FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

ALAN MARINOVIC

ESTUDO DA INTER-RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DE AÇÕES BANCÁRIAS DA AMÉRICA LATINA, ESTADOS UNIDOS E EUROPA

SÃO PAULO
2009

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

ALAN MARINOVIC

ESTUDO DA INTER-RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DE AÇÕES BANCÁRIAS DA AMÉRICA LATINA, ESTADOS UNIDOS E EUROPA

Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial

Campo de conhecimento:
Econometria / Finanças Corporativas

Orientador: Prof. Dr. Afonso de Campos Pinto

SÃO PAULO
2009

FICHA CATALOGRÁFICA

Marinovic, Alan.
Estudo da Inter-Relação Entre os Preços de Ações Bancárias da América Latina, Estados Unidos e Europa / Alan Marinovic. - 2009.
94 f.

Orientador: Afonso de Campos Pinto.
Dissertação (mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Ações (Finanças) - Preços. 2. Análise de cointegração. 3. Causalidade (Economia). I. Pinto, Afonso de Campos. II. Dissertação (mestrado profissional) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.761

ALAN MARINOVIC

ESTUDO DA INTER-RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DE AÇÕES BANCÁRIAS DA AMÉRICA LATINA, ESTADOS UNIDOS E EUROPA

Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP) como requisito para obtenção do título de Mestre em Finanças e Economia Empresarial.

Campo de conhecimento:
Econometria / Finanças Corporativas

Data de aprovação:
28/01/2009

Banca Examinadora:

_____
Prof. Dr. Afonso de Campos Pinto
(Orientador)
FGV-SP

_____
Prof. Dr. Claudio Lucinda
FGV-SP

_____
Prof. Dr. Alberto Borges Matias
USP-RP

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador, Prof. Dr. Afonso de Campos Pinto pelo suporte, orientação, estímulo e confiança depositada neste trabalho, sem os quais não seria possível concluí-lo com sucesso.

Agradeço à minha esposa, Talitha, e ao meu filho, Arthur, pelo apoio ao longo do trabalho, pela compreensão por todos os momentos em que não pudemos estar juntos e por tornar este período muito menos árduo com seu companheirismo e carinho.

Agradeço aos meus pais, pelo constante apoio e por suas palavras de incentivo que contribuíram bastante para o resultado deste trabalho.

Agradeço aos professores do MPFE-FGV que me municiaram de excelente base teórica que muito facilitou a execução deste trabalho.

Por fim, agradeço a todos os meus amigos pela colaboração e paciência durante a realização desta dissertação.

RESUMO

O trabalho estuda a inter-relação entre preços de ações bancárias da América Latina, Estados Unidos e Europa durante o período compreendido entre janeiro de 2000 até final de junho de 2008. De um modo geral o estudo busca evidências sobre a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços utilizando análises de cointegração, testes de causalidade e funções de impulso resposta. Os resultados empíricos apontam para a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços, e para a existência de contágio especialmente de choques oriundos do mercado Norte Americano. Cabe ressaltar que o efeito de choques se mostra mais pronunciado após 2007, período compreendido pela crise do *subprime*.

Palavras-chave: Cointegração; Testes de Causalidade; Função Impulso Resposta; Ações de Bancos

ABSTRACT

This dissertation investigates the inter-relationships among bank's stock markets for Latin America, United States and Europe from January, 2000 to June, 2008. The study analyzes the existence of long-run relationships among the price of Bank's stocks, additionally it applies short-run causality tests and impulse response analyses. Empirical results suggests that there is at least one cointegration vector among the price series, and the series time paths are influenced by different extent of changes in price of different banks. Moreover the study finds that the relationships among bank's stock prices differ between crises (more volatile) and less volatile periods. These findings imply that there are strong evidences of inter-connections among stock markets around the world.

Keywords: Cointegration; Causality Test; Impulse Response Function; Banks stock

ILUSTRAÇÕES

Figura 1: Gráfico dos preços das ações por país 28

Figura 2: Índices de bancos em moeda local e dólares 29

Figura 3: Impulso-resposta VAR – Amostra Completa em primeira diferença 44

Figura 4: Impulso-resposta VAR – Amostra Reduzida em primeira diferença 45

Figura 5: Decomposição Variância VAR – Amostra Completa em primeira diferença 45

Figura 6: Decomposição Variância VAR – Amostra Reduzida em primeira diferença 46

Figura 7: Impulso-resposta VEC – Amostra Completa em nível 46

Figura 8: Impulso-resposta VEC – Amostra Reduzida em nível.....47

Figura 9: Decomposição Variância VEC – Amostra Completa em nível 47

Figura 10: Decomposição Variância VEC – Amostra Reduzida em nível 48

TABELAS

Tabela 1: Instituições Financeiras com Problemas de Solvência 1

Tabela 2: Amostra de Bancos 26

Tabela 3: Ações de Bancos e Índices em nível 27

Tabela 4: Ilustração cálculo do índice em moeda local Brasil 29

Tabela 5: Estatísticas descritivas – Amostra Completa / séries em nível 31

Tabela 6: Estatísticas descritivas – Amostra Completa / séries em 1ª diferença 32

Tabela 7: Estatísticas descritivas – Amostra Reduzida / séries em nível 32

Tabela 8: Estatísticas descritivas – Amostra Reduzida / séries em 1ª diferença 32

Tabela 9: Resultados (p-valor) dos testes ADF para Amostra Completa 36

Tabela 10: Resultados (p-valor) dos testes ADF para Amostra Reduzida 37

Tabela 11: Critério de seleção de defasagem VAR – Amostra Completa 38

Tabela 12: Critério de seleção de defasagem VAR – Amostra Reduzida 38

Tabela 13: Número de vetores de cointegração – Amostra Completa 39

Tabela 14: Número de vetores de cointegração – Amostra Reduzida 40

Tabela 15: Causalidade de Granger por defasagem – Amostra Completa 42

Tabela 16: Causalidade de Granger por defasagem – Amostra Reduzida 42

Tabela 17: Amostra de Bancos com preços atualizados 52

EQUAÇÕES

Equação 1: Vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem estrutural 16

Equação 2: Vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem estrutural matricial 16

Equação 3: Vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem formato padrão matricial 17

Equação 4: Sistema de vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem formato padrão 17

Equação 5: Solução particular para x_t na forma padrão do VAR de primeira ordem. 17

Equação 6: Vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem estrutural com restrição 18

Equação 7: Vetor auto-regressivo de ordem p 18

Equação 8: Fórmula para teste ADF 19

Equação 9: Equações univariadas de segunda ordem 21

Equação 10: Modelo de correção de erros 21

Equação 11: Modelo de correção de erros normalizado em função de yt..... 21

Equação 12: Causalidade de Granger 23

Equação 13: Forma matricial de um modelo VAR bivariado 24

Equação 14: Modelo VAR em função dos vetores de erros 24

Equação 15: Vetores de erros de um modelo VAR bivariado 24

Equação 16: Representação de média móvel do modelo VAR..... 24

SUMÁRIO

1. Introdução 1

1.1. Motivação 3

1.2. Objetivo 4

1.3. Estrutura 5

2. Revisão Bibliográfica 6

2.1. Diversificação internacional 6

2.2. Contágio 7

2.3. Equilíbrio de longo-prazo entre mercados financeiros 9

2.4. Crises Financeiras 10

2.5. Contextualização 12

3. Metodologia 14

3.1. Técnicas de Análise 14
3.1.1 Modelos de série de tempo 15
3.1.2 Modelo VAR 16
3.1.3 Raiz unitária 18
3.1.4 Cointegração 19
3.1.5 Análise de causalidade (Granger - causa) 22
3.1.6 Análise de função resposta impulso 23

3.2. Descrição dos Testes Empregados 25
3.2.1 Amostra 26
3.2.2 Construção do Índice de Ações Bancárias 28
3.2.3 Horizonte de dados 30
3.2.4 Estatísticas Descritivas 30
3.2.5 Análises Aplicadas 33

4. Resultados 35

4.1. Raiz Unitária 35

4.2. Cointegração 37

4.3. Causalidade de Granger 41

4.4. Função Impulso Resposta 43

4.5. Observações 48

5. Conclusões 50

5.1. Limitações da pesquisa 51

1. Introdução

O tema sobre transmissão internacional de crises financeiras ganhou destaque novamente com o colapso financeiro relacionado com os títulos norte-americanos lastreados por hipotecas com elevado risco de crédito – a crise do *subprime*. O que começou com o realinhamento da precificação destes títulos de renda fixa nos Estados Unidos culminou em uma série de ajustes nos preços de diversos ativos por todo o sistema financeiro mundial e ainda resultou em desastres financeiros, especialmente de bancos de investimento norte-americanos e europeus, como ilustrado na tabela 1.

Tabela 1: Instituições Financeiras com Problemas de Solvência

Instituição	Data	País	Valor do Aporte (US$ bilhões)
Countrywide	16-ago-07	EUA	11,5
Northern Rock	14-set-07	Inglaterra	42,0
UBS	2-out-07	Suíça	5,3
HSBS - SIV	26-nov-07	Inglaterra	45,0
Societe Generale	19-fev-08	França	7,5
Credit Suisse	19-fev-08	Suíça	2,9
Bear Stearns	14-mar-08	EUA	2,2
Royal Bank of Scotland	21-abr-08	Inglaterra	23,8
Lehman Brothers	6-jun-08	EUA	6,0
Dresdner Bank	31-ago-08	Alemanha	13,5
Fannie Mae	7-set-08	EUA	100,0
Freddie Mac	7-set-08	EUA	100,0
Merril Lynch	14-set-08	EUA	50,0
Barclays	16-set-08	Inglaterra	30,0
HBOSplc	16-set-08	Inglaterra	21,0
Lloyds TSB	17-set-08	Inglaterra	9,7
Fortis	28-ago-08	Bélgica	16,2
Washington Mutual	26-set-08	EUA	2,0
Hypo Real Estate	29-set-08	Alemanha	68,0
Glitnir	29-set-08	Icelandic	0,9
Wachovia	29-set-08	EUA	15,1
Bradford & Bingley	29-set-08	Inglaterra	32,5
Dexia	30-set-08	Bélgica	9,2
Lands Banki	7-out-08	Islândia	5,6
AIG	19-out-08	EUA	115,0
Citigroup	29-out-08	EUA	25,0
JP Morgan	29-out-08	EUA	25,0
Wells Fargo	29-out-08	EUA	25,0
Bank of America	29-out-08	EUA	25,0
Goldman Sachs	29-out-08	EUA	10,0
Morgan Stanley	29-out-08	EUA	10,0
Bank of New York Mellon	29-out-08	EUA	3,0
State Street	29-out-08	EUA	2,0

Fonte: Instituições citadas (data de referência: 31/outubro/2008)

Apesar dos fundamentos econômicos e financeiros de diversas economias em desenvolvimento, inclusive o Brasil, permanecerem saudáveis, o preço de títulos e valores mobiliários de todo o mundo apresentou quedas significativas. Obstfeld (1994), Calvo e Mendoza (1997), Pagã e Soydemir (2000), Tabak e Lima (2002) e Chen, Firthe e Meng (2002) argumentam que a deterioração nos preços é, em grande parte, consequência da difusão dos efeitos de uma reprecificação de ativos em determinado mercado.

De acordo com o último relatório *World Economic Outlook* do FMI (2008), a crise nos mercados financeiros atual é a mais grave desde os anos 30 e, como conseqüência, a economia mundial está entrando em um drástico desaquecimento. Cataldo (2008) e Mauá (2008) destacam que o processo de desalavancagem do crédito, redução do fluxo de capitais e redução do comércio mundial acarretaram em perda do dinamismo por parte das economias em desenvolvimento e o período de "descolamento" (*decoupling*) terminou.

Atualmente, existe uma vasta literatura sobre a inter-relação entre preços de ações de diferentes países. De um modo geral os estudos têm buscado evidências sobre a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços utilizando análises de cointegração, testes de causalidade e funções de impulso resposta.

A maioria destes estudos analisa a cointegração entre os índices de ações. Contudo Roll (1992) ressalta que a comparação de índices entre diferentes países é afetada por dois fatores: (i) composição e construção do índice, e (ii) papel da taxa de câmbio. Desta forma, esta dissertação busca analisar a inter-relação entre o preço das ações do setor bancário, sendo feita análises tanto em moeda local como em moeda comum (dólares norte-americanos).

1.1. Motivação

As instituições financeiras recebem uma atenção especial no mundo todo em função do tipo de atividade que exercem e da importância da solidez do setor bancário para a estabilidade econômica e financeira (Pandeló; Pandeló, 2008).

Apesar de todos os cuidados e da regulamentação prudencial existente, as crises bancárias continuam ocorrendo de tempos em tempos. Estudo do FMI (2008), mostrou que colapsos bancários são mais comuns do que se imagina, sendo que, no período de 1980 a 1996, 133 países tiveram seu sistema bancário enfrentando problemas sérios de insolvência. O mesmo relatório do FMI (2008) também identifica histórico de diferentes tipos de problemas bancários envolvendo países desenvolvidos e em desenvolvimento durante as duas últimas décadas.

De acordo com estudo de Pandeló e Pandeló (2008), a ocorrência de uma tensão bancária pode trazer graves conseqüências macroeconômicas, dependendo do grau de intermediação da economia e dos instrumentos disponíveis para amortecer a propagação da crise. Sendo que a maior parte dos países que experimentaram crises bancárias sofreu com uma recessão posterior - em média de 10% do produto nacional bruto (PNB). Com isso os autores concluem que existe perigo de uma contaminação do "lado financeiro" da economia para o "lado real".

Pandeló e Pandeló (2008) ressaltam que apenas duas variáveis econômicas estavam sistematicamente relacionadas com as crises: (i) declínio da renda/produção e (ii) declínio dos preços dos ativos. Os autores argumentam que ambas são bastante relacionadas e estão ligadas a um quadro de recessão, levando-os a concluir que as crises bancárias são explicadas fortemente por movimentos macroeconômicos adversos que levam a um quadro recessivo, com a queda do nível de produção e dos preços dos ativos. Os autores argumentam que antes de uma crise financeira ocorrer, os fatores de risco já estão inseridos no mercado. Ocorre que, enquanto a economia estiver crescendo e a situação macroeconômica estiver tranqüila, apesar do risco já estar latente no mercado, ele

não se mostra de forma catastrófica. A crise virá quando a economia passar por algum ajuste, normalmente recessivo, em função de um choque adverso.

Desta forma a motivação do estudo reside em evidenciar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços de ações bancárias de países da América Latina, Europa e Estados Unidos. Além disso, o estudo busca evidências de contágio e efeito manada oriundos de choques no preço das ações destes mercados.

1.2. Objetivo

O estudo tem duas implicações econômicas básicas: a primeira relacionada à geração de evidências sobre contágio e comportamento de manada dos investidores, e a segunda baseada no questionamento da efetividade de diversificação das aplicações em títulos de renda variável do setor bancário dos países da amostra selecionada, que inclui ações dos principais bancos do Brasil, Argentina, Chile, Estados Unidos e Europa.

Como objetivo, o trabalho busca propor uma metodologia que se utiliza de análises de cointegração, testes de causalidade e funções de impulso resposta de modo a corroborar a existência de evidências a respeito da inter-relação entre o preço de ações bancárias dos países citados.

De forma a evidenciar se existem diferenças entre a inter-relação entre os preços dos ativos, as análises foram feitas em dois sub-períodos distintos. Muito embora, a amostra compreende dados dos preços até meados de 2008, desta forma o “olho da crise” financeira ficou fora da análise, limitando conclusões a respeito da crise financeira do *subprime* e seus efeitos neste trabalho.

1.3. Estrutura

A dissertação seguirá com a seguinte estrutura: o capítulo seguinte (2) apresenta um resumo da bibliografia sobre estudos relacionados ao tema; o capítulo 3 abrange a metodologia empregada, inicialmente aborda a teoria sobre as técnicas econométricas presentes no estudo e em seguida descreve os testes e amostras empregados; o capítulo 4 apresenta evidências empíricas, ou seja, os resultados das análises empregadas; e, por fim, o capítulo 5 apresenta as conclusões e limitações do presente trabalho.

2. Revisão Bibliográfica

A extraordinária expansão dos mercados de valores mobiliários latino-americanos na década de 1990 trouxe a atenção para os ativos de renda variável destes mercados que atraíram bilhões de dólares em investimentos na última década. Estudo do Banco Central do Brasil (BACEN, 2007) demonstra que o capital estrangeiro até início da crise do *subprime* era atraído por aplicações nos mercados latino-americanos que representavam oportunidades interessantes de investimento. Contudo estudos mais recentes (BACEN, 2008) já evidenciam inversão dos fluxos de capitais ao mercado brasileiro.

2.1. Diversificação internacional

A moderna teoria de finanças argumenta que existe potencial de ganhos pela diversificação de investimentos por meio de aplicações em ativos de mercados externos ao mercado doméstico. Markowitz (1959) ressalta que desde que os ativos não sejam perfeitamente correlacionados e a estrutura de correlação seja estável é possível a determinado nível de risco potencializar o nível de retorno.

Com isso os especialistas em finanças investiram consideráveis recursos no estudo da estrutura de correlação e interdependência entre preços de ações de diferentes países. Os primeiros estudos de um modo geral focavam na correlação entre retornos de índices de ações dos principais mercados globais. Em seguida, os trabalhos passaram a utilizar técnicas de VAR (Vetores Auto Regressivos) para evidenciar a existência de inter-relação temporal entre mercados financeiros.

A análise por meio de VAR agregou valor aos estudos de diversificação internacional, pois, de acordo com Frankel e Schmukler (1997), mesmo que os ativos não apresentem forte correlação, estes podem compartilhar um equilíbrio de longo prazo (cointegração) devido à presença de fatores comuns que limitam a variação independente do preço dos ativos. Assim a diversificação do portfólio

investindo em ativos dos países da amostra que apresentem cointegração, não seria efetiva no longo prazo.

King e Wadhwani (1990) evidenciaram a existência do efeito de contágio, pelo qual um erro em um mercado é transmitido aos demais mercados internacionais durante a década de 80. Kasa (1992) evidenciou a existência de uma tendência estocástica comum entre os mercados dos EUA, Japão, Inglaterra, Alemanha e Canadá. Arshanapali e Doukas (1993) encontraram vetores de cointegração entre os mercados asiáticos e norte-americano.

Gelos e Sahay (2000) ressaltam que o equilíbrio financeiro de longo prazo existe especialmente devido à divisão geográfica entre mercados financeiros estar cada vez menos obvia e devido à existência de diversos fatores que podem acarretar em equilíbrio de longo prazo nos mercados financeiros internacionais, tais como: presença de fortes laços econômicos, coordenação política, inovações tecnológicas / financeiras e avanço das finanças e do comércio internacional. Os autores argumentam que (i) a desregulamentação e a liberação dos mercados, (ii) a rápida evolução da tecnologia de comunicação e sistemas de negociação e (iii) o crescente número de empresas multinacionais contribuem para a integração dos mercados financeiros internacionais.

2.2. Contágio

Contágio pode ser definido como sendo o comportamento de manada que ocorre quando expectativas levam diversos investidores simultaneamente a sair de determinados ativos em resposta a antecipação de um choque em mercado semelhante. A teoria das expectativas auto-realizáveis se materializa quando o comportamento de manada leva determinados mercados ao colapso independentemente de seus fundamentos básicos.

A primeira linha de raciocínio sobre contágio defende que a situação anterior à crise se baseia em um modelo de equilíbrio suportado por bons fundamentos econômicos

e pelas expectativas que este equilíbrio se sustentará no longo prazo. Apenas uma mudança nas expectativas de sustentabilidade dos fundamentos acarretaria em uma quebra do equilíbrio passando de um estado positivo para um equilíbrio “negativo”, este ajuste representaria uma crise financeira internacional.

Nesta linha, Obstfeld (1994) introduziu o conceito de contágio nos sistemas financeiros ao estudar os ajustamentos abruptos causados na taxa de câmbio como conseqüência de choques no mercado financeiro de outras economias. Seu trabalho explica o movimento abrupto na taxa de câmbio como decorrência da mudança de um estado de equilíbrio “positivo” para um estado de equilíbrio “negativo” indesejado. Cada estado de equilíbrio apresentava os mesmos fundamentos com exceção das expectativas dos agentes. Sendo assim bastaria que os agentes deixassem de ter expectativas positivas sobre a sustentabilidade dos fundamentos para que uma crise se desencadeie. De acordo com o autor “os fundamentos econômicos não poderiam explicar uma crise financeira, mas sim o sentimento que se propaga entre os tomadores de decisão”.

A segunda linha de raciocínio procura justificar a inter-relação entre os mercados de capitais devido ao grande número de ativos e oportunidades de diversificação internacional. Calvo e Mendoza (1997) atribuem a existência de contágio entre mercados financeiros a duas preposições: (1) Na medida em que oportunidades de diversificação aumentam, o impacto de notícias não esperadas na alocação de investimentos em um determinado ativo aumentam de forma significativa; 2) Se a informações (r) sobre o retorno de determinado ativo pode ser adquirida com um custo, o benefício de saber (r) se reduz na medida que as oportunidades de diversificação aumentem.

