.836033	0.4045
MXMS	0.151291	0.099771	1.516394	0.1316
MXMU	0.143917	0.090249	1.594662	0.1130
NASDAQ	0.299268	0.179781	1.664625	0.0981
R-squared	0.565404	Mean dependent var		0.001256
Adjusted R-squared	0.550520	S.D. dependent var		0.013639
S.E. of regression	0.009144	Akaike info criterion		-6.512781
Sum squared resid	0.012207	Schwarz criterion		-6.393417
Log likelihood	500.9713	Durbin-Watson stat		1.865109

Dependent Variable: IBOV\_FECH

Method: Least Squares  
 Date: 06/03/08 Time: 22:00  
 Sample: 1 152  
 Included observations: 152

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXAP	-0.125504	0.104331	-1.202945	0.2309
MXER	0.616106	0.099985	6.161965	0.0000
MXMS	0.132213	0.097026	1.362652	0.1751
MXMU	0.130131	0.088639	1.468103	0.1442
NASDAQ	0.295708	0.179547	1.646973	0.1017
R-squared	0.563323	Mean dependent var		0.001256
Adjusted R-squared	0.551441	S.D. dependent var		0.013639
S.E. of regression	0.009135	Akaike info criterion		-6.521163
Sum squared resid	0.012266	Schwarz criterion		-6.421693
Log likelihood	500.6084	Durbin-Watson stat		1.869465

Dependent Variable: IBOV\_FECH  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/03/08 Time: 22:00  
 Sample: 1 152  
 Included observations: 152

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXER	0.607563	0.099883	6.082726	0.0000
MXMS	0.029539	0.046212	0.639209	0.5237
MXMU	0.134391	0.088702	1.515086	0.1319
NASDAQ	0.327038	0.177916	1.838161	0.0680
R-squared	0.559024	Mean dependent var		0.001256
Adjusted R-squared	0.550086	S.D. dependent var		0.013639
S.E. of regression	0.009148	Akaike info criterion		-6.524525
Sum squared resid	0.012386	Schwarz criterion		-6.444949
Log likelihood	499.8639	Durbin-Watson stat		1.838595

Dependent Variable: IBOV\_FECH  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/03/08 Time: 22:00  
 Sample: 1 152  
 Included observations: 152

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXER	0.610186	0.099601	6.126322	0.0000
MXMU	0.150114	0.085054	1.764916	0.0796
NASDAQ	0.330148	0.177496	1.860030	0.0649
R-squared	0.557807	Mean dependent var		0.001256
Adjusted R-squared	0.551872	S.D. dependent var		0.013639
S.E. of regression	0.009130	Akaike info criterion		-6.534926
Sum squared resid	0.012421	Schwarz criterion		-6.475244
Log likelihood	499.6543	Durbin-Watson stat		1.817310

Dependent Variable: IBOV\_FECH  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/03/08 Time: 22:01  
 Sample: 1 152  
 Included observations: 152

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXER	0.597486	0.100178	5.964258	0.0000
MXMU	0.168850	0.085145	1.983078	0.0492
R-squared	0.547539	Mean dependent var		0.001256
Adjusted R-squared	0.544523	S.D. dependent var		0.013639
S.E. of regression	0.009205	Akaike info criterion		-6.525129
Sum squared resid	0.012709	Schwarz criterion		-6.485342
Log likelihood	497.9098	Durbin-Watson stat		1.859717

Dependent Variable: IBOV\_ID

Method: Least Squares

Date: 06/03/08 Time: 22:10

Sample: 1 152

Included observations: 152

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXAP	-0.029585	0.187508	-0.157780	0.8748
MXER	0.018862	0.078728	0.239584	0.8110
MXJP	0.103139	0.108384	0.951603	0.3429
MXMS	-0.007601	0.097797	-0.077724	0.9382
MXMU	-0.110059	0.062324	-1.765926	0.0795
MXPJF	0.006570	0.068788	0.095516	0.9240
NASDAQ	0.139532	0.151376	0.921758	0.3582
R-squared	0.078510	Mean dependent var		-0.000602
Adjusted R-squared	0.040379	S.D. dependent var		0.006582
S.E. of regression	0.006448	Akaike info criterion		-7.205169
Sum squared resid	0.006028	Schwarz criterion		-7.065911
Log likelihood	554.5928	Durbin-Watson stat		1.850815

Dependent Variable: IBOV\_ID

Method: Least Squares

Date: 06/03/08 Time: 22:11

Sample: 1 152

Included observations: 152

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXAP	-0.036865	0.139937	-0.263437	0.7926
MXER	0.019484	0.076952	0.253198	0.8005
MXJP	0.104324	0.105325	0.990503	0.3236
MXMU	-0.110924	0.059209	-1.873443	0.0630
MXPJF	0.005486	0.072095	0.076098	0.9394
NASDAQ	0.137933	0.151116	0.912766	0.3629
R-squared	0.078437	Mean dependent var		-0.000602
Adjusted R-squared	0.046876	S.D. dependent var		0.006582
S.E. of regression	0.006426	Akaike info criterion		-7.218247
Sum squared resid	0.006029	Schwarz criterion		-7.098883
Log likelihood	554.5868	Durbin-Watson stat		1.854097

Dependent Variable: IBOV\_ID

Method: Least Squares

Date: 06/03/08 Time: 22:11

Sample: 1 152

Included observations: 152

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXAP	-0.029645	0.084140	-0.352337	0.7251
MXER	0.020450	0.075565	0.270635	0.7871
MXJP	0.102149	0.096489	1.058663	0.2915
MXMU	-0.111197	0.058541	-1.899480	0.0595
NASDAQ	0.138943	0.151011	0.920088	0.3590
R-squared	0.078411	Mean dependent var		-0.000602
Adjusted R-squared	0.053334	S.D. dependent var		0.006582
S.E. of regression	0.006404	Akaike info criterion		-7.231378
Sum squared resid	0.006029	Schwarz criterion		-7.131908
Log likelihood	554.5847	Durbin-Watson stat		1.854493