Os autores argumentam que para um investidor exposto a mercados de ações internacionais, incluindo economias em desenvolvimento: a preposição 2 implica que na medida que as oportunidades de diversificação aumentem os investidores terão menos incentivos a estudar determinada economia especificamente. Adicionalmente a preposição 1 implica que com mais oportunidades de diversificação os investidores poderão encerrar suas posições e aplicar em outros tipos de ativos. Sendo assim, o

número crescente de ativos financeiros disponíveis para diversificação do portfólio reduz os incentivos para estudar com maior detalhe os fundamentos de determinado ativo / mercado. Acarretando que notícias não esperadas passem a pesar mais do que os fundamentos, e assim profecias se tornam auto-realizáveis e o resultado do contágio é o co-movimento entre o preço dos ativos financeiros relacionados.

Já os autores Frankel e Schmukler (1997) salientam que a inter-relação entre os mercados pode ser conseqüência tanto de elevada correlação entre os fundamentos domésticos de cada economia, como também da existência de fundamentos econômicos externos compartilhados, como por exemplo, o preço mundial das commodities.

2.3. Equilíbrio de longo-prazo entre mercados financeiros

Existe uma vasta literatura que estuda a inter-relação entre os preços de ações de diferentes países, por meio da busca de evidências sobre a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços. Alguns exemplos dessa literatura podem ser encontrados em Aggarwal e Rivoli (1989), Cheung e Mak (1992), Gerrits e Yuce (1999), Kanas (1998), Pagan e Soydemir (2000) e Tabak e Lima (2002).

Enquanto o estudo de Kanas (1998) não encontrou relações de equilíbrio de longo prazo entre o mercado de ações dos Estados Unidos e os mercados do Reino Unido, Alemanha, França, Suíça, Itália e Países Baixos, o artigo de Gerrits e Yuce (1999) encontrou evidências de que não apenas existiam relações de cointegração entre estes mercados como também entre os países baixos e os Estados Unidos.

Pagan e Soydemir (2000) encontraram evidências de que o mercado dos Estados Unidos influencia fortemente os mercados latino-americanos, sendo que as respostas não são homogêneas entre os países. Os efeitos de choques no preço de ações dos EUA foram mais pronunciados no México. Além disso, o estudo confirmou que os mercados da Argentina e do Chile foram mais afetados a choques

provenientes do mercado Brasileiro do que do mercado Mexicano. Os autores atribuem os resultados às relações comerciais entre Estados Unidos e México, e entre Argentina, Chile e Brasil.

Tabak e Lima (2002) analisaram os índices das bolsas de ações da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru, México, Venezuela e Estados Unidos no período compreendido entre janeiro de 1995 até março de 2001. Embora o artigo não tenha encontrado evidências sobre a existência de relações de cointegração entre os mercados acionários analisados, os autores evidenciaram que choques no mercado Norte Americano afetam, de forma não homogênea, os mercados latino-americanos.

2.4. Crises Financeiras

Alguns estudos focaram na análise de colapsos financeiros de forma a identificar como choques em determinados mercados podem afetar a dinâmica do mercado financeiro de todo o mundo. Basicamente os estudos identificaram aumento nas relações de cointegração e correlação entre índices de ações durante os períodos de maior volatilidade internacional, sendo que os efeitos de contágio passam a ser mais intensos e duradouros.

O estudo de Chan, Gup e Pan (1992) utilizou análises de raiz unitária e testes de cointegração entre os mercados de ações dos países desenvolvidos entre o período de 1962 a 1992. O estudou encontrou a existência de poucos vetores de cointegração significantes. Todavia, evidenciou que ao se utilizar a amostra restrita ao período pós-choque de outubro de 1987, o número de vetores de cointegração aumentava. Os autores concluem que o aumento de relações de longo prazo está relacionado ao efeito de contágio de choques de volatilidade em mercados financeiros. Além disso, o estudo constatou que a mudança no comportamento dos mercados era apenas temporário, sendo que choques domésticos eram totalmente dissipados em poucas semanas, enquanto choques globais demoravam cerca de 24 semanas antes dos ativos retomarem ao equilíbrio de longo prazo.

Seguindo na linha do tempo, a próxima crise financeira com impactos globais se refere ao “Efeito Tequila” de 1994. A crise financeira do México e seus efeitos em países da América Latina e Ásia foi o tema do estudo de Chen, Firth e Meng (2002). Os autores examinaram a relação entre o mercado de renda variável de seis países Latino Americanos, sendo: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela. A investigação constatou que o colapso financeiro Mexicano apresentou aumento de volatilidade nos demais países da América Latina.

A crise da Ásia, em 1997, começou com o realinhamento da taxa de câmbio na Tailândia e culminou em uma série de desastres financeiros de bancos e empresas em países da América Latina e Ásia. Tan (1998) ao estudar a difusão dos efeitos de choques entre as economias asiáticas, evidenciou a existência de vetores de cointegração entre os mercados e constatou que em períodos de crise financeira o contágio foi mais longo e intenso entre os preços de ações. Do mesmo modo, Kaminsky e Reinhart (1998) e Edwards (2000) evidenciaram que ajustes derivados da crise financeira Asiática impactaram o preço dos ativos no mercado da América Latina.

A crise Russa de 1998 tem como marco o dia 10 de setembro de 1998. De acordo com o publicações sobre o tema a drástica queda no mercado acionário da Argentina, Brasil, Chile e México deste dia pode ser atribuída à desvalorização do Rublo e à saída de capital da Rússia. Edwards (2000) e Gelos e Sahay (2000) reportaram a evidência de que a crise financeira na Rússia impactou o preço dos ativos na América Latina.

A crise financeira mais recente, a crise do *subprime*, começou em meados de 2007 com o realinhamento da precificação dos títulos de renda fixa nos Estados Unidos e tem culminado em uma série de ajustes nos preços de diversos ativos por todo o sistema financeiro mundial. De acordo com o último relatório *World Economic Outlook* do FMI (2008), a crise nos mercados financeiros atual é a mais grave desde os anos 30 e como conseqüência, a economia mundial está entrando em um drástico desaquecimento.

O relatório do FMI (2008) salienta que a crise nos mercados de ações tem afetado as economias desenvolvidas e emergentes. Entre os motivos destacados estão a queda no preço de diversos ativos, aperto de crédito, redução da atividade econômica e maior percepção de risco dos investidores.

Na mesma linha, Cataldo (2008) destaca que o processo de desalavancagem do crédito, principal vilão dos desequilíbrios criados na economia mundial, está agora em pleno andamento em economias em desenvolvimento.

Mauá (2008) ressalta que durante o período que abrangeu o segundo semestre de 2007 e o primeiro semestre de 2008, as economias emergentes conseguiram mostrar um desempenho relativamente robusto, ao mesmo tempo em que EUA e Europa assistiam a uma contínua e gradual desaceleração econômica, em resposta a crise financeira deflagrada em meados de 2007. No entanto, segundo o estudo, a crise financeira se agravou fazendo com que o período do "decoupling" das economias emergentes terminasse. As economias emergentes começaram a mostrar sinais de perda de dinamismo, tanto por efeitos da redução do comércio mundial como por efeitos da redução do fluxo de capitais.

2.5. Contextualização

Dentro deste contexto o presente trabalho analisa a inter-relação temporal entre séries dos preços de ações de bancos da América Latina, Estados Unidos e Europa. De modo a estudar a inter-relação entre os mercados, o trabalho buscou evidências sobre a existência de equilíbrio de longo prazo, causalidade de curto prazo e efeito contágio entre choques nas séries de preços. Adicionalmente o estudo visa identificar diferenças no comportamento das séries e sua inter-relação antes e após períodos de crise por meio da comparação dos resultados para o período todo e para o período posterior à crise do *subprime*.

Assim como o estudo de Chen, Firth e Meng (2002), a análise é feita por meio de índices de preço dos ativos do mercado de renda variável de cada país. Porém de

forma a minimizar problemas de comparação entre os índices de bolsa (devido a sua composição), o presente estudo optou por analisar somente os preços de ações bancárias. Adicionalmente ao artigo de Chen, Firth e Meng (2002), o presente estudo incorpora ativos da Europa na análise e efetua comparações dos relacionamentos temporais entre os preços dos ativos durante toda a amostra e somente após a crise do *subprime*.

3. Metodologia

Este capítulo descreve a metodologia empregada, sendo explanado inicialmente um breve racional teórico sobre modelos de série de tempo. Em seguida são explicados os procedimentos e testes que foram empregados.

Resumidamente, o presente trabalho optou por analisar a relação entre o preço de ações especificamente do setor bancário. Inicialmente o estudo busca verificar a existência de inter-relação temporal entre as ações de bancos dentro de um mesmo país (mercado doméstico). Na seqüência são analisadas as inter-relações entre os países por meio de análise de índices de preço para ações de bancos de cada país ("Índices") que foi desenvolvido especificamente para este trabalho.

O trabalho utiliza modelos de análise de séries de tempo, incluindo: (i) análise de presença de raiz unitária nas séries em nível e em primeira diferença; (ii) modelo de correção de erros (cointegração); (iii) análise de causalidade (Granger - causa); e (iv) análise das funções de impulso resposta e decomposição da variância.

3.1. Técnicas de Análise

As técnicas de análise empregadas são técnicas econométricas utilizadas tanto na análise individual de séries temporais, assim como na análise de inter-relação entre duas ou mais séries de dados. A bibliografia básica para as explanações teóricas e descrição de fórmulas (tópicos seguintes) se fundamenta nos livros de Enders (2004), Wooldridge (2002) e Hill, Grifiths e Judge (1999). No entanto, cabe ressaltar que não é objetivo do presente material aprofundar as demonstrações teóricas de todas as fórmulas e análises econométricas empregadas.

3.1.1 Modelos de série de tempo

O objetivo principal da análise de séries de tempo é desenvolver modelos capazes de prever, interpretar e testar hipóteses sobre dados econômicos. Para tanto, a análise de séries temporais busca decompor as séries em um componente determinístico (sinal) e outro aleatório (choques).

Neste sentido, uma série temporal que apresente média, variância e autocovariâncias não dependentes do tempo é considerada como um processo estacionário. Considerando que a série é composta por um componente determinístico e outro aleatório (choques), podemos concluir que para processos estacionários a série apresenta reversão à média, ou seja, choques aleatórios tendem a se dissipar (Enders, 2004).

Já as séries com tendência estocástica (não estacionária) se diferenciam dos processos estacionários (tendência determinística), pois os choques aleatórios deixam de ter um caráter transitório e passam a apresentar um caráter permanente (Cunha, 2001).

Para verificar a existência de inter-relação entre as variações de séries de dados com tendência estocástica (raiz unitária) a distribuição “t” não pode ser utilizada para inferência estatística. “Basicamente, a presença de raiz unitária na série temporal conduz a resultados viesados, invalidando os pressupostos da estatística clássica de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo, e, com isto, mascarando o relacionamento entre duas, ou mais, variáveis” (Cunha, 2001).

No geral, todas as séries de preço de ações deveriam respeitar essa regra, dado que a existência de alguma tendência determinística contrarie a teoria de eficiência de mercados. A existência de tendências determinísticas em determinada série de preço acarretaria em oportunidades de arbitragem, pois uma vez que os investidores iniciassem a obter ganhos livres de risco, estas oportunidades cessariam (Laurence; Cai; Qian, 1997).

3.1.2 Modelo VAR

De modo a analisar a existência de componentes estocásticos nas séries analisadas, o presente estudo se baseou em modelos vetoriais auto-regressivos (VAR). O modelo de VAR considera que as variáveis analisadas e suas defasagens são endógenas. No caso de duas variáveis (y e z), a seqüência temporal de $\{y_t\}$ é afetada pelo valor corrente e pelo valor passado da variável $\{z_t\}$, assim como a variável $\{z_t\}$ é afetada por $\{y_t\}$ corrente e passado. No exemplo de Enders (2004), o modelo bivariado parte do seguinte sistema de equações:

Equação 1: Vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem estrutural

$$y_t = b_{10} - b_{12} z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$
$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

Onde, (i) tanto y_t como z_t são estacionários e (ii) os erros são ruídos brancos não correlacionados.

As equações anteriores são consideradas vetores auto-regressivos de primeira ordem, pois a máxima defasagem temporal é de um período. Ou seja, a variável y_t é afetada por z_t, y_{t-1} e z_{t-1}; enquanto a variável z_t é afetada por y_t, z_{t-1} e y_{t-1}. Utilizando álgebra matricial, o sistema acima é dado por:

Equação 2: Vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem estrutural matricial

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Ou

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

De forma a obter o modelo de VAR em sua forma padrão Enders (2004) multiplica as matrizes acima pela inversa de B (B^{-1}):

Equação 3: Vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem formato padrão matricial

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$$

Onde:

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0$$
$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1$$
$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

A partir do exemplo anterior, referente ao caso de um sistema bivariado e usando a_{i0} como o elemento i do vetor A_0, e a_{ij} como o elemento na linha i e coluna j da matriz A_1 e, e_{it} como o elemento i do vetor e_t, Enders (2004) reescreve o modelo VAR na seguinte forma:

Equação 4: Sistema de vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem formato padrão

$$y_t = a_{10} - a_{11} y_{t-1} + a_{12} z_{t-1} + e_{1t}$$
$$z_t = a_{20} - a_{21} y_{t-1} + a_{22} z_{t-1} + e_{2t}$$

Considerando um modelo auto-regressivo $Y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + e_t$, a condição de estabilidade é dada por a_1 em módulo ser menor do que 1. Partindo do pressuposto que a condição de estabilidade seja respeitada, Enders (2004) aplica soluções iterativas ao modelo matricial em sua forma padrão ($X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t$) de modo a deduzir a solução particular para x_t:

Equação 5: Solução particular para x_t na forma padrão do VAR de primeira ordem

$$x_t = u + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i}$$

onde

$$u = \left[\overline{yz}\right]$$
$$\overline{y} = [a_{10}(1 - a_{22}) + a_{12}a_{20}]/\Delta;$$
$$\overline{z} = [a_{20}(1 - a_{11}) + a_{21}a_{10}]/\Delta;$$
$$\Delta = (1 - a_{11})(1 - a_{22}) - a_{12}a_{21}$$

Em sistemas de vetores auto-regressivos (VAR), conforme exemplificado anteriormente, a solução primária ao sistema não pode ser estimada diretamente, uma vez que cada variável é correlacionada ao termo de erro fazendo com que o sistema seja não identificado. Ou seja, y_t depende de z_t, assim como z_t depende de y_t.

$$y_t = b_{10} - b_{12} z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$
$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

Uma forma de estimar modelos VAR se baseia na imposição de uma restrição a um determinado coeficiente, como por exemplo $\{b_{21} = 0\}$. Desta forma o modelo de VAR ficaria da seguinte forma:

Equação 6: Vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem estrutural com restrição

$$y_t = b_{10} - b_{12} z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$
$$z_t = b_{20} + \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

A partir da restrição anterior, a variável z_t apresenta efeito contemporâneo na variável y_t, porém a variável y_t passa a afetar a variável z_t apenas com um período de defasagem, ou seja, y_t já não mais afeta a variável z_t contemporaneamente. Desta forma o sistema passa a ser identificado e agora é possível encontrar uma solução primária por meio o método de mínimos quadrados. Enders (2004) ressalta que esta metodologia de solução é chamada de decomposição de Cholesky.

3.1.3 Raiz unitária

Para identificar ou não a presença de raiz unitária (tendência estocástica) na série do preço das ações, o trabalho utiliza o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Este teste baseia-se no seguinte modelo de regressão (Enders, 2004):

Equação 7: Vetor auto-regressivo de ordem p

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + \ldots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Equação 8: Fórmula para teste ADF

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Onde :

$$\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^{p} a_i)$$

$$\beta_i = -\sum_{j=i}^{p} a_j$$

O parâmetro de interesse para o teste é γ, se o parâmetro for estatisticamente não diferente de 0, a seqüência y_t contém uma raiz unitária. Segundo Cunha (2001), se uma série deve ser diferenciada “d” vezes antes de se tornar estacionária, então a série contém “d” raízes unitárias e é denominada integrada de ordem d, denotada I(d).

3.1.4 Cointegração

O conceito de cointegração foi inicialmente introduzido por Granger (1992). A interpretação econômica da cointegração é que se duas (ou mais) variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, então mesmo que as séries possam conter tendências estocásticas, as séries irão mover-se juntas no tempo e a proporção entre elas será estável, isto é, estacionária. Em suma, o conceito de cointegração indica a existência de um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema econômico converge no tempo (Harris, 1995).

A existência de cointegração implica em um modelo de correção de erros (ECM) pelo qual a variação de pelo menos uma variável é função do desequilíbrio do período anterior (Hall; Anderson; Granger, 1992). Quando as variáveis são cointegradas, os desvios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo servem como resposta aos movimentos da variável dependente de modo a forçar que as variações no nível da série se concentrem em torno do equilíbrio de longo

prazo. A intuição reside no fato de que desvios do equilíbrio de longo prazo entre as séries são ajustados por meio de movimentos no preço dos ativos analisados.

Assim, variáveis cointegradas apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo. No curto prazo, o preço de ativos financeiros internacionais podem se distanciar mas as preferências de investidores, forças de mercado ou regulamentações trarão os preços de volta ao equilíbrio de longo prazo. A inexistência de uma relação de cointegração sugere que as variáveis não apresentam relação de longo prazo e assim têm seus preços se movimentando de forma aleatória em relação uma a outra (Chen; Firth; Meng, 2002).

O teste proposto por Johansen e Juselius (Enders, 2004) utiliza análise de máxima verossimilhança para verificar o número de vetores de cointegração entre as séries. Este procedimento apresenta a vantagem de incorporar dinâmicas de curto e longo prazo no processo implícito de geração da série de dados. Assim permite testar a existência de relação de equilíbrio mesmo com diversos choques e desvios referentes à dinâmica de curto prazo da série de dados.

A análise de cointegração permite visualizar que quando duas ou mais variáveis são cointegradas o comportamento temporal da série é afetado por desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo. Como exemplo, Enders (2004) considerou um modelo VAR bivariado de primeira ordem:

$$y_t = a_{11} y_{t-1} + a_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$
$$z_t = a_{21} y_{t-1} + a_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

Reescrevendo as equações, utilizando operador de defasagens e aplicando a regra de Cramer para inverter as matrizes, o autor (Enders, 2004) deduziu a seguinte solução para y_t e z_t:

Equação 9: Equações univariadas de segunda ordem

$$y_t = \frac{(1 - a_{22}L)\varepsilon_{yt} + a_{12}L\varepsilon_{zt}}{(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2}$$

$$z_t = \frac{a_{21}L\varepsilon_{yt} + (1 - a_{11}L)\varepsilon_{zt}}{(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2}$$

Desta forma, o sistema VAR bivariado de primeira ordem é transformado em duas equações univariadas diferenciais de segunda ordem. Como o denominador de ambas as variáveis é exatamente o mesmo, ambas as equações apresentam a mesma função característica inversa (resolução do denominador ao igualar a zero). Assumindo condições de estabilidade e manipulando algebricamente as equações o autor chega a seguinte forma sobre a relação entre as variações das variáveis:

Equação 10: Modelo de correção de erros

$$\Delta y_t = -[a_{12}a_{21}/(1 - a_{22})]y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$
$$\Delta z_t = a_{21}y_{t-1} - (1 - a_{22})z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

Considerando que a_{12} e a_{21} são diferentes de zero, é possível normalizar o vetor de cointegração em relação a cada uma das variáveis. Normalizando-as em função de y_t:

Equação 11: Modelo de correção de erros normalizado em função de yt

$$\Delta y_t = a_y(y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + \varepsilon_{yt}$$
$$\Delta z_t = a_z(y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + \varepsilon_{zt}$$

Onde

$$a_y = -a_{12}a_{21}/(1 - a_{22})$$
$$\beta = (1 - a_{22}) / a_{21}$$
$$a_z = a_{21}$$

Logo é possível notar que tanto y_t como z_t variam em resposta a desvios do equilíbrio de longo prazo ($\gamma_{t-1} - \beta z_{t-1}$). Quando $\gamma_{t-1} = \beta z_{t-1}$,a variação de γ_t e z_t são apenas função de choques em $\varepsilon\gamma_t$ e $\varepsilon\gamma_t$. Adicionalmente, se $a_y<0$ e $a_z>0$, γ_t decresce

e z_t aumenta em resposta a um choque positivo em relação ao equilíbrio de longo prazo.

De uma forma geral, quando duas séries de tempo y_t e x_t, ambas I(d), apresentam uma combinação linear entre si, a séria formada pela combinação também será I(d). Por exemplo, os resíduos obtidos da regressão de y_t contra x_t serão I(d). Se, entretanto, existir um vetor β, tal que o termo de erro da regressão ($\mu_t = y_t - \beta x_t$) é de menor ordem de integração, I(d−b), onde b > 0, então Granger (1969) define y_t e x_t como integradas de ordem (d, b). Portanto, se y_t e x_t são ambas I(1) e $\mu_t \sim I(0)$, as duas séries serão cointegradas de ordem CI (1,1).

Para análises multivariadas podem existir múltiplos vetores de cointegração e o resultado produzido por este procedimento seria uma combinação linear dos diferentes vetores de cointegração. De modo a testar a existência de vários vetores de cointegração, o trabalho utiliza o teste de Johansen (Enders, 2004).

3.1.5 Análise de causalidade (Granger - causa)

Além de análise de cointegração, o modelo de correção dos erros (ECT) permite analisar a existência de causalidade entre as séries (Granger, 1969). Quando as variáveis são cointegradas, os desvios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo servem como resposta aos movimentos da variável dependente de modo a forçar as variações no nível da série em prol do equilíbrio de longo prazo. Os testes de causalidade visam evidenciar a existência de efeitos de contágio (causalidade de curto prazo).

Hall, Anderson e Granger (1992) observam que a cointegração entre duas variáveis é uma condição suficiente (mas não necessária) para a presença de causalidade em pelo menos uma direção.

O teste de causalidade de Granger busca verificar qual a relação de causalidade ou precedência temporal entre a variação de duas variáveis. Desta forma, o conceito de

causalidade de Granger pode ser definido como “antecedência temporal”: uma variável X Granger - causa uma variável Y se, na média, o evento Y é verificado toda vez que o evento X ocorreu algum período antes (Enders, 2004).

O teste de causalidade de Granger pode ser utilizado para testar a precedência nas variações de uma variável em relação a outra variável, devendo ser utilizado em séries estacionárias ou cointegradas.

Equação 12: Causalidade de Granger

De acordo com Enders (2004), a forma de verificar a existência de causalidade de Granger entre duas varáveis, reside em:

- Estimar o melhor modelo auto-regressivo de y_t;
- Analisar tantas defasagens de xt na equação quanto o desejado, ou seja,

$y_t = a + b_1 y_{t-1} + b_2 y_{t-2} + ... + f_1 x_{t-1} + f_2 x_{t-2} + ... + \varepsilon_t$;

- Testar a significância conjunta dos parâmetros de $x_{t-i}(f_1 + f_2 + ...)$;

Sendo:

Hipótese nula: f_1, f_2, ...= 0 e Hipótese alternativa: f_1, f_2, ... $\neq$ 0

Estatística de teste: teste “F” testa a significância conjunta de parâmetros

Caso a hipótese nula seja rejeitada, a análise não encontrou evidências suficientes de que a variável X não Granger - Causa a variável Y.

3.1.6 Análise de função resposta impulso

Como ponto final, a idéia é verificar a extensão dos efeitos de contágio nos mercados analisados. De maneira a verificar a extensão dos choques oriundos, especialmente do mercado norte-americano nos mercados da América Latina, o estudo utiliza funções de resposta impulso.

Considerando um modelo VAR de duas variáveis, Enders (2004) utiliza a análise de função impulso resposta para traçar o comportamento temporal das variáveis em

relação a diversos choques nas variáveis contidas no modelo. Como exemplo, o autor considera a forma matricial de um modelo VAR bivariado:

Equação 13: Forma matricial de um modelo VAR bivariado

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

Considerando que a condição de estabilidade seja respeitada e utilizando uma solução particular para a equação de x_t, é possível expressar y_t e z_t de um modelo VAR em função dos vetores de erros. Utilizando a solução particular de x_t, conforme exemplificado anteriormente, o modelo pode ser reescrito:

Equação 14: Modelo VAR em função dos vetores de erros

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-1} \\ e_{2t-1} \end{bmatrix}$$

Considerando que os vetores de erros possam ser expressos por:

Equação 15: Vetores de erros de um modelo VAR bivariado

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

O modelo de y_t e z_t pode ser definido da seguinte forma:

Equação 16: Representação de média móvel do modelo VAR

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(i)} & \phi_{12}^{(i)} \\ \phi_{21}^{(i)} & \phi_{22}^{(i)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}$$

Onde:

$$\phi_i = \frac{A_1^i}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Os quatro conjuntos de coeficientes ($\phi_{11}^{(i)}, \phi_{12}^{(i)}, \phi_{21}^{(i)}, \phi_{22}^{(i)}$) representam as **funções de impulso resposta**. Por meio destas funções é possível determinar o efeito de

choques nas variáveis y_t e z_t na formação da série temporal de cada uma das variáveis.

Já a decomposição da variância busca o entendimento dos erros de um modelo VAR e com isso procura verificar a inter-relação entre as variáveis de um sistema. A decomposição da variância revela a proporção da variação de determinada variável como função de choques na própria variável ou de choques em outras variáveis do modelo. Quando o erro de determinada variável não explica a variância dos erros na formação da série de outra variável, a primeira é considerada como exógena ao modelo; já quando o erro de determinada variável ajuda a explicar a variância de outra variável, a primeira é considerada como exógena (Enders, 2004).

3.2. Descrição dos Testes Empregados

Conforme indicado no capítulo 2 (revisão bibliográfica), a maioria dos estudos analisados faz comparações entre os índices de ações. No entanto Roll (1992) ressalta que a comparação de índices de ações entre diferentes países é afetada por dois fatores: (i) composição e construção do índice, e (ii) papel da taxa de câmbio.

De forma a minimizar a deficiência (i) apontada por Roll, o presente trabalho optou por analisar a relação entre o preço de ações especificamente do setor bancário. Além disso, o setor bancário, como elucidado no capitulo de Introdução, apresenta extrema relevância para toda a economia.

Quando a comparação é feita em moeda local, pode-se conter viés na análise, uma vez que parte das variações no preço dos ativos pode ser conseqüência de efeitos monetários, tais como mudanças na taxa de inflação da economia. Adicionalmente, comparações em uma base monetária comum são de extrema importância para investidores globais. Desta forma, e em linha com a bibliografia pesquisada, o trabalho analisa as séries tanto em moeda local como em dólares.

3.2.1 Amostra

O estudo englobou os principais bancos da América Latina, Estados Unidos e Europa. Da América Latina foram selecionados os países que apresentavam o mercado acionário desenvolvido: Brasil, Argentina e Chile. Destes mercados foram selecionados os quatro maiores bancos em termos de valor de mercado. Já dos Estados Unidos e Europa, o critério de seleção se baseou: (i) na atividade dos bancos, como sendo primordialmente de varejo; (ii) e no volume de negociação em bolsa de valores, sendo selecionados os bancos que apresentavam maior volume médio de negociação dentre o período analisado (vide tabela 2).

Tabela 2: Amostra de Bancos

BANCO	PAÍS	BLOOMBERG	VALOR DE MERCADO (US$ milhões)
Bradesco	BRASIL	bbdc4 equity	74.153
Itaú	BRASIL	itau4 equity	73.752
Unibanco	BRASIL	ubbr11 equity	18.817
Banco do Brasil	BRASIL	bbas3 equity	49.519
Banco Macro	ARGENTINA	bma ar equity	1.604
Banco Patagonia	ARGENTINA	bpat equity	565
Banco Hipotecário	ARGENTINA	bhip equity	10
Banco Francês	ARGENTINA	bfr equity	975
Santander Chile	CHILE	san equity	9.407
BCI	CHILE	bci ci equity	2.910
CorpBanca	CHILE	corpbanc equity	1.393
Banco de Chile	CHILE	CHILE CI Equity	6.661
HSBC	INGLATERRA	HSBA LN Equity	202.663
Royal Bank of Scotland	INGLATERRA	RBS LN Equity	52.507
Santander	ESPANHA	SAN Equity	129.837
Banco Bilbao Vizcaya Argentaria	ESPANHA	BBVA SM Equity	83.269
Banco Popular Espanol	ESPANHA	POP SM Equity	19.560
BNP Paribas	FRANÇA	BNP FP Equity	92.084
JP Morgan	EUA	JPM Equity	147.345
Citibank	EUA	C Equity	114.919
Wells Fargo	EUA	WFC Equity	91.053
Wachovia	EUA	WB Equity	51.399
PNC Financial Services	EUA	PNC Equity	22.221
M&T Bank Corporation	EUA	MTB Equity	9.542
Bank of America	EUA	BAC US Equity	151.439

Fonte: Bloomberg (data base em 29/junho/2008)

Os bancos selecionados neste estudo englobam os maiores bancos do mundo em termos de valor de mercado, com destaque para HSBC, Santander, Bank of America, JP Morgan, Citibank e os bancos brasileiros, Bradesco e Itaú. A tabela 3 traz o racional sobre a nomenclatura das variáveis analisadas no estudo.

Tabela 3: Ações de Bancos e Índices em nível

	País:	**A BRASIL**	**B ARGENTINA**	**C CHILE**	**D EUROPA**	**E EUA**
Ações	**Bancos:**	10_BBDC	20_BMA	30_BSAN	40_HSBA	50_JPM
		10_ITAU	20_BPAT	30_BCI	40_RBS	50_C
		10_UBBR	20_BHIP	30_CORPBANC	40_SAN	50_WFC
		10_BBAS	20_FRAN	30_CHILE	40_BBVA	50_WB
					40_POP	50_PNC
					40_BNP	50_MTB
						50_BAC
Índices em nível	**Moeda:**					
	LCY	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
	USD	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
Índices em diferença	*LCY*	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
	USD	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA

A nomenclatura das séries segue o seguinte racional:

1) Séries de preço das ações em nível de um mesmo país se iniciam com a mesma letra, conforme destacado na tabela anterior;

2) Séries de Índices de ações:

a. Primeira letra: todos se iniciam com a letra X;

b. Segundo digito: identifica a moeda que foi considerada no cálculo do índice, sendo “0” para moeda local e “1” para dólares;

c. Terceira letra: identifica o país em questão de acordo com tabela anterior;

3) Quando as séries são consideradas em primeira diferença, acrescenta-se a letra Z no início da nomenclatura da respectiva série.

Por meio de análise dos gráficos de preços é possível notar que as ações se movem juntas, e possivelmente cada série não é estacionária em nível (Figura 1).

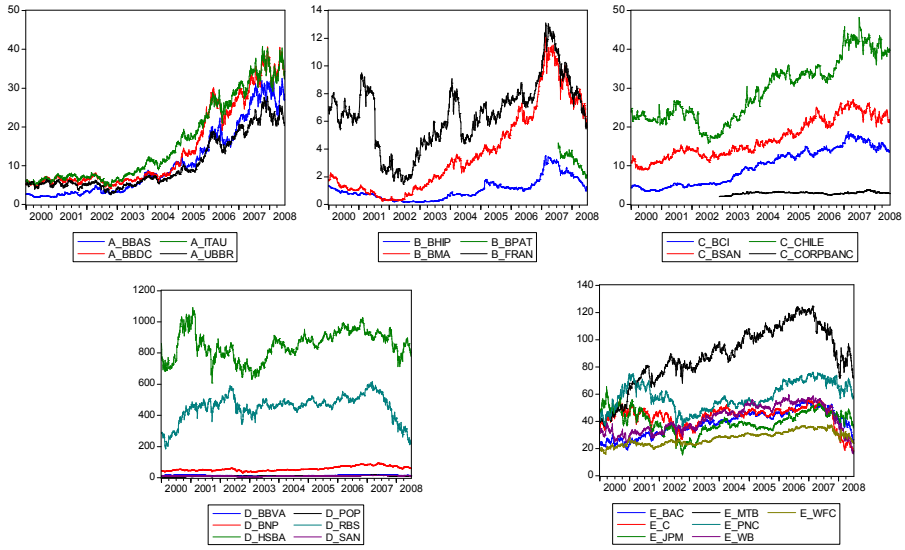


Figura 1: Gráfico dos preços das ações por país

Fonte: Bloomberg (data base em 29/junho/2008)

3.2.2 Construção do Índice de Ações Bancárias

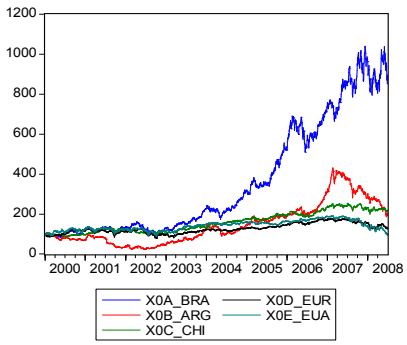
Inicialmente o estudo buscou verificar a existência de cointegração entre as ações de bancos dentro no mercado doméstico, por meio de análises das ações de cada grupo (A, B, C, D e E), referenciado por “Ações” na tabela 3. Na seqüência foram analisadas as inter-relações entre os países por meio de análise de cointegração entre os índices de bancos de cada país (“Índices”).

A partir dos dados de preço e valor de mercado de cada banco foi elaborado um índice de ações bancárias para cada país da amostra a ser utilizado especificamente no presente trabalho. Os índices foram construídos a partir de base 100 (como o primeiro dia da amostra) e seguiram variações de acordo com a variação e peso de cada banco. O peso de cada banco na composição deste índice é baseado na participação de seu valor de mercado em cada país. Todos os preços e valor de mercado de cada banco foram atualizados diariamente. Como ilustração, segue tabela com cálculo do índice em moeda local para o Brasil.

Tabela 4: Ilustração cálculo do índice em moeda local Brasil

Preço (R$)	BBDC4	ITAU4	UBBR11	BBAS3	X0A_BRA
3/1/2000	5,4	6,2	5,5	2,7	100,0
4/1/2000	5,0	6,0	5,3	2,6	95,5
Variação Preço					
4/1/2000	-7,1%	-3,2%	-4,5%	-3,0%	-4,5%
Valor de Mercado (R$ milhões)	**BBDC4**	**ITAU4**	**UBBR11**	**BBAS3**	**Somatório**
4/1/2000	12.789,0	17.554,0	504,8	6.703,1	37.551,0
Peso					
4/1/2000	34,1%	46,7%	1,3%	17,9%	100,0%
Variação Ponderada	**-2,4%**	**-1,5%**	**-0,1%**	**-0,5%**	**-4,5%**

Para o cálculo do índice, inicialmente considera-se a variação diária do preço de cada ação em moeda local ("Variação Preço"), na sequência leva-se em consideração a participação de cada banco no somatório do valor de mercado deste país ("Peso"). Aplicando o Peso sobre a Variação Preço de cada ação chega-se à variação do Índice em moeda local para o Brasil. Partindo do dia 3/janeiro/2000 como base 100 e com uma variação dos preços ponderada pelo valor de mercado de cada banco de -4,5%, o índice para o dia 4/janeiro/2000 é de 95,5. O cálculo segue sucessivamente com o valor de mercado sendo atualizado diariamente. Desta forma, variações em bancos com maior valor de mercado relativamente aos demais apresentam maior peso na variação do índice.



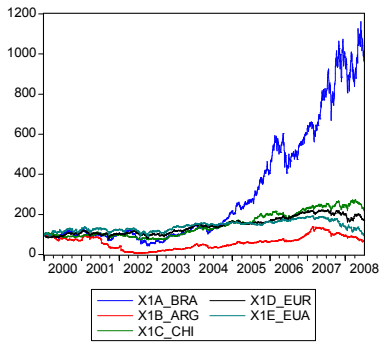


Figura 2: Índices de bancos em moeda local e dólares

Fonte: Bloomberg Professional (data base em 29/junho/2008)

3.2.3 Horizonte de dados

A série de dados compreende os preços diários dos bancos selecionados de 3 de janeiro de 2000 até 30 de junho de 2008, totalizando mais de 2.200 observações. O preço das ações considerado na análise foi ajustado pelos proventos e desdobramentos ou agrupamentos. O histórico de preços diários foi obtido da Bloomberg tanto em moeda local como em dólares norte-americanos ("USD").

A série foi selecionada de forma a excluir todos os feriados em cada um dos mercados. Assim, a análise se concentrou nos dias em que todos os mercados da amostra registraram preço para os ativos analisados.

Todas as análises do trabalho foram feitas para dois períodos distintos: (i) toda a amostra de dados (Amostra Completa); e (ii) apenas dados após 2007 (Amostra Reduzida), período que representa séries ao redor da crise do *subprime* (cujo início se dá em meados de 2007).

Desta forma, o estudo buscou identificar o comportamento das séries em períodos de equilíbrio "normal" e em um período de crise. O principal motivo para esta subdivisão reside no fato de que uma crise financeira pode acarretar em alterações drásticas no comportamento do investidor, assim é importante estudar a interdependência dos mercados de ação antes e depois de um choque econômico significativo (Edwards, 2000).

Muito embora, a amostra compreenda dados dos preços até meados de 2008, o "olho da crise" financeira ficou fora da análise limitando assim conclusões a respeito da crise financeira do *subprime* e seus efeitos neste trabalho.

3.2.4 Estatísticas Descritivas

As tabelas seguintes exibem as estatísticas descritivas das séries tanto em nível como em primeira diferença (log), e engloba as séries em moeda local e em USD.

Considerando as séries em nível e a amostra completa, temos para todas as séries a rejeição da hipótese sobre distribuição Normal dos preços. Com exceção da série de preços dos Estados Unidos e das séries em dólares dos preços na Argentina, todas as séries apresentaram média dos preços maior do que a mediana para o período analisado. Tendo a média maior do que a mediana, todos os índices analisados apresentaram *Skewness* positivo, indicando uma assimetria para a direita.

A medida de dispersão das séries (*Kurtosis*) evidenciou que todas as séries (exceto o índice do Brasil em USD) apresentam números inferiores ao esperado de uma distribuição Normal (no Eviews a Kurtosis de uma Normal é igual a 3). Desta forma, as distribuições das séries dos índices em nível são mais "achatadas" que a distribuição Normal, ou seja, as amostras são platicúrticas.

Tabela 5: Estatísticas descritivas – Amostra Completa / séries em nível

Estatíticas Descritivas	Moeda Local					Moeda em USD				
Índices em Nível	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
Média	359,9	148,0	158,0	127,4	141,4	308,1	60,7	147,5	142,9	141,4
Mediana	217,9	109,5	150,8	122,0	141,7	133,0	63,3	127,9	140,7	141,7
Desvio Padrão	287,2	102,4	49,9	24,2	24,6	294,4	31,9	60,8	41,8	24,6
Skewness	0,9	0,9	0,3	0,4	0,2	1,2	0,2	0,5	0,3	0,2
Kurtosis	2,3	2,9	1,7	2,2	2,0	3,1	2,4	1,8	1,8	2,0
Jarque-Bera	325	306	193	114	101	520	48	234	183	101
Probabilidade	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Número de observações	2.215									

Fonte: Bloomberg (data base em 29/junho/2008)

Já as séries em primeira diferença apresentaram médias e medianas muito próximas de zero, com medida de Kurtosis maior do que o esperado de uma distribuição normal. Desta forma as séries se mostram ser leptocúrticas, com as distribuições das variações de preços com “caudas pesadas”, ou seja, é relativamente mais fácil obter valores que se afastam da média a vários múltiplos do desvio padrão do que no caso de uma distribuição Normal.

Adicionalmente a distribuição das séries em primeira diferença também não pode ser considerada Normal para nenhum dos casos. Já a medida de assimetria (Skewness) indica assimetria positiva para os índices do Brasil (tanto em moeda local como em dólares), Estados Unidos e Europa em dólares (Tabela 6).

Tabela 6: Estatísticas descritivas – Amostra Completa / séries em 1ª diferença

Estatíticas Descritivas	Moeda Local					Moeda em USD				
Índices em Primeira Diferença	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
Média	0,3	0,0	0,1	0,0	(0,0)	0,4	(0,0)	0,1	0,0	(0,0)
Mediana	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Desvio Padrão	9,3	3,2	1,7	1,7	2,0	10,8	1,4	1,9	1,9	2,0
Skewness	0,5	(1,0)	(0,1)	(0,1)	0,2	0,6	(3,0)	(0,1)	0,0	0,2
Kurtosis	12,0	18,0	10,2	6,0	6,3	15,4	49,8	11,8	8,6	6,3
Jarque-Bera	7.626	21.150	4.723	833	1.001	14.437	204.860	7.164	2.936	1.001
Probabilidade	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Número de observações	2.214									

Fonte: Bloomberg (data base em 29/junho/2008)

Quando a análise é feita para a amostra reduzida, as séries em nível passam a registrar uma assimetria negativa. Já os valores de Kurtosis continuam semelhantes ao horizonte completo das séries, indicando séries Platicúrticas (Tabela 7).

Tabela 7: Estatísticas descritivas – Amostra Reduzida / séries em nível

Estatíticas Descritivas	Moeda Local					Moeda em USD				
Índices em Nível	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
Média	861,9	321,4	233,6	157,2	158,1	850,7	104,2	245,3	202,5	158,1
Mediana	862,9	317,4	234,8	160,4	168,8	865,6	102,6	243,2	206,2	168,8
Desvio Padrão	87,8	59,7	10,7	15,3	27,1	145,7	19,9	11,8	15,2	27,1
Skewness	(0,1)	(0,1)	(0,3)	(0,5)	(0,4)	(0,2)	(0,0)	0,4	(0,9)	(0,4)
Kurtosis	2,2	2,1	2,2	2,0	1,8	1,9	1,9	2,6	2,7	1,8
Jarque-Bera	11	15	15	33	36	20	18	11	51	36
Probabilidade	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Número de observações	390									

Fonte: Bloomberg (data base em 29/junho/2008)

Considerando as séries em primeira diferença e com amostra reduzida, os valores de volatilidade (desvio-padrão) apresentam considerável incremento para todas as séries. Já o Skewness inverte de magnitude, evidenciando que as séries em primeira diferença apresentam assimetria positiva durante o período de crise. Por fim, os valores de Kurtosis mantêm os significados da análise para a amostra completa (Tabela 8).