Dependent Variable: IBOV\_ID

Method: Least Squares

Date: 06/03/08 Time: 22:11

Sample: 1 152

Included observations: 152

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXAP	-0.028024	0.081527	-0.343740	0.7315
MXJP	0.101176	0.094861	1.066576	0.2879
MXMU	-0.097395	0.041950	-2.321676	0.0216
NASDAQ	0.136473	0.150695	0.905620	0.3666
R-squared	0.077878	Mean dependent var		-0.000602
Adjusted R-squared	0.059187	S.D. dependent var		0.006582
S.E. of regression	0.006384	Akaike info criterion		-7.243957
Sum squared resid	0.006033	Schwarz criterion		-7.164382
Log likelihood	554.5408	Durbin-Watson stat		1.852659

Dependent Variable: IBOV\_ID

Method: Least Squares

Date: 06/03/08 Time: 22:12

Sample: 1 152

Included observations: 152

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

MXJP	0.078921	0.049811	1.584398	0.1152
MXMU	-0.106681	0.032243	-3.308605	0.0012
NASDAQ	0.135475	0.151471	0.894395	0.3726
R-squared	0.076830	Mean dependent var		-0.000602
Adjusted R-squared	0.064439	S.D. dependent var		0.006582
S.E. of regression	0.006367	Akaike info criterion		-7.255979
Sum squared resid	0.006039	Schwarz criterion		-7.196297
Log likelihood	554.4544	Durbin-Watson stat		1.856554

Dependent Variable: IBOV\_ID

Method: Least Squares

Date: 06/03/08 Time: 22:12

Sample: 1 152

Included observations: 152

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXJP	0.076490	0.050187	1.524097	0.1296
MXMU	-0.102147	0.029303	-3.485932	0.0006
R-squared	0.069409	Mean dependent var		-0.000602
Adjusted R-squared	0.063205	S.D. dependent var		0.006582
S.E. of regression	0.006371	Akaike info criterion		-7.261130
Sum squared resid	0.006088	Schwarz criterion		-7.221342
Log likelihood	553.8459	Durbin-Watson stat		1.861655

Dependent Variable: IBOV\_ID

Method: Least Squares

Date: 06/03/08 Time: 22:12

Sample: 1 152

Included observations: 152

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MXMU	-0.086464	0.026765	-3.230457	0.0015
R-squared	0.033314	Mean dependent var		-0.000602
Adjusted R-squared	0.033314	S.D. dependent var		0.006582
S.E. of regression	0.006472	Akaike info criterion		-7.236234
Sum squared resid	0.006324	Schwarz criterion		-7.216340
Log likelihood	550.9538	Durbin-Watson stat		1.830757

## 10. Anexo I

Bessler e Yang (2003) – The structure of interdependence in international stock markets – fig. 2 – p. 276.

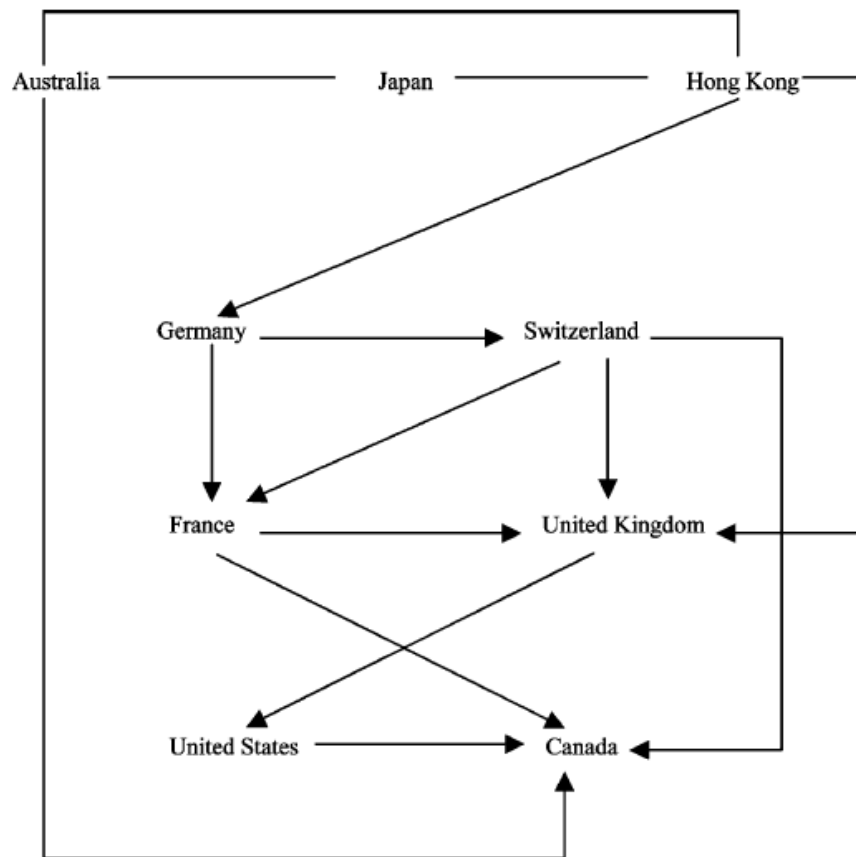


Fig. 2. Directed graph on innovations from nine world equity markets (the main model).