Tabela 8: Estatísticas descritivas – Amostra Reduzida / séries em 1ª diferença

Estatíticas Descritivas	Moeda Local					Moeda em USD				
Índices em Primeira Diferença	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
Média	0,3	(0,3)	(0,1)	(0,1)	(0,2)	0,9	(0,1)	(0,0)	(0,1)	(0,2)
Mediana	0,0	(0,0)	0,0	(0,2)	(0,2)	0,1	(0,0)	0,0	(0,2)	(0,2)
Desvio Padrão	18,4	6,0	2,7	2,2	2,8	22,7	1,9	3,4	3,0	2,8
Skewness	0,3	(0,7)	0,2	0,1	0,6	0,3	(0,7)	0,0	0,2	0,6
Kurtosis	4,0	8,0	6,4	5,2	5,7	4,2	7,7	6,2	6,0	5,7
Jarque-Bera	20	435	185	79	135	31	389	164	146	135
Probabilidade	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Número de observações	390									

Fonte: Bloomberg (data base em 29/junho/2008)

3.2.5 Análises Aplicadas

Todas as análises empregadas foram feitas com o horizonte completo de dados (desde 2000) e com o horizonte reduzido de amostra (desde 2007). As análises aplicadas foram:

(i) Análise de presença de raiz unitária nas séries de preço e índice de ações em nível e em primeira diferença;

(ii) Análise de Cointegração (equilíbrio de longo prazo) entre as ações de um mesmo país, e entre índices de ações de cada país;

(iii) Análise de causalidade (Granger) entre os índices de cada país, sendo que os índices foram analisados em pares, sendo avaliados as séries tanto em moeda local como em dólares;

(iv) Análise das funções de impulso-resposta e decomposição da variância entre os índices de cada país agrupados, em moeda local e em dólares. Esta análise foi feita tanto com os índices em nível (VEC) como em primeira diferença (VAR).

Para a análise dos preços das ações (análise dentro de um mesmo país), não há necessidade de analisar as séries em moeda local e em dólares, dado que o efeito do câmbio é o mesmo para os bancos pertencentes a um mercado doméstico comum. Já para análises entre países ("Índices"), existe a necessidade de testar as séries tanto em moeda local como em moeda comum (dólares) de modo a isolar os efeitos de alterações na taxa de câmbio de cada país.

Inicialmente os dados foram inseridos no Eviews. Por meio de correlogramas notou-se que todas as séries apresentam auto-correlação significativas para todas as defasagens analisadas (até 36 defasagens). Para verificar se realmente as séries apresentam raiz unitária, foi realizado testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para todas as séries de ações e índices de ações em moeda local e em dólares. Como era esperado, todas as séries se mostraram ser não estacionárias. Ou seja, não existem evidências que permitam rejeitar a hipótese nula de que as séries apresentam raiz unitária.

Feito essa análise, as variáveis foram testadas como sendo originadas de um processo VAR de modo a definir o número de defasagens (*Lag Order Selection Criteria*) a ser utilizadas no estudo.

De forma a identificar evidências sobre equilíbrio de longo prazo, o trabalho utilizou o teste de Johansen. Inicialmente o teste foi aplicado para as séries de preço das ações, buscando cointegração dentro de um mesmo país, neste caso a análise foi feita em moeda local apenas. Na seqüência a análise buscou evidências sobre cointegração entre os índices, sendo consideradas as séries tanto em moeda local como em dólares.

Tendo modelado a relação de equilíbrio de longo prazo, o estudo também buscou analisar a dinâmica de curto prazo das séries. Utilizando os critérios de informação de Akaike, Schwarz e Likelihood ratio, o estudo definiu qual a defasagem a ser utilizada nos testes de causalidade de Granger. E assim, de modo a verificar a existência de causalidade de curto prazo entre os índices, o estudo aplicou a análise de causalidade de Granger. Esta análise foi feita considerando pares de índices tanto em moeda local como em moeda comum (dólares).

Por fim o estudo aplicou a análise de função impulso-resposta e decomposição da variância para os índices considerados em conjunto tanto em moeda local e em moeda comum (dólares). A análise foi feita de forma analítica pela ortogonalização recursiva de Cholesky (*recursive Cholesky orthogonalization*). Estas análises foram feitas para todo o conjunto dos índices tanto em moeda local como em moeda comum (dólares). De acordo com Enders (2004) para as séries que não apresentem cointegração, a análise deve ser feita em VAR na primeira diferença das séries, já para aquelas que apresentem ao menos uma relação de cointegração entre si, a análise deve ser em VEC no nível da série. Desta forma o estudo aplicou os dois tipos de análise, sendo VAR em primeira diferença e VEC para as séries em nível.

4. Resultados

Todas as séries, preço das ações e nível dos índices, apresentaram características de processos estocásticos. Desta forma os testes econométricos de séries temporais foram aplicados.

De um modo geral o estudo encontrou evidências sobre a existência de relações de equilíbrio de longo prazo (cointegração) entre as séries de preços dos índices expressos tanto em moeda local como em dólares. Os resultados empíricos também apontam para a existência de contágio entre os mercados, especialmente de choques oriundos do mercado norte-americano. Sendo que o efeito de choques se mostra mais pronunciado após 2007, período compreendido pela crise do *subprime*.

4.1. Raiz Unitária

O estudo utilizou o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar a existência de raiz unitária. Neste teste a hipótese nula é que a série de dados é não estacionária. Assim como Chen, Firth e Meng (2002) o estudo executou os testes de raiz unitária tanto para a série em nível como para a primeira diferença.

Para todos os preços de ações e índices de ações em nível, não se pôde rejeitar a hipótese da existência de raiz unitária em todos os mercados. Já para as séries em primeira diferença os resultados dos testes foram justamente o oposto, a hipótese de raiz unitária foi fortemente rejeitada em todos os mercados. Desta forma, existem evidências (Tabela 9) de que as séries são não estacionárias em nível, porém estacionárias para primeira diferença, ou seja, são séries I(1).

Tabela 9: Resultados (p-valor) dos testes ADF para Amostra Completa

Teste ADF	Level			1st difference		
"Schwarz Info Criterion"	No Trend No Intercept	No Trend Intercept	Trend Intercept	No Trend No Intercept	No Trend Intercept	Trend Intercept
100_BRA	0,9522	0,9515	0,4585	0,0001	0,0001	0,0000
200_ARG	0,6898	0,8131	0,8623	0,0001	0,0001	0,0000
300_CHI	0,9358	0,8179	0,2738	0,0001	0,0001	0,0000
400_EUR	0,6744	0,3768	0,5177	0,0001	0,0001	0,0000
500_EUA	0,5464	0,3678	0,9486	0,0001	0,0001	0,0000
101_BRA	0,9689	0,9841	0,7307	0,0000	0,0000	0,0000
201_ARG	0,2346	0,5899	0,6047	0,0001	0,0001	0,0000
301_CHI	0,9178	0,8884	0,4160	0,0000	0,0000	0,0000
401_EUR	0,8039	0,6734	0,3049	0,0001	0,0001	0,0000
501_EUA	0,5464	0,3678	0,9486	0,0001	0,0001	0,0000
10_BBAS	0,8979	0,9201	0,2082	0,0001	0,0001	0,0000
10_BBDC	0,9283	0,9365	0,5393	0,0001	0,0001	0,0000
10_ITAU	0,8899	0,8878	0,2013	0,0001	0,0001	0,0000
10_UBBR	0,8493	0,8784	0,3913	0,0001	0,0001	0,0000
20_BHIP	0,3663	0,6694	0,5966	0,0000	0,0000	0,0000
20_BMA	0,6986	0,8034	0,7764	0,0001	0,0000	0,0000
20_BPAT	0,1005	0,8317	0,2931	0,0000	0,0000	0,0000
20_FRAN	0,3858	0,4435	0,6344	0,0001	0,0001	0,0001
30_BCI	0,9128	0,7784	0,5973	0,0001	0,0000	0,0000
30_BSAN	0,8076	0,5978	0,0895	0,0001	0,0001	0,0000
30_CHILE	0,8234	0,7491	0,1268	0,0001	0,0001	0,0000
30_CORPBANC	0,7625	0,0305	0,2066	0,0000	0,0000	0,0000
40_BBVA	0,4815	0,3883	0,6930	0,0001	0,0001	0,0000
40_BNP	0,6213	0,4071	0,4377	0,0001	0,0001	0,0000
40_HSBA	0,5100	0,0336	0,0944	0,0000	0,0000	0,0000
40_POP	0,6923	0,4133	0,7794	0,0001	0,0001	0,0000
40_RBS	0,4850	0,2895	0,8022	0,0001	0,0001	0,0000
40_SAN	0,5808	0,4462	0,5017	0,0001	0,0001	0,0000
50_BAC	0,5676	0,5265	0,9976	0,0001	0,0001	0,0000
50_C	0,3964	0,6696	0,8884	0,0001	0,0001	0,0000
50_JPM	0,3526	0,0920	0,2677	0,0001	0,0001	0,0000
50_MTB	0,7019	0,2131	0,9621	0,0001	0,0001	0,0000
50_PNC	0,6526	0,0921	0,2681	0,0000	0,0000	0,0000
50_WB	0,4395	0,8427	0,9996	0,0001	0,0001	0,0000
50_WFC	0,6240	0,1730	0,1908	0,0001	0,0001	0,0000
Nível de significância 1%						

A tabela a seguir (Tabela 10) é a réplica da análise anterior, agora considerando a amostra reduzida. Como podem ser observados, os resultados são praticamente os mesmos. Ou seja, os resultados não fornecem evidências suficientes para rejeição da hipótese nula de raiz unitária para as séries em nível. Já para as séries em primeira diferença, o estudo rejeitou a hipótese nula de raiz unitária a 1% de significância.

Tabela 10: Resultados (p-valor) dos testes ADF para Amostra Reduzida

Teste ADF	Level			1st difference		
"Schwarz Info Criterion"	No Trend No Intercept	No Trend Intercept	Trend Intercept	No Trend No Intercept	No Trend Intercept	Trend Intercept
100_BRA	0,7056	0,1704	0,2699	0,0000	0,0000	0,0000
200_ARG	0,3031	0,9727	0,0190	0,0000	0,0000	0,0000
300_CHI	0,4995	0,2103	0,0217	0,0000	0,0000	0,0000
400_EUR	0,2356	0,8224	0,1032	0,0000	0,0000	0,0000
500_EUA	0,0859	0,9639	0,2426	0,0000	0,0000	0,0000
101_BRA	0,8057	0,3699	0,1319	0,0000	0,0000	0,0000
201_ARG	0,3016	0,9644	0,0176	0,0000	0,0000	0,0000
301_CHI	0,5564	0,1260	0,4600	0,0000	0,0000	0,0000
401_EUR	0,3683	0,5699	0,1466	0,0000	0,0000	0,0000
501_EUA	0,0859	0,9639	0,2426	0,0000	0,0000	0,0000
10_BBAS	0,7153	0,0740	0,2026	0,0000	0,0000	0,0000
10_BBDC	0,6948	0,2213	0,2776	0,0000	0,0000	0,0000
10_ITAU	0,6376	0,0728	0,1698	0,0000	0,0000	0,0000
10_UBBR	0,6069	0,1935	0,4606	0,0000	0,0000	0,0000
20_BHIP	0,3568	0,9350	0,0276	0,0000	0,0000	0,0000
20_BMA	0,3010	0,9345	0,0663	0,0000	0,0000	0,0000
20_BPAT	0,1005	0,8317	0,2931	0,0000	0,0000	0,0000
20_FRAN	0,3109	0,9407	0,0040	0,0000	0,0000	0,0000
30_BCI	0,4867	0,6493	0,0086	0,0000	0,0000	0,0000
30_BSAN	0,4301	0,3731	0,0473	0,0000	0,0000	0,0000
30_CHILE	0,4775	0,0071	0,0018	0,0000	0,0000	0,0000
30_CORPBANC	0,6419	0,3693	0,7486	0,0000	0,0000	0,0000
40_BBVA	0,1912	0,9061	0,0850	0,0000	0,0000	0,0000
40_BNP	0,2865	0,7675	0,2128	0,0000	0,0000	0,0000
40_HSBA	0,3712	0,4161	0,2474	0,0000	0,0000	0,0000
40_POP	0,1933	0,9405	0,1078	0,0000	0,0000	0,0000
40_RBS	0,0672	0,9514	0,0029	0,0000	0,0000	0,0000
40_SAN	0,4031	0,3578	0,4101	0,0000	0,0000	0,0000
50_BAC	0,0766	0,9916	0,8021	0,0000	0,0000	0,0000
50_C	0,0173	0,9635	0,5860	0,0000	0,0000	0,0000
50_JPM	0,3552	0,4398	0,0477	0,0000	0,0000	0,0000
50_MTB	0,1375	0,7203	0,0943	0,0000	0,0000	0,0000
50_PNC	0,3652	0,2504	0,0065	0,0000	0,0000	0,0000
50_WB	0,0345	0,9915	0,4238	0,0000	0,0000	0,0000
50_WFC	0,2942	0,6537	0,0475	0,0000	0,0000	0,0000

Nível de significância 1%

4.2. Cointegração

Os testes de raiz unitária sugerem que todas as séries são I(1), por conseguinte, foram aplicados testes de cointegração para avaliar se os índices de ações bancárias possuem tendências comuns ou seja, equilíbrio de longo prazo. Para definir qual a melhor defasagem a ser utilizada, o estudo optou pelo critério de informação de Schwarz.

Como pode ser observado nas tabelas seguintes, para a amostra completa as análises entre ações de um mesmo país a defasagem ótima seria de 1 dia, já para

as análises entre os índices de ações bancárias entre os países, a defasagem que gera o modelo mais parcimonioso seria com duas defasagens (Tabela 11).

Tabela 11: Critério de seleção de defasagem VAR – Amostra Completa

Amostra Completa (desde 2000)							
Lag / Information Criteria	Brasil Grupo A	Argentina Grupo B	Chile Grupo C	Europa Grupo D	EUA Grupo E	Índice LCY X0	Índice FCY X1
LR	36	17	32	34	36	36	36
FPE	36	1	2	1	2	2	4
AIC	36	1	2	1	2	2	4
SC	1	1	1	1	1	2	2
HQ	1	1	1	1	1	2	2

Já para a amostra reduzida (próxima tabela), o Critério de Schwarz apontou para todos os casos apenas 1 dia de defasagem (Tabela 12).

Tabela 12: Critério de seleção de defasagem VAR – Amostra Reduzida

Amostra Reduzida (desde 2007)							
Lag / Information Criteria	Brasil Grupo A	Argentina Grupo B	Chile Grupo C	Europa Grupo D	EUA Grupo E	Índice LCY X0	Índice FCY X1
LR	35	17	29	33	36	27	21
FPE	1	1	1	1	1	2	2
AIC	1	1	1	1	36	2	2
SC	1	1	1	1	1	1	1
HQ	1	1	1	1	1	2	2

Tendo verificado que as séries apresentam raiz unitária, o estudo buscou identificar a existência de vetores de cointegração entre: (i) ações de um mesmo país; (ii) entre os índices de ações em conjunto; e (iii) entre pares de índices.

Cabe ressaltar que considerando os fundamentos das séries analisadas, o modelo a ser aplicado na análise de cointegração deveria considerar as séries como sendo sem tendência linear determinística, com intercepto e sem tendência na relação de cointegração (modelo/coluna número 2), porém de forma a analisar o modelo mais parcimonioso o estudo também considerou o critério de informação de Schwarz. Nas tabelas seguintes as duas abordagens são destacadas.

Para o caso de ações de um mesmo país (i), o estudo encontrou evidências sobre a existência de ao menos um vetor de cointegração entre os ativos. No Brasil os ativos

apresentam o maior número de relações de cointegração entre os mercados analisados (Tabela 13).

No caso da análise entre todos os índices de ações (ii), o estudo encontrou evidências sobre a existência de ao menos um vetor de cointegração entre as séries em moeda local, e ao menos dois vetores de cointegração entre as séries em moeda comum. Os resultados estão em linha com a bibliografia estudada, corroborando a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre o preço dos ativos em mercados internacionais (Tabela 13).

Já a análise entre pares de índices (iii) não encontrou evidências sobre a existência de equilíbrio de longo prazo entre os índices tanto entre as séries em moeda local ou em moeda comum (Tabela 13).

Tabela 13: Número de vetores de cointegração – Amostra Completa

Test Type: Trace

Data Trend: Intercept: Coeficiente de Cointegração:	None No Intercep No Trend	None Intercept No Trend	Linear Intercept No Trend	Linear Intercept Trend	Quadratic Intercept Trend
Series: A_BBAS A_BBDC A_ITAU A_UBBR	2	2	2	3	4
Series: B_BHIP B_BMA B_BPAT B_FRAN	1	1	1	1	1
Series: C_BCI C_BSAN C_CHILE C_CORPBANC	1	1	2	1	1
Series: D_BBVA D_BNP D_HSBA D_POP D_RBS D_SAN	1	-	-	-	1
Series: E_BAC E_C E_JPM E_MTB E_PNC E_WB E_WFC	1	1	1	1	1
Series: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA	1	1	1	1	2
Series: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA	2	2	2	3	3
Series: X0A_BRA X0B_ARG	-	-	-	-	-
Series: X0A_BRA X0C_CHI	-	-	-	-	2
Series: X0A_BRA X0D_EUR	-	-	-	-	-
Series: X0A_BRA X0E_EUA	-	-	-	-	-
Series: X0E_EUA X0B_ARG	-	1	1	1	1
Series: X0E_EUA X0C_CHI	-	-	-	-	1
Series: X0E_EUA X0D_EUR	-	-	-	-	-
Series: X1A_BRA X1B_ARG	-	-	-	-	-
Series: X1C_CHI X1A_BRA	-	-	-	-	-
Series: X1A_BRA X1D_EUR	-	-	-	-	-
Series: X1A_BRA X1E_EUA	1	-	-	-	-
Series: X1E_EUA X1B_ARG	-	-	1	-	-
Series: X1E_EUA X1C_CHI	-	-	-	-	-
Series: X1E_EUA X1D_EUR	-	-	-	-	1
Schwarz Criteria - Selection					

Ao repetir a análise com um período de amostra reduzido, o estudo apresentou algumas alterações nos resultados.

No caso da análise entre ações de um mesmo país (i), os preços nos Estados Unidos e Europa não apresentaram evidências sobre a existência de relação de cointegração. No caso das ações no Brasil, o estudo encontrou evidências para apenas um vetor de cointegração entre o preço das ações dos bancos analisados pelo critério de Schwarz (Tabela 14).

A análise entre o conjunto de índices (ii) manteve evidências sobre o equilíbrio de longo prazo entre as séries. Porém com a amostra reduzida, o número de relações de equilíbrio de longo prazo se mostrou mais reduzido (Tabela 14).

Já para a análise entre pares de índices (iii), o estudo com a amostra reduzida encontrou evidências sobre a existência de vetores de cointegração (Tabela 14).

Tabela 14: Número de vetores de cointegração – Amostra Reduzida

Test Type: Trace

Data Trend: Intercept: Coeficiente de Cointegração:	None No Intercep No Trend	None Intercept No Trend	Linear Intercept No Trend	Linear Intercept Trend	Quadratic Intercept Trend
Series: A_BBAS A_BBDC A_ITAU A_UBBR	-	-	-	1	1
Series: B_BHIP B_BMA B_BPAT B_FRAN	1	1	1	1	1
Series: C_BCI C_BSAN C_CHILE C_CORPBANC	-	-	-	1	1
Series: D_BBVA D_BNP D_HSBA D_POP D_RBS D_SAN	-	-	-	1	2
Series: E_BAC E_C E_JPM E_MTB E_PNC E_WB E_WFC	-	-	-	-	-
Series: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA	-	1	1	1	2
Series: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA	-	1	-	1	5
Series: X0A_BRA X0B_ARG	-	-	-	1	2
Series: X0A_BRA X0C_CHI	-	-	1	1	2
Series: X0A_BRA X0D_EUR	-	-	-	-	2
Series: X0A_BRA X0E_EUA	-	-	-	2	2
Series: X0E_EUA X0B_ARG	1	-	-	1	2
Series: X0E_EUA X0C_CHI	-	1	1	1	2
Series: X0E_EUA X0D_EUR	-	-	-	-	2
Series: X1A_BRA X1B_ARG	-	-	-	1	2
Series: X1C_CHI X1A_BRA	-	-	-	-	2
Series: X1A_BRA X1D_EUR	-	-	-	-	2
Series: X1A_BRA X1E_EUA	-	1	1	2	2
Series: X1E_EUA X1B_ARG	1	-	-	-	2
Series: X1E_EUA X1C_CHI	-	-	-	-	-
Series: X1E_EUA X1D_EUR	-	-	-	-	2
Schwarz Criteria - Selection					

4.3. Causalidade de Granger

Considerando a análise das séries em nível, o estudo não encontrou evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula sobre a não existência de efeitos de causalidade entre diversos pares de índices (Tabela 15):

- O índice do Brasil não Granger causa o índice da Argentina e vice-versa, tanto em moeda local como em moeda comum;
- O índice do Brasil não Granger causa o índice da Europa para defasagens curtas e em moeda local. O índice da Europa não Granger causa o índice do Brasil, tanto em moeda local como em moeda comum;
- O índice da Argentina não Granger causa o índice dos Estados Unidos, tanto em moeda local como em moeda comum;
- O índice do Chile não Granger causa o índice dos Estados Unidos, tanto em moeda local como em moeda comum;
- O índice da Europa não Granger causa o índice dos Estados Unidos, tanto em moeda local como em moeda comum.

Já para os seguintes relacionamentos, o estudo encontrou evidências sobre a existência de causalidade de Granger (Tabela 15):

- O índice do Brasil e Chile (em ambas as direções), tanto em moeda local como em moeda comum;
- O índice do Brasil e Estados Unidos (em ambas as direções), tanto em moeda local como em moeda comum;
- O índice dos Estados Unidos em relação à Argentina, Chile, e Europa (o índice norte-americano Granger causa), tanto em moeda local como em dólares.

Desta forma, o estudo evidenciou que o Brasil, principal mercado na América Latina, apresenta causalidade de Granger em mais países. Já os Estados Unidos apresenta efeitos de causalidade em todas as demais economias, sendo o grande difusor de choques nos preços (Tabela 15).

Tabela 15: Causalidade de Granger por defasagem – Amostra Completa

Granger causa	Defasagens (dias)											
Índices	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Índices em nível e moeda local												
X0A_BRA → X0B_ARG	1,6**	2,1**	1,9**	1,4**	1,1**	1**	0,8**	1**	1**	0,9**	0,9**	0,9**
X0A_BRA ← X0B_ARG	5*	3,9*	2,8*	3*	2,2**	2,5*	2,1*	2,1*	2,3*	2,3*	2,2*	2,6
X0A_BRA → X0C_CHI	0,3**	5,3	5,1	4,8	3,9	4,3	3,8	3,5	3,6	3,2	3,7	3,4
X0A_BRA ← X0C_CHI	11,1	6	5,6	4,7	4,2	3,7	3,4	2,9	2,6	2,4	2,5	2,3
X0A_BRA → X0D_EUR	0,2**	3,6*	2,5**	2,7*	2,4*	2,5*	3	3,4	3,3	3,1	2,9	2,7
X0A_BRA ← X0D_EUR	3,2**	1,6**	1,6**	1,4**	1,2**	1,1**	1,7**	1,8**	1,7**	1,6**	1,8*	1,7**
X0A_BRA → X0E_EUA	3,3**	8,8	6,5	5,9	4,7	3,9	3,5	3,9	3,8	3,6	3,3	3,1
X0A_BRA ← X0E_EUA	7,6	13,1	9,4	8,5	6,5	5,5	5,4	4,9	4,6	4,2	4,7	4,4
X0E_EUA → X0B_ARG	25,8	16,0	11,6	9	7,9	7,1	6,4	5,9	5,7	5,2	4,7	4,4
X0E_EUA ← X0B_ARG	0,4**	3,8*	2,6*	2,1**	1,7**	2**	1,8**	1,6**	1,5**	1,5**	1,4**	1,3**
X0E_EUA → X0C_CHI	12,1	14,1	11,3	8,6	7,0	6,4	5,7	4,9	4,5	4,1	3,8	3,6
X0E_EUA ← X0C_CHI	0,8**	0,5**	0,5**	0,9**	0,9**	1,5**	1,3**	1,2**	1,1**	1,2**	1,5**	1,4**
X0E_EUA → X0D_EUR	20,3	121,2	83,4	63,3	50,8	42,8	36,4	31,9	28,9	26	23,7	21,9
X0E_EUA ← X0D_EUR	2**	3,2*	2**	1,9**	2**	2,6*	2,3*	2,3*	2,1*	2*	1,8*	1,6**
Índices em nível e moeda USD												
X1A_BRA → X1B_ARG	0**	0,4**	1,7**	1,3**	1**	0,9**	0,8**	1,2**	1,3**	1,2**	1,1**	1,1**
X1A_BRA ← X1B_ARG	0,6**	0,4**	0,3**	0,6**	0,4**	0,8**	0,8**	0,9**	0,8**	1,1**	0,9**	1**
X1A_BRA → X1C_CHI	4,9*	7,8	6,5	6,7	5,3	6,1	5,3	5,3	6,2	5,6	6,1	5,6
X1A_BRA ← X1C_CHI	11	5,5	5,2	5,4	4,8	4	4,5	3,8	3,4	3,1	3	2,8
X1A_BRA → X1D_EUR	1**	5	3,5*	3,6	3,3	2,9	3	3,5	3,7	3,5	3,2	2,9
X1A_BRA ← X1D_EUR	3,6**	2**	2,2**	2**	1,5**	1,3**	1,6**	1,8**	1,7**	1,5**	1,9*	1,7**
X1A_BRA → X1E_EUA	5,5*	12,3	8,4	8,4	6,5	5,5	5	5,5	5,4	5,4	5	4,7
X1A_BRA ← X1E_EUA	5,9*	21,2	15,4	13,3	10,2	8,6	8	7,1	6,5	6	6,2	5,8
X1E_EUA → X1B_ARG	15,8	12,9	9,9	7,5	6,6	5,6	4,9	4,5	4,5	3,9	3,6	3,4
X1E_EUA ← X1B_ARG	0,5**	1,5**	1**	1**	0,8**	1,2**	1,1**	1**	1,4**	1,5**	1,7**	1,5**
X1E_EUA → X1C_CHI	13,2	22,2	15,4	11,7	9,5	8,3	7,3	6,4	5,6	5,1	4,7	4,3
X1E_EUA ← X1C_CHI	1,2**	0,7**	0,5**	0,8**	1,1**	2**	1,8**	1,5**	1,5**	1,6**	1,7**	1,6**
X1E_EUA → X1D_EUR	18,3	143,8	99,8	75,1	60,1	50,6	43,2	37,9	33,9	30,5	27,9	25,6
X1E_EUA ← X1D_EUR	1,4**	4*	2,3**	2,7*	2,2*	2,8*	2,3*	2,2*	2*	1,9*	1,7**	1,6**

A → B (A não Granger causa B); A ← B (B não Granger causa A)
* não rejeita Ho a 1% de significância
** não rejeita Ho a 5% de significância

Ao repetir a análise para as séries em primeira diferença, o estudo encontrou resultados semelhantes, especialmente para análises em moeda comum (Tabela 16).

Tabela 16: Causalidade de Granger por defasagem – Amostra Reduzida

Granger causa	Defasagens (dias)											
Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Índices em primeira diferença e moeda local												
ZX0A_BRA → ZX0B_ARG	2,7**	2,2**	1,5**	1,1**	0,8**	0,6**	0,9**	1**	0,9**	1**	0,9**	0,9**
ZX0A_BRA ← ZX0B_ARG	2,2**	1,3**	1,8**	1,2**	1,5**	1,3**	1,4**	1,6**	1,9**	1,8**	2,2*	2,1*
ZX0A_BRA → ZX0C_CHI	10,2	7,4	6,3	4,7	5,1	4,4	4	4	3,5	4	3,7	3,8
ZX0A_BRA ← ZX0C_CHI	1,6**	3,8*	3*	2,9*	2,4*	2,1*	1,7**	1,5**	1,4**	1,7**	1,6**	1,6**
ZX0A_BRA → ZX0D_EUR	6,8	3,5*	3,4*	2,9*	2,8*	3,3	3,8	3,7	3,4	3,1	2,9	2,6
ZX0A_BRA ← ZX0D_EUR	0,2**	1,2**	0,9**	0,7**	0,7**	1,3**	1,4**	1,2**	1,2**	1,6**	1,5**	1,6**
ZX0A_BRA → ZX0E_EUA	15,1	8,2	6,9	5	3,9	3,4	3,9	3,8	3,6	3,2	3,1	2,8
ZX0A_BRA ← ZX0E_EUA	20,2	11,5	9,7	6,7	5,4	5,2	4,5	4	3,6	4,5	4,1	4,1
ZX0E_EUA → ZX0B_ARG	12	8,5	6,8	5,9	5	4,4	4	4,1	3,9	3,6	3,6	3,2
ZX0E_EUA ← ZX0B_ARG	7,9	3,8*	2,7*	1,9**	2,3*	1,9**	1,7**	1,5**	1,5**	1,4**	1,4**	1,5**
ZX0E_EUA → ZX0C_CHI	20,1	13,8	9,2	7,1	6,2	5,5	4,5	4	3,5	3,4	3,3	3,1
ZX0E_EUA ← ZX0C_CHI	0,2**	0,1**	0,9**	0,7**	1,5**	1,2**	1**	0,9**	1**	1,3**	1,3**	1,2**
ZX0E_EUA → ZX0D_EUR	234,7	122,1	82,4	61,9	50	41,3	35,4	31,7	28,2	25,5	23,4	21,7
ZX0E_EUA ← ZX0D_EUR	4,8*	1,9**	1,9**	1,8**	2,5*	2,1**	2,2*	2*	1,8**	1,6**	1,5**	1,5**
Índices em primeira diferença e USD												
ZX1A_BRA → ZX1B_ARG	0,7**	2,4**	1,7**	1,3**	1**	0,9**	1,4**	1,5**	1,3**	1,2**	1,2**	1,2**
ZX1A_BRA ← ZX1B_ARG	0,2**	0,2**	0,6**	0,4**	0,8**	0,8**	0,9**	0,8**	1,1**	0,9**	1,1**	1**
ZX1A_BRA → ZX1C_CHI	10,3	7,2	7,2	5,5	6,5	5,5	5,3	6,4	5,7	6,1	5,7	5,6
ZX1A_BRA ← ZX1C_CHI	0,5**	3,2*	3,7*	3,5	2,9*	3,4	2,5*	2,4*	2,1*	2,2*	2*	2,2*
ZX1A_BRA → ZX1D_EUR	8,2	4,2*	3,8	3,5	2,8*	2,8	3,5	3,9	3,7	3,3	3	2,8
ZX1A_BRA ← ZX1D_EUR	0,3**	1,8**	1,5**	1**	0,9**	1,2**	1,4**	1,3**	1,1**	1,6**	1,5**	1,6**
ZX1A_BRA → ZX1E_EUA	20,6	10,2	9,8	7	5,7	4,9	5,7	5,5	5,6	5,1	4,8	4,4
ZX1A_BRA ← ZX1E_EUA	37,8	21,2	16,3	11,6	9,2	8,4	7,3	6,5	5,9	6,2	5,8	5,8
ZX1E_EUA → ZX1B_ARG	14	8,6	6,2	5,7	4,6	4	3,6	3,7	3,3	3,1	2,7	2,7
ZX1E_EUA ← ZX1B_ARG	3**	1,4**	1,2**	0,9**	1,4**	1,3**	1,1**	1,4**	1,6**	1,8**	1,6**	2,1*
ZX1E_EUA → ZX1C_CHI	35,3	19,4	12,7	10,1	8,3	7	5,8	5	4,4	4,2	3,9	3,9
ZX1E_EUA ← ZX1C_CHI	0,2**	0**	0,6**	0,8**	2**	1,6**	1,4**	1,3**	1,4**	1,6**	1,5**	1,4**
ZX1E_EUA → ZX1D_EUR	280,5	147,1	98,2	73,6	59,5	49,3	42,3	37,3	33,2	30,2	27,6	25,3
ZX1E_EUA ← ZX1D_EUR	6,9	2,7**	3,2*	2,3**	2,9*	2,2*	2,1*	1,8**	1,7**	1,6**	1,4**	1,4**

A → B (A não Granger causa B); A ← B (B não Granger causa A)
* não rejeita Ho a 1% de significância
** não rejeita Ho a 5% de significância

Assim como os autores Chen, Firth e Meng (2002) o estudo identificou bi-causalidade entre os mercados da América Latina com certa dominância do mercado Brasileiro por ser o maior em termos de valor de mercado das empresas listadas e volume negociado. Além disso, as análises evidenciaram que choques no mercado acionário norte americano acarretam em ajustes de preços em todos os mercados analisados.

4.4. Função Impulso Resposta

De maneira a verificar a extensão dos choques oriundos de cada mercado nos demais, o estudo utilizou funções de impulso resposta. De acordo com Enders (2004), a análise para as séries que não apresentavam cointegração deve ser feita por meio de modelos VAR entre as séries em primeira diferença. Já para as séries que apresentam cointegração, a análise deve ser baseada no modelo VEC considerando as séries em nível.

Como o presente estudo encontrou evidências sobre a existência de cointegração entre o conjunto das séries, porém não encontrou evidências sobre a existência de cointegração entre os pares de índices, a análise de impulso-reposta foi feita tanto com modelo VAR como VEC.

No caso da análise em VAR para a amostra completa em primeira diferença o estudo constatou as seguintes evidências por país (Figura 3):

- Brasil: choques de preço nos Estados Unidos afetaram o índice no Brasil no segundo dia, sendo que o efeito se dissipou rapidamente. Choques na Europa apresentaram um efeito menos pronunciado no Brasil no terceiro dia;
- Argentina: o Brasil é o país que mais afetou o índice argentino, sendo que o choques no índice brasileiro afetaram o índice argentino logo no primeiro dia. Já os efeitos de choques nos Estados Unidos foram menos pronunciados e somente apresentaram efeitos no segundo dia após os choques;
- Chile: choques no Brasil e Argentina apresentaram efeitos no índice do Chile no primeiro dia, sendo que o Brasil teve maior relevância. Os efeitos de

choques do Brasil se propagaram por cerca de 3 dias sobre o índice do Chile. Já os Estados Unidos apresentaram influencia menos pronunciada, sendo propagado totalmente durante o segundo dia;

- Europa: choques do Brasil e dos Estados Unidos apresentaram efeitos e duração semelhantes sobre o índice europeu. Sendo que choques no Brasil surtiram efeitos logo no primeiro dia, enquanto choques nos Estados Unidos surtiram efeitos somente no segundo dia;
- Estados Unidos: no caso dos Estados Unidos, os países que apresentam maior influência sobre os índices foram o Brasil e Europa, ambos com efeitos logo no primeiro dia em relação aos choques.

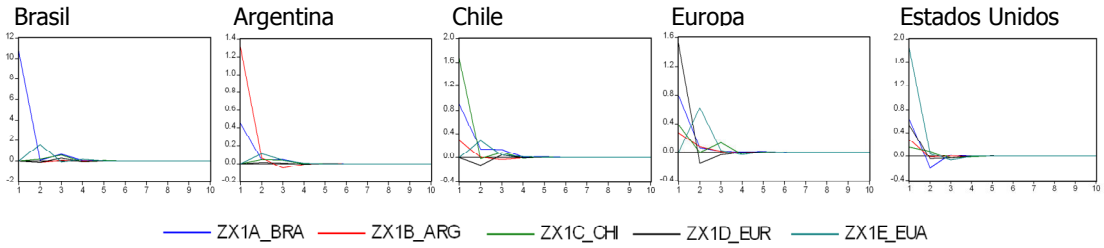


Figura 3: Impulso-resposta VAR – Amostra Completa em primeira diferença

No caso da análise para a amostra reduzida, o estudo evidenciou que o efeito dos choques são muito mais pronunciados do que quando considerada a amostra completa. Os choques passam a ser mais pronunciados tanto em termos de intensidade como em termos de duração (Figura 4).

Enquanto na análise anterior a maioria dos choques se dissipava em apenas um dia, neste caso o estudo constatou que choques demoravam até 4 dias para se dissipar por completo (Figura 4).

Estas evidências estão em linha com estudos anteriores que concluíram sobre a existência do comportamento de manada entre os investidores em períodos de crise (Figura 4).

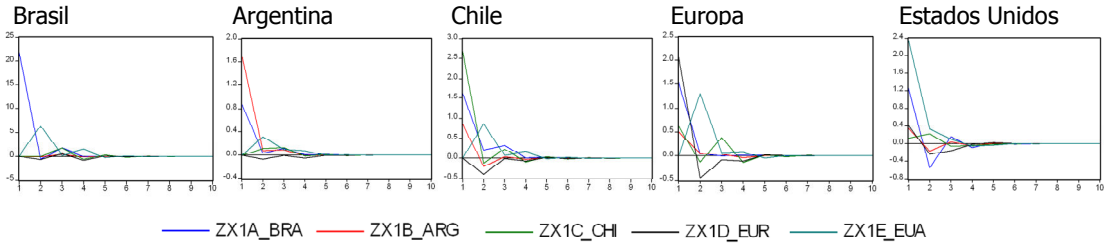


Figura 4: Impulso-resposta VAR – Amostra Reduzida em primeira diferença

Para o período completo de análise, a decomposição da variância por meio da análise em VAR para as séries em primeira diferença evidenciou (Figura 5):

- Brasil: a variância do país é praticamente resultante apenas de movimentos internos de preços, sendo que variações no índice dos Estados Unidos explicaram cerca de 5% da variância no país;
- Argentina: variações no índice do Brasil explicaram cerca de 10% da variância do índice argentino;
- Chile: a variância do Chile sofreu influências significativas do Brasil, sendo cerca de 20% para o período de análise;
- Europa: a variância do índice na Europa pôde ser explicada por movimentos no índice do Brasil (20%), seguido por movimentos no índice dos Estados Unidos (10%);
- Estados Unidos: o mercado norte-americano apresentou cerca de 10% de sua variância atrelada a movimentos no Brasil, seguido por movimentos na Europa (8%).

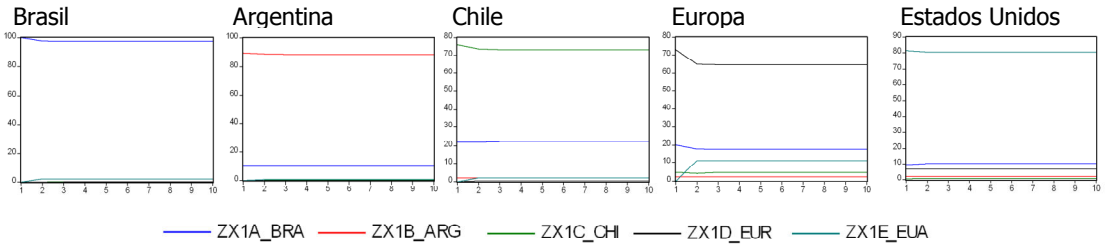


Figura 5: Decomposição Variância VAR – Amostra Completa em primeira diferença

No caso da análise de decomposição da variância para a amostra reduzida, o estudo evidenciou aumento da influência entre a variação de todos os índices analisados (Figura 6).

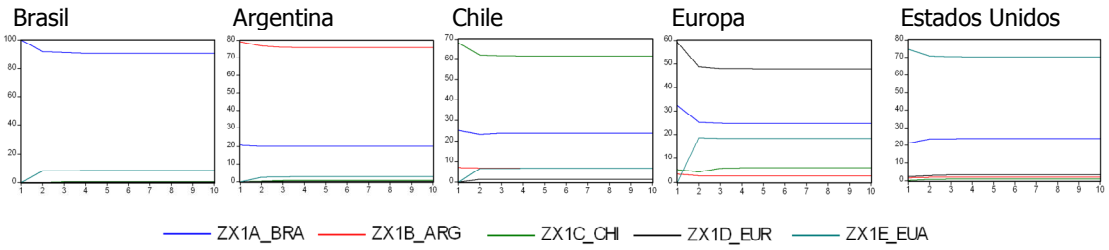


Figura 6: Decomposição Variância VAR – Amostra Reduzida em primeira diferença

Ao repetir a análise para as séries em nível e utilizando o modelo de VEC, os resultados foram semelhantes. Na análise com a amostra completa, as respostas dos índices a choques em demais mercados não foram homogêneas entre os países, porém todos os mercados apresentaram um padrão de 2 ou 3 dias para que o impulso fosse totalmente assimilado (Figura 7).

O Brasil apresentou maiores respostas para choques oriundos do mercado Norte Americano. Já os índices da Argentina e do Chile tiveram os choques oriundos do Brasil como principal fator responsáveis pela resposta em seus respectivos índices, seguido por choques dos Estados Unidos. No caso da Europa, respostas à choques no mercado Brasileiro foram momentâneos, enquanto choques no mercado norte americano acarretaram em forte impulso no dia seguinte em relação ao choque. Por fim, o índice dos Estados Unidos também sofreu influência dos demais mercados, especialmente Europa e Brasil (Figura 7).

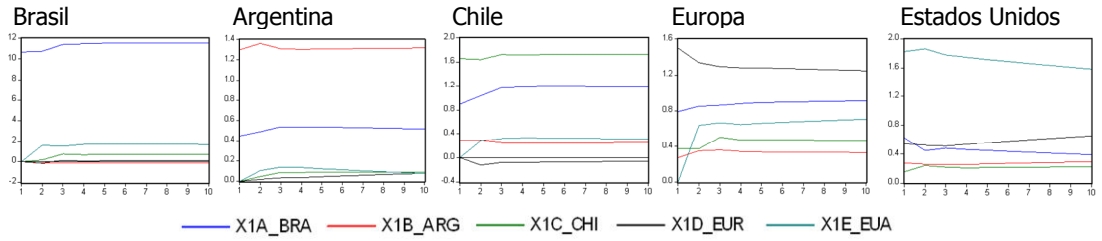


Figura 7: Impulso-resposta VEC – Amostra Completa em nível

No caso da amostra reduzida, assim como a análise em VAR, a análise de impulso-resposta VEC também evidenciou que os choques passaram a apresentar maiores impactos entre os mercados, tanto em termos de duração como em termos de intensidade. De um modo geral os choques apresentaram durações de até 4 ou 5 dias (Figura 8).

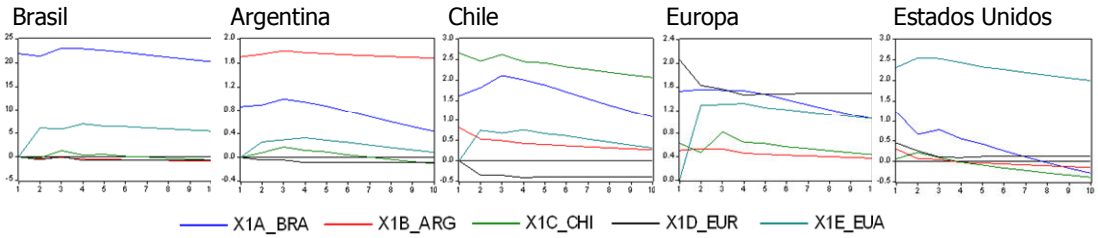


Figura 8: Impulso-resposta VEC – Amostra Reduzida em nível

Os resultados para a análise de decomposição da variância com modelos VEC para as séries em nível também foram semelhantes à decomposição da variância feita por VAR para as séries em primeira diferença (Figura 9).

A decomposição da variância para a amostra completa evidenciou que o índice do Brasil é justamente o que menos apresentou influência dos demais mercados em relação à volatilidade. Já os índices da Argentina, do Chile e da Europa apresentaram bastante influência do mercado Brasileiro, sendo 15%, 30% e 20% respectivamente (Figura 9). A variância do índice da Europa também foi influenciada pelo mercado Norte Americano em cerca de 10%. No caso do índice dos Estados Unidos, cerca de 20% da variância foi explicada por movimentos no índice da Europa e do Brasil (10% cada).

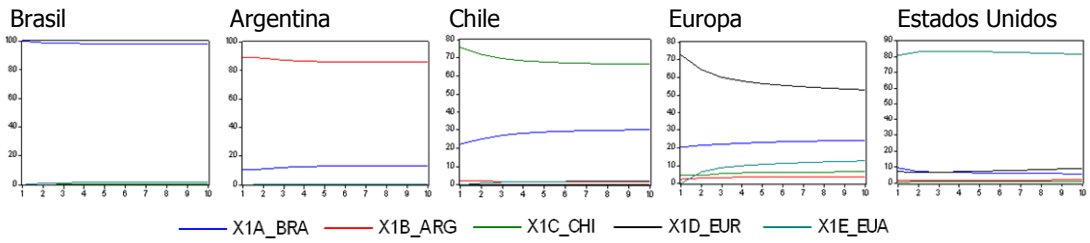


Figura 9: Decomposição Variância VEC – Amostra Completa em nível

A decomposição da variância com modelo VEC para a amostra reduzida com as séries em nível evidenciou que a inter-relação entre os índices apresentou aumento. No Brasil, cerca de 5% da variância pôde ser explicada pela variância no índice Norte Americano. O destaque é o mercado da Europa que apresentou cerca de 50% de sua variância sendo explicada por movimentos no mercado Brasileiro e Norte Americano (Figura 10).

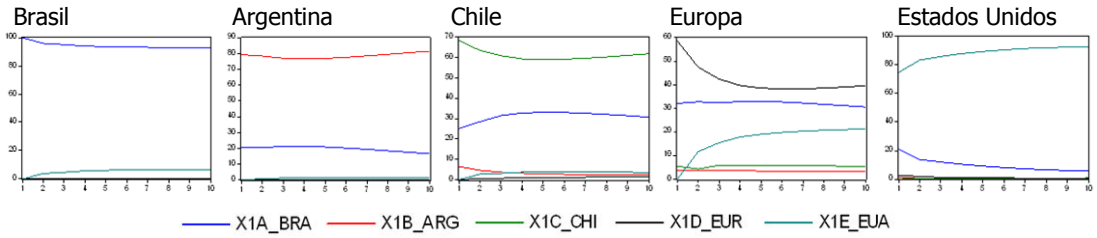


Figura 10: Decomposição Variância VEC – Amostra Reduzida em nível

4.5. Observações

O estudo buscou evidências sobre a existência de inter-relação entre os preços de ações bancárias de mercados da América Latina, Estados Unidos e Europa por meio de análises econométricas.

A motivação reside na comprovação do efeito de manada entre investidores, no sentido de que um choque em determinado mercado pode acarretar em aumento da volatilidade em outros mercados independente dos fundamentos econômicos / financeiros de cada região. No entanto, o estudo focou apenas nas relações econométricas existentes entre as séries. Não foi feito nenhum tipo de análise que isolasse movimentos nos preços das ações em função de mudanças nos fundamentos individuais de cada mercado ou mesmo dos fundamentos compartilhados por todos os mercados analisados.

Desta forma, o estudo identificou a existência de forte inter-relação entre os mercados internacionais, podendo ser fruto de dois principais fatores: (i) efeito manada e (ii) alterações em fundamentos compartilhados.

A análise dos preços diários também evidenciou que as respostas no preço dos ativos são bastante instantâneas para alterações em determinado mercado. Sendo que em períodos de crise financeira internacional, a volatilidade dos mercados aumenta e os efeitos de contágio passam a ser mais duradouros e intensos entre os mercados.

5. Conclusões

O trabalho estudou a inter-relação entre preços de ações bancárias da América Latina, Estados Unidos e Europa durante o período compreendido entre janeiro de 2000 até final de junho de 2008. De um modo geral o estudo encontrou evidências sobre a existência de inter-relações entre as séries de preços analisadas por meio de análises de cointegração, testes de causalidade de Granger e funções de impulso resposta.

Inicialmente o trabalho identificou evidências de que todas as séries de preço analisadas são não estacionárias em nível (processos estocásticos), porém estacionárias para primeira diferença, demonstrando que o preço de ações bancárias são séries I(1).

Tendo verificado que as séries apresentam raiz unitária, o estudo buscou identificar a existência de vetores de cointegração entre: (i) ações de um mesmo país; (ii) entre os índices de ações em conjunto; e (iii) entre pares de índices. Para o caso de ações de um mesmo país (i), o estudo encontrou evidências sobre a existência de ao menos um vetor de cointegração entre os ativos. Já para o caso da análise entre todos os índices de ações (ii), o estudo encontrou evidências sobre a existência de ao menos um vetor de cointegração entre as séries em moeda local, e ao menos dois vetores de cointegração entre as séries em moeda comum. Por fim, a análise entre pares de índices (iii) não encontrou evidências sobre a existência de equilíbrio de longo prazo entre os índices tanto entre as séries em moeda local ou em moeda comum, quando analisada a amostra completa. Já para a análise da amostra reduzida, o estudo identificou relação de cointegração entre Brasil e Argentina, Brasil e Europa e Brasil e Estados Unidos. Desta forma é possível concluir que existe indícios sobre a existência de inter-relação de longo prazo entre os preços de ações bancárias, resultante de compartilhamento de fundamentos e expectativas de mercado.

O estudo não encontrou evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula sobre a não existência de efeitos de causalidade entre diversos pares de índices, o que

corroborou a existência de inter-relação de curto prazo entre as séries de preços. Ao aplicar as análises de causalidade de Granger, o estudo evidenciou que o Brasil, principal mercado na América Latina, apresenta causalidade de Granger em todos os demais países da região. Já os Estados Unidos apresentam efeitos de causalidade em todas as demais economias, sendo o grande difusor de choques nos preços.

Os resultados empíricos também apontaram para a existência de contágio entre os mercados, especialmente de choques oriundos do mercado Norte Americano. Sendo que o efeito de choques se mostrou mais pronunciado após 2007, período compreendido pela crise do *subprime*. Por meio de função de impulso resposta, o trabalho comprovou que o efeito de uma crise nos preços é propagado logo no primeiro dia, sendo que os efeitos são mais longos (se dissipam em um intervalo de tempo mais longo) em períodos de crise do que em períodos de equilíbrio normal.

Por meio da decomposição da matriz de variância, a análise buscou identificar a contribuição de cada país nas variações dos índices de ações. As análises identificaram que grande parte das variações do índice de cada país analisado pode ser atribuída aos efeitos advindos dos demais mercados. Enquanto a variância do índice do Brasil foi a que apresentou maior independência com relação aos demais mercados, o índice do Brasil apresentou influências sobre a variância de todos os demais, especialmente Argentina, Chile e Estados Unidos.

5.1. Limitações da pesquisa

O presente estudo apresenta limitações no tocante à atualização dos preços das ações analisadas. Ao analisar os mercados de ações em períodos de crise, os dados de preço apresentam um dinamismo diário bastante significativo – corroborado pelas evidências de que o processo de geração dos dados segue uma lógica estocástica. Desta forma seria interessante atualizar a janela dos dados de forma a englobar os movimentos mais recentes nos preços dos ativos que podem alterar os resultados da análise para o período de crise dos mercados. Ao atualizar a

tabela número 2, é possível notar que o valor de mercado de todas as instituições financeiras presentes na amostra apresentaram uma redução significativa desde junho de 2008 até 21 de novembro de 2008 (115 dias), sendo que a média da desvalorização destes últimos 115 dias ficou em 56% (Tabela 17).

Tabela 17: Amostra de Bancos com preços atualizados

Banco (Valor de Mercado - US$ milhões)	21/nov/07	29/jul/08	21/nov/08	Variação Últimos 12 meses	Variação 29/Jul/08 até 21/Nov/08
Bradesco	57.395	74.153	22.410	-61%	-70%
Itaú	56.994	73.752	24.294	-57%	-67%
Unibanco	15.971	18.817	5.509	-66%	-71%
Banco do Brasil	34.845	49.519	11.800	-66%	-76%
Banco Macro	1.748	1.604	507	-71%	-68%
Banco Patagonia	844	565	231	-73%	-59%
Banco Hipotecário	18	10	3	-83%	-68%
Banco Francês	1.350	975	319	-76%	-67%
Santander Chile	8.361	9.407	5.525	-34%	-41%
BCI	2.810	2.910	1.652	-41%	-43%
CorpBanca	1.503	1.393	821	-45%	-41%
Banco de Chile	5.363	6.661	3.855	-28%	-42%
HSBC	197.032	202.663	111.901	-43%	-45%
Royal Bank of Scotland	81.941	52.507	11.582	-86%	-78%
Santander	134.225	129.837	52.126	-61%	-60%
Banco Bilbao Vizcaya Argentaria	89.447	83.269	33.651	-62%	-60%
Banco Popular Espanol	20.835	19.560	8.718	-58%	-55%
BNP Paribas	92.249	92.084	41.137	-55%	-55%
JP Morgan	136.646	147.345	84.799	-38%	-42%
Citibank	153.070	114.919	20.545	-87%	-82%
Wells Fargo	100.363	91.053	82.552	-18%	-9%
Wachovia	76.768	51.399	8.925	-88%	-83%
PNC Financial Services	23.104	22.221	15.210	-34%	-32%
M&T Bank Corporation	9.327	9.542	6.420	-31%	-33%
Bank of America	187.031	151.439	57.552	-69%	-62%
Média				**-57%**	**-56%**
Mediana				**-61%**	**-60%**

Fonte: Bloomberg (data base em 21/novembro/2008)

Apesar de o estudo estar “desatualizado” as conclusões referentes a existência de equilíbrio de longo prazo não deveriam sofrer grandes alterações por atualização das séries. Além disso, as demais análises também não deveriam sofrer grandes impactos dado que o período de análise foi bastante extenso.

Além disso, outra limitação reside no fato do estudo ter se baseado em dados de preço dos ativos em busca das inter-relações entre os diversos bancos analisados sem ter sido considerado o impacto de alterações nos fundamentos econômico-financeiros de cada instituição. Mesmo com a análise diária dos preços é possível que alterações no nível de preço sejam decorrentes de mudanças nos fundamentos possam e assim poderiam ter distorcido a análise econométrica pura sobre o comportamento de manada dos investidores. Uma forma de mitigar este risco seria

identificar todas as novas informações que representariam alterações significativas nos fundamentos e incorporar estas informações na análise de forma a expurgar efeitos “reais” (alterações nos fundamentos) dos efeitos oriundos de alterações nas expectativas dos agentes.

Adicionalmente vale ressaltar que a análise de impulso-resposta e decomposição da variância foi feita de forma analítica pela ortogonalização recursiva de Cholesky (*recursive Cholesky orthogonalization*). A ordem de ortogonalização utilizada foi: Brasil, Argentina, Chile, Europa e Estados Unidos. Para complementar o trabalho, a análise poderia ser realizada com outros ordenamentos, incluindo os Estados Unidos como primeiro mercado.

A atualização dos dados e uma nova rodada de análises seria motivação para futuros estudos de forma a identificar se as relações entre as variáveis se alteraram com o agravamento da crise financeira mundial.

Referências Bibliográficas

Aggarwal, R; **Rivoli**, P; The relationship between the US and four Asian stock markets, 1989. ASEAN Economic Bulletin 6

Arshanapali, B.; **Doukas**, J; International markets linkages: evidence from the pre- and post-October 1987 period, 1993. Journal of Banking and Finance 17

Bacen, Banco Central do Brasil; Quadros estatísticos, Outubro 2008, Capítulo V – Balanço de pagamentos; Boletim do BC - Relatório mensal

Bacen, Banco Central do Brasil; Relatório anual, 2007; O Boletim do Banco Central do Brasil - Relatório 2007

Bloomberg Professional, The Bloomberg Terminal

Calvo, Guillermo A.; **Mendoza**, Enrique G.; Rational Contagion, Globalization, and the Volatility of Capital Flows, October 1997. Center for International Economics, University of Maryland

Cataldo, José Francisco; Zoom de Mercado, Novembro de 2008 – Bradesco Corretora

Chan, K.C.; **Gup**, B.E.; **Pan**, M.S.; An empirical analysis of stock prices in major Asian markets and the United States, 1992. The Financial Review 27

Chen, Gong-meng; **Firth**, Michael; **Meng**, Oliver Rui; Stock market linkages: Evidence from Latin America, 2002. Journal of Banking & Finance 26

Cheung, Y.L.; **Mak**, S.C.; The international transmission of stock markets fluctuation between the developed markets and the Asian-Pacific markets, 1992. Applied Financial Economics 2

Cunha, Marina Silva; Raiz Unitária e Cointegração: Aplicações, 2001. Universidade de Brasília

Edwards, S.; Contagion, 2000. UCLA Department of Economics, Working paper

Enders, Walter; Applied Econometric Time Series, Second Edition, 2004. Wiley

EViews 5 User's Guide ; Quantitative Micro Software, LLC; August, 2004

FMI, World Economic Outlook, October 2008. Financial Stress, Downturns, and Recoveries

Frankel, Jeffrey A.; **Schmukler**, Sergio L.; Country Funds and Asymmetric Information, 1997. Center for International and Development Economics Research (CIDER) Working Papers C97-087, University of California at Berkeley

Gelos, G.; **Sahay**, R.; Financial market spillovers in transition economics, 2000. Working paper, International Monetary Fund

Gerrits, R.; **Yuce**, A.; Short- and Long-term Links among European and US stock Markets, 1999. Applied Financial Economics, 9

Granger, Clive W.J.; Forecasting stock market prices: Lessons for forecasters, 1992. International Journal of Forecasting 8 3-13, University of California

Granger, Clive W.J.; Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, 1969. Econometrica, 37

Hall, Anthony D.; **Anderson**, Heather M.; **Granger**, Clive W. J.; A Cointegration Analysis of Treasyry Bill Yields, February 1992. The Review of Economics and Statistics, Vol. 74

Harris, Richard; Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling, 1995. 1st edition, Prentice Hall

Hill, Garter; **Grifiths**, William; **Judge**, George; Econometria, 1a. Edição, 1999. Editora Saraiva

Kaminsky, G.L; **Reinhart**, C.M.; Financial crises in Asia and Latin America: Then and now, 1998. American Economic Review 88

Kanas, A.; Linkages between the US and European Equity Markets: further evidence from cointegration tests, 1998. Applied Financial Economics, 8

Kasa, K.; Common stochastic trends in international stock markets, 1992. Journal of Monetary Economics

King, M.; **Wadhwani**, S.; Transmission of volatility between stock markets, 1990. Review of Financial Studies 3

Laurence, Martin; **Cai**, Francis; **Qian**, Sun ; Weak-form Efficiency and Causality Tests in Chinese Stock Markets, 1997. Multinational Finance Journal, vol. 1, no. 4

Markowitz, Harry M.; Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments, 1959. John Wiley & Sons

Mauá Investimentos – Carta Mensal Outubro 2008

Nunes, Maurício; **Costa**, Newton; **Meurer**, Roberto; A relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroenconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil, 2005. Revista Brasileira de Economia, v.

Obstfeld, Maurice; The Logic of Currency Crises, 1994. NBER Working Paper No. 1640

Osterwald-Lunum, M.; A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, 1998. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54

Pagan, J.A.; **Soydemir**, G.; On the Linkages between equity markets in Latin America, 2000. Applied Economics Letters 7

Pandeló, Domingos R. Junior; **Pandeló**, Rodrigo Veras; Risco moral e crises bancárias, Maio 2008. Artigo Valor Econômico (09/05/2008)

Roll, R.; Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices, 1992. Journal of Finance 47

Saffi, Pedro; Análise Técnica: Sorte ou Realidade, Dezembro 2003. Revista Brasileira de. Economia

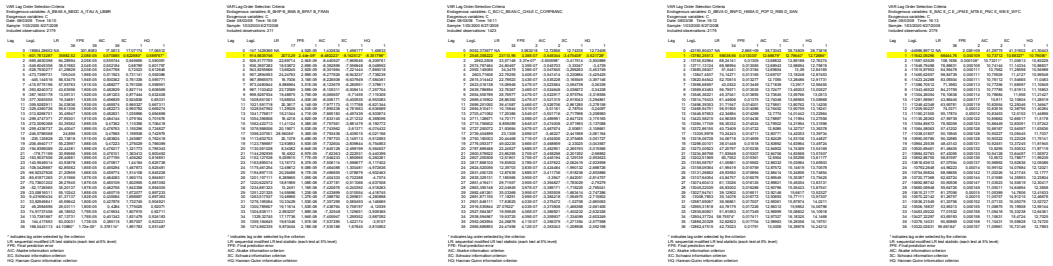
Tabak, Benjamin Miranda; **Lima**, Eduardo José Araújo; Causality and Cointegration in Stock Markets: the Case of Latin America, December, 2002. Working Paper Series, n. 56, Banco Central do Brasil

Tan, Jose Antonio R.; Contagion Effects During the Asian Financial Crisis: Some Evidence From Stock Price Data, September 1998. Working Paper No. PB98-06- Pacific Basin Working Paper Series; The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department

Wooldrigge, Jeffrey M.; Introductory Econometrics – A Modern Approach, Second Edition, 2002. Thomson South-Western

APÊNDICE
Saídas do Eviews

VAR Lag Order Selection Criteria – Amostra Completa



VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA
Exogenous variables: C
Date: 08/03/08 Time: 16:14
Sample: 1/03/2000 6/27/2008
Included observations: 2179

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
			36	2	2	2
0	-51132,25305	NA	1,67E+14	46,93644	46,94949	46,94121
1	-25792,12223	50540,71	13514,35	23,70089	23,77918	23,72952
2	-25642,84586	297,0456	12057,48*	23,58683*	23,73036*	23,63930*
3	-25618,5498	48,23532	12065,28	23,58747	23,79625	23,6638
4	-25597,95801	40,78668	12114,22	23,59152	23,86554	23,6917
5	-25576,91252	41,58874	12158,3	23,59515	23,93441	23,71918
6	-25547,08215	58,81198	12104,56	23,59071	23,99522	23,7386
7	-25531,38564	30,87436	12208,43	23,59925	24,06901	23,77099
8	-25507,06205	47,73182	12216,1	23,59987	24,13487	23,79546
9	-25481,25864	50,51738	12207,21	23,59914	24,19938	23,81858
10	-25459,77926	41,9533	12246,86	23,60237	24,26785	23,84566
11	-25429,5262	58,95112	12188,12	23,59755	24,32827	23,86469
12	-25419,29386	19,89178	12354,66	23,6111	24,40707	23,9021
13	-25389,43527	57,9084	12299,92	23,60664	24,46785	23,92149
14	-25366,59117	44,19951	12324,57	23,60862	24,53508	23,94732
15	-25351,72339	28,69843	12440,04	23,61792	24,60962	23,98047
16	-25337,53134	27,32898	12564,44	23,62784	24,68478	24,01425
17	-25313,76179	45,66284	12579,06	23,62897	24,75116	24,03923
18	-25296,57689	32,93444	12670,1	23,63614	24,82357	24,07025
19	-25269,30464	52,14144	12644,23	23,63406	24,88673	24,09202
20	-25256,61417	24,2045	12788,5	23,64535	24,96327	24,12717
21	-25232,63139	45,63222	12801,11	23,64629	25,02945	24,15196
22	-25215,2556	32,98131	12891,74	23,65329	25,10169	24,18281
23	-25196,94025	34,68064	12971,9	23,65942	25,17307	24,21279
24	-25177,43614	36,84209	13038,38	23,66447	25,24336	24,24169
25	-25156,39158	39,65533	13086,77	23,6681	25,31223	24,26917
26	-25142,66761	25,79779	13223,98	23,67845	25,38783	24,30338
27	-25118,48142	45,35328	13235,01	23,67919	25,45382	24,32797
28	-25100,52102	33,5964	13322,04	23,68565	25,52552	24,35829
29	-25077,91035	42,19138	13352,62	23,68785	25,59296	24,38433
30	-25052,09744	48,04826	13344,09	23,6871	25,65745	24,40744
31	-25021,67095	56,49636	13279,31	23,68212	25,71772	24,42631
32	-25007,89301	25,51987	13418,44	23,69242	25,79326	24,46046
33	-24990,14134	32,79862	13509,76	23,69907	25,86516	24,49097
34	-24978,77515	20,94843	13681,77	23,71159	25,94291	24,52734
35	-24958,02333	38,15136	13737,23	23,71549	26,01206	24,55509
36	-24936,22079	39.98299*	13779,75	23,71842	26,08024	24,58187

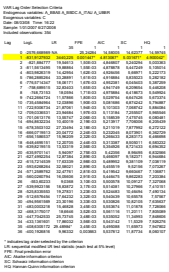
* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

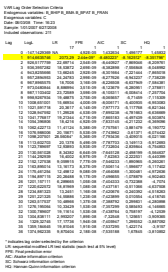
VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA
Exogenous variables: C
Date: 08/03/08 Time: 16:16
Sample: 1/03/2000 6/27/2008
Included observations: 2179

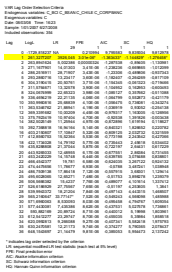
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
			36	4	4	2
0	-50746,35146	NA	1,17E+14	46,58224	46,59529	46,58701
1	-24634,18841	52080,52	4668,976	22,63808	22,71637	22,6667
2	-24469,54325	327,628	4107,302	22,50991	22,65344*	22,56238*
3	-24438,90826	60,82009	4086,117	22,50473	22,71351	22,58106
4	-24407,41941	62,37074	4061.860*	22.49878*	22,7728	22,59896
5	-24388,83713	36,72113	4085,868	22,50467	22,84394	22,6287
6	-24369,87244	37,38977	4108,581	22,51021	22,91472	22,65809
7	-24351,78186	35,5834	4134,742	22,51655	22,9863	22,68829
8	-24321,37527	59,66891	4114,304	22,51159	23,04658	22,70718
9	-24297,5395	46,66518	4118,741	22,51266	23,1129	22,7321
10	-24285,26807	23,96843	4167,189	22,52434	23,18982	22,76763
11	-24253,89804	61,12765	4142,953	22,51849	23,24922	22,78564
12	-24238,71464	29,51669	4180,52	22,5275	23,32347	22,8185
13	-24209,10253	57,43037	4162,942	22,52327	23,38448	22,83812
14	-24198,6671	20,19082	4219,062	22,53664	23,4631	22,87534
15	-24183,85277	28,59526	4258,802	22,54599	23,53769	22,90854
16	-24161,53732	42,97183	4269,436	22,54845	23,6054	22,93486
17	-24143,93255	33,8199	4298,659	22,55524	23,67743	22,9655
18	-24125,74415	34,85761	4325,783	22,56149	23,74892	22,9956
19	-24097,60936	53,79052	4313,537	22,55861	23,81129	23,01658
20	-24087,03994	20,15902	4371,256	22,57186	23,88978	23,05367
21	-24059,85135	51,73193	4362,71	22,56985	23,95301	23,07552
22	-24041,41974	34,98538	4389,342	22,57588	24,02428	23,1054
23	-24024,01283	32,9605	4420,316	22,58285	24,0965	23,13622
24	-24008,64316	29,03239	4459,864	22,59169	24,17058	23,16891
25	-23990,05345	35,02953	4486,514	22,59757	24,24171	23,19865
26	-23974,86135	28,55751	4527,448	22,60657	24,31595	23,2315
27	-23955,22248	36,82627	4550,174	22,61149	24,38612	23,26028
28	-23934,02734	39,64726	4566,518	22,61499	24,45485	23,28762
29	-23916,36908	32,95021	4597,853	22,62172	24,52683	23,31821
30	-23892,1631	45,05712	4601,698	22,62245	24,59281	23,34279
31	-23866,58997	47,48456	4599,804	22,62193	24,65752	23,36612
32	-23847,17542	35,96014	4624,011	22,62705	24,72789	23,3951
33	-23833,75599	24,79423	4674,03	22,63768	24,80377	23,42958
34	-23818,76641	27,62649	4717,825	22,64687	24,8782	23,46262
35	-23792,48541	48,31652	4712,971	22,6457	24,94227	23,4853
36	-23765,07472	50.26760*	4703,283	22,64348	25,0053	23,50693

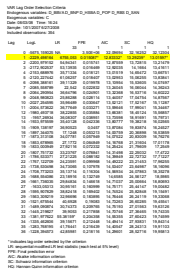
* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

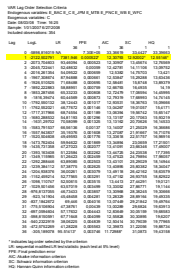
VAR Lag Order Selection Criteria – Amostra Reduzida











VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA
Exogenous variables: C
Date: 08/03/08 Time: 16:26
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 354

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
			27	2	2	1	2
0	-5634,47892	NA	4,73E+07	31,86146	31,91611	31,88321
1	-3087,645453	5007,334	30,70566	17,61382	17,94172*	17,74428
2	-3037,168116	97,81766	26.59149*	17.46988*	18,07104	17.70906*
3	-3021,79912	29,34871	28,08433	17,52429	18,39871	17,87219
4	-3010,394179	21,45675	30,33824	17,6011	18,74877	18,05772
5	-2997,12825	24,58319	32,43801	17,66739	19,08832	18,23273
6	-2974,257669	41,73558	32,86096	17,67942	19,37361	18,35348
7	-2959,509758	26,49625	34,86507	17,73734	19,70478	18,52012
8	-2944,080921	27,28376	36,86465	17,79142	20,03211	18,68292
9	-2928,365759	27,34616	38,93439	17,84387	20,35782	18,84409
10	-2912,960065	26,37246	41,21439	17,89808	20,68528	19,00702
11	-2894,570676	30,96067	42,92437	17,93543	20,99589	19,15309
12	-2875,608957	31,38861	44,59058	17,96954	21,30326	19,29592
13	-2851,980145	38,44688	45,14899	17,97729	21,58426	19,41239
14	-2831,652881	32,50066	46,61232	18,00369	21,88392	19,54751
15	-2817,948401	21,52455	50,00123	18,06751	22,22099	19,72004
16	-2802,931579	23,16154	53,29047	18,12391	22,55065	19,88516
17	-2783,137453	29,97077	55,33988	18,15332	22,85331	20,0233
18	-2769,045997	20,93815	59,41481	18,21495	23,1882	20,19365
19	-2748,692777	29,66741	61,64502	18,2412	23,48771	20,32862
20	-2729,578002	27,32225	64,48928	18,27445	23,79421	20,47059
21	-2704,177083	35,58999	65,19873	18,27219	24,0652	20,57704
22	-2691,124521	17,91962	70,7808	18,33969	24,40596	20,75326
23	-2679,973073	14,9946	77,79021	18,41793	24,75745	20,94022
24	-2667,36105	16,60227	84,93046	18,48792	25,1007	21,11893
25	-2653,317836	18,08956	92,14038	18,54982	25,43586	21,28955
26	-2636,801924	20,80818	98,75937	18,59775	25,75704	21,4462
27	-2604,734749	39.49516*	97,14278	18,55782	25,99037	21,515
28	-2591,596535	15,81039	106,5624	18,62484	26,33064	21,69073
29	-2562,725391	33,92767	107,1939	18,60297	26,58203	21,77758
30	-2537,398714	29,04698	110,2734	18,60112	26,85344	21,88445
31	-2514,557814	25,55084	115,3389	18,61332	27,13889	22,00537
32	-2495,854125	20,39442	123,825	18,64889	27,44772	22,14966
33	-2465,242344	32,51421	124,6453	18,61719	27,68927	22,22668
34	-2443,174731	22,81567	132,0819	18,63376	27,97909	22,35197
35	-2416,569976	26,75506	136,8684	18,62469	28,24328	22,45162
36	-2396,446833	19,66838	147,6343	18,65224	28,54409	22,58789

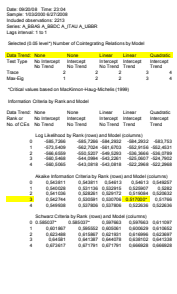
* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

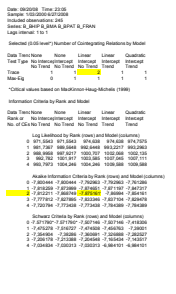
VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA
Exogenous variables: C
Date: 08/03/08 Time: 16:26
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 354

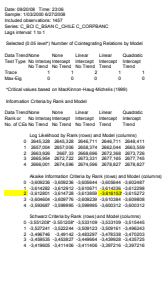
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
			21	2	2	1	2
0	-6055,591947	NA	5,11E+08	34,24063	34,29528	34,26238
1	-3302,293873	5413,264	103,2497	18,82652	19.15443*	18,95698
2	-3247,728371	105,7399	87.37394*	18.65948*	19,26064	18.89867*
3	-3231,952487	30,1257	92,0672	18,7116	19,58601	19,0595
4	-3218,425539	25,449	98,27085	18,77642	19,92409	19,23304
5	-3207,2623	20,68668	106,328	18,85459	20,27552	19,41993
6	-3187,330896	36,372	109,518	18,88323	20,57741	19,55729
7	-3175,302303	21,61069	117,9962	18,95651	20,92395	19,73929
8	-3153,817887	37,99222	120,5673	18,97637	21,21707	19,86787
9	-3135,702139	31,52345	125,621	19,01527	21,52922	20,01549
10	-3124,725529	18,79047	136,3469	19,09449	21,8817	20,20343
11	-3109,477107	25,67248	144,5464	19,14959	22,21005	20,36725
12	-3089,772886	32,61772	149,5287	19,17951	22,51322	20,50589
13	-3067,438885	36,34007	152,5129	19,19457	22,80154	20,62967
14	-3052,780262	23,43723	162,5803	19,253	23,13322	20,79681
15	-3040,214756	19,73565	175,5264	19,32325	23,47673	20,97579
16	-3017,587235	34,90007	179,1998	19,33665	23,76339	21,09791
17	-2996,174314	32,42182	184,3972	19,35692	24,05691	21,22689
18	-2983,412243	18,96285	199,4677	19,42606	24,39931	21,40475
19	-2963,918924	28,41399	207,9628	19,45717	24,70367	21,54459
20	-2939,129434	35,43357	210,6937	19,45836	24,97812	21,65449
21	-2905,924384	46.52459*	203,8237	19,412	25,20502	21,71686
22	-2893,29988	17,33195	221,8101	19,48192	25,54819	21,8955
23	-2875,688571	23,68074	235,0393	19,52366	25,86319	22,04596
24	-2863,97509	15,41944	257,9193	19,59873	26,21151	22,22974
25	-2854,937616	11,64149	287,841	19,68891	26,57495	22,42865
26	-2839,231653	19,78774	309,9333	19,74142	26,90071	22,58988
27	-2814,220218	30,80504	317,2581	19,74136	27,1739	22,69853
28	-2794,300128	23,97163	334,9392	19,77006	27,47586	22,83595
29	-2768,25213	30,61008	342,341	19,76414	27,74319	22,93875
30	-2740,426945	31,9125	347,2396	19,74817	28,00049	23,03151
31	-2717,735211	25,38397	363,4964	19,76122	28,28679	23,15327
32	-2683,38578	37,45446	357,2264	19,70839	28,50722	23,20917
33	-2667,247696	17,14102	390,2334	19,75846	28,83054	23,36795
34	-2646,651454	21,29442	416,9675	19,78334	29,12868	23,50155
35	-2627,732287	19,02605	451,2525	19,8177	29,43629	23,64463
36	-2600,213867	26,89654	466,8296	19,80347	29,69531	23,73912

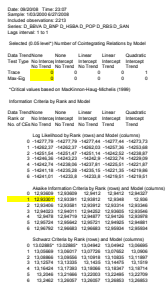
* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

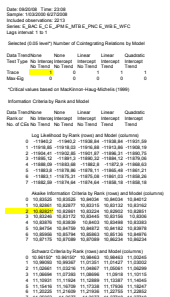
Johansen – Amostra Completa











Date: 09/20/08 Time: 23:08
Sample: 1/03/2000 6/27/2008
Included observations: 2213
Series: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA
Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trenc	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trenc	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	-26068,35	-26068,35	-26066,27	-26066,27	-26063,47
1	-26049,64	-26049,64	-26047,67	-26041,87	-26039,48
2	-26042,77	-26039,27	-26037,75	-26028,66	-26026,31
3	-26038,16	-26033,06	-26031,79	-26018,9	-26016,86
4	-26034,96	-26028,66	-26027,4	-26013,35	-26011,47
5	-26034,83	-26025,78	-26025,78	-26010,87	-26010,87

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	23,58188	23,58188	23,58452	23,58452	23,58651
1	23,57401	23,57491	23,57675	23,5724	23,57387
2	23,57683	23,57548	23,57682	23,57041	23,571
3	23,58171	23,57981	23,58047	23,57153	23,57149
4	23,58785	23,58578	23,58554	23,57646	23,57567
5	23,59677	23,59311	23,59311	23,58416	23,58416

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	23.64630*	23.64630*	23,66182	23,66182	23,67669
1	23,66419	23,66767	23,67981	23,67805	23,68981
2	23,69278	23,69659	23,70565	23,70439	23,71271
3	23,72342	23,72926	23,73507	23,73386	23,73897
4	23,75534	23,76357	23,76591	23,76713	23,76891
5	23,79002	23,79924	23,79924	23,80317	23,80317

Date: 09/20/08 Time: 23:09
Sample: 1/03/2000 6/27/2008
Included observations: 2213
Series: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA
Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	3	3
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	-24899,64	-24899,64	-24897,07	-24897,07	-24892,62
1	-24875,12	-24870,44	-24868,42	-24868,31	-24864,36
2	-24865,59	-24859,49	-24857,69	-24852,82	-24849,56
3	-24860,02	-24851,4	-24849,91	-24842,12	-24839,22
4	-24856,89	-24846,02	-24844,74	-24834,61	-24832,5
5	-24854,7	-24843,17	-24843,17	-24831,06	-24831,06

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	22,52566	22,52566	22,52785	22,52785	22,52835
1	22,51253	22,50921	22,511	22,51181	22,51185
2	22,51296	22,50926	22,51033	22,50774	22,50751
3	22,51696	22,51188	22,51235	22,50801	22,50720*
4	22,52317	22,51696	22,51671	22,51117	22,51017
5	22,53023	22,52432	22,52432	22,5179	22,5179

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	22.59008*	22.59008*	22,60515	22,60515	22,61853
1	22,60272	22,60196	22,61406	22,61745	22,6278
2	22,62891	22,63036	22,63917	22,64173	22,64923
3	22,65868	22,66133	22,66695	22,67034	22,67468
4	22,69065	22,69475	22,69707	22,70184	22,70341
5	22,72348	22,73046	22,73046	22,73691	22,73691

Johansen – Amostra Reduzida

Date: 08/05/08 Time: 01:04
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Series: A_BBAS A_BBDC A_ITAU A_UBBR
Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	1	1
Max-Eig	0	0	0	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	-886,1808	-886,1808	-885,901	-885,901	-885,4663
1	-879,0879	-877,6756	-877,5216	-867,4190035	-867,2425
2	-875,1721	-870,9709	-870,9499	-860,1118277	-859,7355
3	-871,5329	-867,2359	-867,2258	-854,7052191	-854,3773
4	-871,5223	-865,2108	-865,2108	-852,4506543	-852,4507

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	4,626528	4,626528	4,64565	4,645825	4,664033
1	4,63122	4,629111	4,643701	4,5375211	4,610474
2	4,652164	4,644876	4,651625	4,655752	4,674628
3	4,67463	4,667876	4,672953	4,624129	4,627576
4	4,715499	4,703645	4,703645	4,658721	4,658721

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	4,788282*	4,788282*	4,848540	4,849640	4,908103
1	4,875291	4,863351	4,92845	4,891659	4,935902
2	4,977592	4,966543	5,017131	4,992147	5,029813
3	5,081414	5,100169	5,120416	5,102161	5,115717
4	5,20364	5,232404	5,232404	5,228219	5,228219

Date: 08/05/08 Time: 01:04
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 245
Series: B_BHFB B_BMA B_BPAT B_FRAN
Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	1	1
Max-Eig	0	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	971,55435	971,55435	974,83801	974,83801	974,75753
1	981,73959	983,55453	992,84479	993,22169	993,29651
2	988,96564	997,6217	1000,7073	1002,0677	1002,1347
3	992,79195	1001,9171	1003,5846	1007,0452	1007,111
4	993,79731	1004,2461	1004,2461	1009,5876	1009,5876

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-7,600444	-7,600444	-7,782903	-7,782903	-7,781386
1	-7,818259	-7,873969	-7,874651	-7,871197	-7,847317
2	-7,812211	-7,860749	-7,875181	-7,88994	-7,854161
3	-7,777812	-7,827865	-7,833346	-7,837104	-7,829478
4	-7,720794	-7,773436	-7,773436	-7,784089	-7,784089

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-7,271790*	-7,271790*	-7,397148	-7,397148	-7,418306
1	-7,475278	-7,516727	-7,474558	-7,456763	-7,39061
2	-7,354954	-7,39286	-7,365591	-7,339888	-7,283527
3	-7,200178	-7,213388	-7,204546	-7,185434	-7,143517
4	-7,034834	-7,050313	-7,050313	-6,984101	-6,984101

Date: 08/05/08 Time: 01:05
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Series: C_BCI C_BSAN C_CHILE C_CORPBANC
Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	1	1
Max-Eig	0	0	1	1	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	282,3828	282,3828179	287,6335432	287,6335432	268,8116697
1	276,5577	281,3325144	291,5394284	292,3985027	293,0324075
2	283,2809	288,0396982	288,2403897	292,5839552	292,7973576
3	284,4451	290,365429	290,5761943	298,9020158	299,0131253
4	284,5754	291,3268711	291,3268711	300,297172	300,297172

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-1,28804	-1,28804	-1,309916	-1,289916	-1,255445
1	-1,295163	-1,344629*	-1,300197	-1,298964	-1,287346
2	-1,268517	-1,292769	-1,29354	-1,305554	-1,296397
3	-1,253565	-1,268619	-1,264493	-1,291805	-1,287247
4	-1,213207	-1,227316	-1,227316	-1,253806	-1,253806

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-0,126329*	-1,126329*	-1,095523	-1,095523	-1,011375
1	-1,051097	-1,060289	-1,015446	-1,004046	-0,991918
2	-0,96309	-0,957003	-0,927405	-0,919109	-0,899612
3	-0,84678	-0,831324	-0,817031	-0,813834	-0,799106
4	-0,725566	-0,688497	-0,688497	-0,683308	-0,683308

Date: 08/05/08 Time: 01:05
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Series: D_BBVA D_BNP D_HSBA D_POP D_RBS D_SAN
Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	1	2
Max-Eig	0	0	0	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	-2409,163	-2408,163321	-2405,977928	-2405,977928	-2455,118188
1	-2441,085	-2440,916318	-2438,744736	-2433,413405	-2433,048673
2	-2431,326	-2429,501559	-2427,523336	-2417,266242	-2416,971667
3	-2423,865	-2420,264582	-2418,367265	-2407,680179	-2407,369878
4	-2420,037	-2413,79838	-2411,972396	-2398,746512	-2398,704368
5	-2417,856	-2410,595315	-2408,908649	-2392,413331	-2392,383592
6	-2417,688	-2408,874642	-2408,874642	-2389,461429	-2389,461429

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	12,76058	12,76058	12,81014	12,81014	12,8355
1	12,79454	12,7888	12,7831	12,76109	12,76487
2	12,78321	12,74884	12,74359	12,72699	12,72818
3	12,79833	12,75623	12,80188	12,76248	12,77536
4	12,84116	12,82973	12,83663	12,7833	12,79336
5	12,89127	12,87965	12,87645	12,8175	12,82246
6	12,95224	12,93782	12,93782	12,86903	12,86903

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	13,15959*	13,15959*	13,22727	13,22727	13,32464
1	13,25268	13,26711	13,33247	13,32042	13,35655
2	13,38621	13,40745	13,45849	13,43849	13,49617
3	13,53152	13,55895	13,59511	13,58622	13,63062
4	13,69541	13,72465	13,74589	13,73925	13,76984
5	13,86785	13,90708	13,91371	13,90565	13,9208
6	14,06556	14,09715	14,09715	14,08939	14,08939

Date: 08/05/08 Time: 01:06
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Series: E_BAC E_C E_IPM E_MTB E_PNC E_WB E_WFC
Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	1	0
Max-Eig	0	0	1	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	-2275,431	-2275,43055	-2289,13456	-2289,13456	-2266,459204
1	-2254,709	-2252,675287	-2245,668748	-2244,561335	-2241,883682
2	-2242,843	-2239,983031	-2233,886763	-2231,400318	-2228,817323
3	-2235,555	-2228,548808	-2223,432521	-2220,143921	-2217,847938
4	-2231,569	-2221,672521	-2219,570178	-2213,342654	-2211,12063
5	-2228,447	-2216,147729	-2216,135334	-2208,573136	-2207,75009
6	-2227,116	-2215,145062	-2214,269238	-2206,795434	-2204,97699
7	-2226,627	-2214,043084	-2214,043084	-2204,803054	-2204,803054

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	11,92529	11,92529	11,92377	11,92377	11,94509
1	11,89851	11,89744	11,89267	11,88718	11,89042
2	11,89663	11,88212	11,88693	11,8841	11,8865
3	11,93105	11,91051	11,90475	11,9033	11,91204
4	11,9824	11,95277	11,95877	11,94335	11,94934
5	12,03619	12,01101	12,01935	12,00294	12,00385
6	12,10215	12,07354	12,07225	12,06562	12,06142
7	12,17244	12,14381	12,14381	12,13232	12,13232

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	12,42907	12,42907	12,49226	12,49226	12,58637
1	12,52636	12,53124	12,59725	12,59687	12,67462
2	12,67569	12,66522	12,74091	12,75869	12,82193
3	12,85549	12,86845	12,90137	12,93043	12,97985
4	13,07146	13,07277	13,09745	13,09204	13,12804
5	13,24837	13,27205	13,29232	13,32516	13,3554
6	13,45572	13,48611	13,496	13,55538	13,55535
7	13,66738	13,70983	13,70983	13,76963	13,76963

Date: 08/05/08 Time: 00:34
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Series: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA
Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	1	2
Max-Eig	0	1	1	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	-5362,637	-5362,636586	-5359,419075	-5359,419075	-5356,791163
1	-5351,128	-5344,599446	-5342,096482	-5342,092076	-5339,483347
2	-5344,67	-5333,134396	-5330,712341	-5330,508236	-5328,477236
3	-5340,213	-5327,344931	-5325,85076	-5319,516869	-5319,044137
4	-5338,385	-5323,141582	-5321,972424	-5315,484173	-5315,157081
5	-5338,205	-5321,96241	-5321,96241	-5311,619805	-5311,619805

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	27,62891	27,62891	27,63805	27,63805	27,65021
1	27,62117	27,59282	27,60049	27,6056	27,61274
2	27,63933	27.59043*	27,5934	27,60261	27,60758
3	27,66776	27,61715	27,61975	27,60265	27,61048
4	27,70967	27,65201	27,65114	27,63838	27,64183
5	27,76003	27,70237	27,70237	27,67497	27,67497

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	27.88315*	27.88315*	27,94313	27,94313	28,00615
1	27,97711	27,95892	28,00728	28,02255	28,07037
2	28,09697	28,0684	28,10188	28,13143	28,1669
3	28,22709	28,20699	28,22992	28,24334	28,27151
4	28,37069	28,35371	28,36301	28,39093	28,40455
5	28,52275	28,51594	28,51594	28,53939	28,53939

Date: 08/05/08 Time: 00:35
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Series: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA
Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	0	1	5
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercep	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	-5173,466	-5173,4662	-5169,096433	-5169,096433	-5166,757765
1	-5163,258	-5157,428844	-5155,627489	-5155,59248	-5154,592492
2	-5153,991	-5147,6437	-5146,086465	-5144,107222	-5143,82188
3	-5148,81	-5141,111534	-5139,5543	-5134,657902	-5134,600354
4	-5146,549	-5136,649103	-5135,480889	-5128,310027	-5128,305764
5	-5146,133	-5135,467963	-5135,467963	-5124,239867	-5124,239867

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	26,6588	26,6588	26,66203	26,66203	26,67568
1	26,65774	26.63297*	26,64424	26,64919	26,66458
2	26,66149	26,6392	26,6466	26,6467	26,66063
3	26,68621	26,66211	26,66438	26,65466	26,66462
4	26,72589	26,69564	26,69477	26,67851	26,68362
5	26,77504	26,74599	26,74599	26,71405	26,71405

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	26.91304*	26.91304*	26,96712	26,96712	27,03162
1	27,01367	26,99907	27,05103	27,06615	27,12221
2	27,11912	27,11717	27,15508	27,17552	27,21995
3	27,24554	27,25195	27,27456	27,29534	27,32564
4	27,38692	27,39734	27,40665	27,43106	27,44634
5	27,53776	27,55956	27,55956	27,57847	27,57847

VAR Estimates – Amostra Completa - Moeda Local

Vector Autoregression Estimates
Date: 09/18/08 Time: 02:02
Sample (adjusted): 1/06/2000 6/27/2008
Included observations: 2212 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
ZX0A_BRA(	-0,020081	0,003904	0,011913	-0,001792	-0,016793
	-0,02471	-0,00864	-0,00448	-0,00423	-0,00548
	[-0.81276]	[0.45168]	[2.66175]	[-0.42325]	[-3.06555]
ZX0A_BRA(	0,024564	0,003574	0,00904	0,001105	0,006639
	-0,02484	-0,00869	-0,0045	-0,00426	-0,00551
	[0.98897]	[0.41131]	[2.00926]	[0.25966]	[1.20555]
ZX0B_ARG(	-0,164233	0,02903	-0,014321	-0,008591	-0,026171
	-0,06785	-0,02373	-0,01229	-0,01162	-0,01504
	[-2.42049]	[1.22314]	[-1.16516]	[-0.73906]	[-1.73969]
ZX0B_ARG(	-0,030336	0,024583	-0,011473	-0,005155	0,000165
	-0,06777	-0,0237	-0,01228	-0,01161	-0,01502
	[-0.44766]	[1.03707]	[-0.93463]	[-0.44402]	[0.01099]
ZX0C_CHI(-	0,171171	0,101188	0,026326	0,005462	0,036433
	-0,12944	-0,04528	-0,02345	-0,02217	-0,0287
	[1.32242]	[2.23488]	[1.12278]	[0.24630]	[1.26953]
ZX0C_CHI(-	0,306356	0,050737	0,008708	0,044811	-0,001487
	-0,12926	-0,04521	-0,02342	-0,02214	-0,02866
	[2.37008]	[1.12213]	[0.37190]	[2.02358]	[-0.05190]
ZX0D_EUR(	-0,181438	-0,094188	-0,090929	-0,192443	-0,028449
	-0,14411	-0,05041	-0,02611	-0,02469	-0,03195
	[-1.25899]	[-1.86840]	[-3.48300]	[-7.79460]	[-0.89035]
ZX0D_EUR(	0,104536	0,017486	0,002872	-0,058148	0,011095
	-0,13865	-0,0485	-0,02512	-0,02375	-0,03074
	[0.75395]	[0.36055]	[0.11434]	[-2.44802]	[0.36092]
ZX0E_EUA(	0,549436	0,142787	0,101341	0,286611	0,034329
	-0,10942	-0,03827	-0,01982	-0,01875	-0,02426
	[5.02144]	[3.73064]	[5.11276]	[15.2899]	[1.41508]
ZX0E_EUA(	0,096889	0,06347	0,055979	0,060837	-0,027058
	-0,11404	-0,03989	-0,02066	-0,01954	-0,02528
	[0.84964]	[1.59114]	[2.70986]	[3.11406]	[-1.07017]
C	0,323487	0,030775	0,045433	0,015223	0,001341
	-0,1959	-0,06853	-0,03549	-0,03356	-0,04343
	[1.65128]	[0.44911]	[1.28025]	[0.45360]	[0.03086]
R-squared	0,019029	0,018336	0,025556	0,103255	0,010437
Adj. R-squa	0,014572	0,013876	0,021128	0,099181	0,005941
Sum sq. res	186086,7	22769,34	6106,531	5461,539	9147,579
S.E. equatic	9,194912	3,216364	1,665663	1,575243	2,038652
F-statistic	4,269545	4,111157	5,772285	25,34337	2,32143
Log likelihoo	-8040,833	-5717,35	-4261,793	-4138,332	-4708,761
Akaike AIC	7,280138	5,17934	3,863285	3,751656	4,267415
Schwarz SC	7,308492	5,207694	3,891638	3,78001	4,295769
Mean depe	0,341326	0,042958	0,052309	0,013727	-0,001588
S.D. depen	9,262648	3,238914	1,683544	1,659697	2,044735

Determinant resid covari	11713,66
Determinant resid covari	11425,29
Log likelihood	-26027,46
Akaike information criter	23,5827
Schwarz criterion	23,72447

VAR Função Impulso-Resposta Amostra Comp. – Moeda Local

Response of ZX0A_BRA:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	9,19	-	-	-	-
2	(0,01)	(0,34)	0,29	0,10	0,98
3	0,38	0,01	0,51	0,21	0,08
4	0,04	(0,05)	(0,02)	(0,03)	0,08
5	0,03	(0,02)	0,02	0,01	0,02
6	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00	(0,00)
7	0,00	(0,00)	0,00	0,00	0,00
8	(0,00)	(0,00)	0,00	(0,00)	0,00
9	0,00	(0,00)	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)

Response of ZX0B_ARG:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	1,19	2,99	-	-	-
2	0,17	0,13	0,15	(0,04)	0,26
3	0,13	0,10	0,11	0,07	0,10
4	0,02	(0,00)	0,01	0,00	0,03
5	0,01	(0,00)	0,01	0,00	0,01
6	0,00	(0,00)	0,00	0,00	0,00
7	0,00	(0,00)	0,00	0,00	0,00
8	0,00	(0,00)	0,00	(0,00)	0,00
9	0,00	(0,00)	0,00	0,00	0,00
10	0,00	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX0C_CHI:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	0,57	0,33	1,53	-	-
2	0,13	(0,03)	0,03	(0,06)	0,18
3	0,09	(0,03)	0,03	0,05	0,07
4	0,00	(0,01)	0,00	0,01	0,00
5	0,00	(0,00)	0,00	0,00	0,00
6	(0,00)	(0,00)	0,00	(0,00)	0,00
7	0,00	(0,00)	0,00	0,00	(0,00)
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	(0,00)	0,00	0,00	0,00
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)

Response of ZX0D_EUR:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	0,54	0,25	0,22	1,44	-
2	0,06	0,00	0,00	(0,09)	0,51
3	(0,02)	(0,02)	0,08	(0,03)	0,02
4	0,01	(0,01)	(0,02)	0,01	(0,05)
5	0,01	(0,00)	(0,00)	0,00	0,01
6	(0,00)	0,00	0,00	(0,00)	0,00
7	(0,00)	(0,00)	0,00	(0,00)	(0,00)
8	0,00	(0,00)	(0,00)	0,00	0,00
9	(0,00)	(0,00)	0,00	0,00	0,00
10	(0,00)	0,00	0,00	(0,00)	(0,00)

Response of ZX0E_EUA:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	0,67	0,26	0,13	0,65	1,79
2	(0,16)	(0,06)	0,05	(0,02)	0,06
3	0,04	(0,01)	(0,01)	(0,00)	(0,08)
4	0,00	(0,00)	(0,01)	(0,00)	0,01
5	(0,00)	0,00	0,00	0,00	0,00
6	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
7	0,00	(0,00)	(0,00)	0,00	0,00
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Cholesky Ordering: ZX0A_BRA ZX0B_ARG ZX0C_CHI ZX0D_EUR ZX0E_EUA

VAR Decomposição Variância Amostra Comp. – Moeda Local

Variance Decomposition of ZX0A_BRA:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	9,19	100,00	-	-	-	-
2	9,26	98,63	0,13	0,10	0,01	1,12
3	9,28	98,28	0,13	0,40	0,06	1,13
4	9,28	98,27	0,13	0,40	0,07	1,13
5	9,28	98,26	0,14	0,40	0,07	1,13
6	9,28	98,26	0,14	0,40	0,07	1,13
7	9,28	98,26	0,14	0,40	0,07	1,13
8	9,28	98,26	0,14	0,40	0,07	1,13
9	9,28	98,26	0,14	0,40	0,07	1,13
10	9,28	98,26	0,14	0,40	0,07	1,13

Variance Decomposition of ZX0B_ARG:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	3,22	13,58	86,42	-	-	-
2	3,24	13,68	85,46	0,22	0,02	0,62
3	3,25	13,78	85,11	0,33	0,06	0,72
4	3,25	13,78	85,10	0,33	0,06	0,73
5	3,25	13,78	85,10	0,33	0,06	0,73
6	3,25	13,78	85,10	0,33	0,06	0,73
7	3,25	13,78	85,10	0,33	0,06	0,73
8	3,25	13,78	85,10	0,33	0,06	0,73
9	3,25	13,78	85,10	0,33	0,06	0,73
10	3,25	13,78	85,10	0,33	0,06	0,73

Variance Decomposition of ZX0C_CHI:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	1,67	11,83	4,02	84,16	-	-
2	1,68	12,16	3,97	82,56	0,15	1,16
3	1,69	12,39	3,98	82,07	0,23	1,34
4	1,69	12,39	3,98	82,07	0,23	1,34
5	1,69	12,39	3,98	82,07	0,23	1,34
6	1,69	12,39	3,98	82,07	0,23	1,34
7	1,69	12,39	3,98	82,07	0,23	1,34
8	1,69	12,39	3,98	82,07	0,23	1,34
9	1,69	12,39	3,98	82,07	0,23	1,34
10	1,69	12,39	3,98	82,07	0,23	1,34

Variance Decomposition of ZX0D_EUR:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	1,58	11,71	2,61	1,93	83,75	-
2	1,66	10,70	2,35	1,74	75,69	9,52
3	1,66	10,68	2,35	1,95	75,51	9,51
4	1,66	10,67	2,35	1,96	75,44	9,58
5	1,66	10,67	2,35	1,96	75,44	9,58
6	1,66	10,67	2,35	1,96	75,44	9,58
7	1,66	10,67	2,35	1,96	75,44	9,58
8	1,66	10,67	2,35	1,96	75,44	9,58
9	1,66	10,67	2,35	1,96	75,44	9,58
10	1,66	10,67	2,35	1,96	75,44	9,58

Variance Decomposition of ZX0E_EUA:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	2,04	10,82	1,63	0,42	10,28	76,84
2	2,05	11,32	1,71	0,49	10,20	76,28
3	2,05	11,34	1,71	0,49	10,18	76,28
4	2,05	11,33	1,71	0,49	10,18	76,28
5	2,05	11,33	1,71	0,49	10,18	76,28
6	2,05	11,33	1,71	0,49	10,18	76,28
7	2,05	11,33	1,71	0,49	10,18	76,28
8	2,05	11,33	1,71	0,49	10,18	76,28
9	2,05	11,33	1,71	0,49	10,18	76,28
10	2,05	11,33	1,71	0,49	10,18	76,28

Cholesky Ordering: ZX0A_BRA ZX0B_ARG ZX0C_CHI ZX0D_EUR ZX0E_EUA

VAR Estimates – Amostra Completa - Moeda USD

Vector Autoregression Estimates
Date: 09/18/08 Time: 02:05
Sample (adjusted): 1/06/2000 6/27/2008
Included observations: 2212 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
ZX1A_BRA(-1)	(0,016)	(0,002)	0,014	(0,000)	(0,020)
	(0,026)	(0,003)	(0,005)	(0,004)	(0,005)
	[-0.60081]	[-0.62839]	[2.97947]	[-0.10183]	[-4.11440]
ZX1A_BRA(-2)	0,040	0,004	0,011	0,002	0,005
	(0,026)	(0,003)	(0,005)	(0,004)	(0,005)
	[1.53210]	[1.31517]	[2.34465]	[0.55371]	[1.02460]
ZX1B_ARG(-1)	(0,237)	0,034	(0,003)	0,027	(0,019)
	(0,180)	(0,023)	(0,032)	(0,030)	(0,034)
	[-1.31760]	[1.45747]	[-0.07994]	[0.91880]	[-0.56298]
ZX1B_ARG(-2)	(0,015)	(0,049)	(0,033)	0,005	0,009
	(0,179)	(0,023)	(0,032)	(0,030)	(0,034)
	[-0.08286]	[-2.12170]	[-1.01782]	[0.15332]	[0.25748]
ZX1C_CHI(-1)	0,113	0,025	0,006	0,017	0,057
	(0,141)	(0,018)	(0,025)	(0,023)	(0,027)
	[0.80102]	[1.36376]	[0.24914]	[0.73781]	[2.10108]
ZX1C_CHI(-2)	0,260	0,018	0,035	0,069	(0,010)
	(0,141)	(0,018)	(0,025)	(0,023)	(0,027)
	[1.84647]	[0.98618]	[1.39816]	[2.98168]	[-0.37418]
ZX1D_EUR(-1)	(0,387)	(0,012)	(0,135)	(0,221)	(0,037)
	(0,156)	(0,020)	(0,028)	(0,026)	(0,030)
	[-2.47221]	[-0.58436]	[-4.82250]	[-8.55704]	[-1.23093]
ZX1D_EUR(-2)	0,148	(0,000)	0,002	(0,063)	(0,015)
	(0,150)	(0,019)	(0,027)	(0,025)	(0,029)
	[0.98562]	[-0.01565]	[0.05829]	[-2.52048]	[-0.52146]
ZX1E_EUA(-1)	0,864	0,060	0,152	0,339	0,032
	(0,124)	(0,016)	(0,022)	(0,020)	(0,024)
	[6.98787]	[3.76035]	[6.86336]	[16.6114]	[1.34068]
ZX1E_EUA(-2)	0,069	0,021	0,052	0,072	(0,012)
	(0,130)	(0,017)	(0,023)	(0,021)	(0,025)
	[0.53324]	[1.22956]	[2.24537]	[3.36171]	[-0.48073]
C	0,365	(0,018)	0,045	0,038	0,003
	(0,227)	(0,029)	(0,041)	(0,038)	(0,043)
	[1.60511]	[-0.61970]	[1.11170]	[1.00102]	[0.07804]
R-squared	0,029	0,015	0,038	0,125	0,013
Adj. R-squared	0,025	0,010	0,033	0,121	0,008
Sum sq. resids	250.709,900	4.155,031	8.005,950	6.841,444	9.128,294
S.E. equation	10,673	1,374	1,907	1,763	2,037
F-statistic	6,617	3,334	8,603	31,425	2,791
Log likelihood	(8.370,514)	(3.835,939)	(4.561,326)	(4.387,479)	(4.706,427)
Akaike AIC	7,578	3,478	4,134	3,977	4,265
Schwarz SC	7,607	3,507	4,162	4,005	4,294
Mean dependent	0,393	(0,015)	0,054	0,033	(0,002)
S.D. dependent	10,807	1,381	1,940	1,880	2,045

Determinant resid covariance (dof adj.	4.053,2
Determinant resid covariance	3.953,4
Log likelihood	(24.853,7)
Akaike information criterion	22,5
Schwarz criterion	22,7

VAR Função Impulso-Resposta Amostra Comp. – Moeda USD

Response of ZX1A_BRA:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	10,67	-	-	-	-
2	0,07	(0,13)	0,17	(0,13)	1,59
3	0,64	0,06	0,56	0,27	(0,08)
4	0,05	0,01	(0,08)	(0,07)	0,17
5	0,06	(0,00)	0,06	0,02	0,01
6	0,00	(0,00)	(0,01)	(0,00)	0,00
7	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
8	(0,00)	0,00	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX1B_ARG:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	0,45	1,30	-	-	-
2	0,04	0,06	0,05	0,01	0,11
3	0,05	(0,05)	0,04	0,01	0,04
4	0,00	(0,01)	(0,00)	(0,00)	0,01
5	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
6	0,00	0,00	(0,00)	0,00	0,00
7	0,00	(0,00)	0,00	0,00	0,00
8	(0,00)	(0,00)	0,00	(0,00)	0,00
9	0,00	(0,00)	0,00	0,00	(0,00)
10	0,00	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX1C_CHI:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	0,90	0,28	1,66	-	-
2	0,14	0,01	(0,02)	(0,12)	0,28
3	0,13	(0,03)	0,08	0,04	0,04
4	0,01	(0,00)	(0,01)	(0,00)	0,01
5	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00
6	0,00	0,00	(0,00)	(0,00)	0,00
7	0,00	(0,00)	0,00	0,00	0,00
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10	(0,00)	0,00	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX1D_EUR:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	0,79	0,27	0,38	1,51	-
2	0,06	0,08	(0,00)	(0,15)	0,62
3	0,01	0,01	0,13	(0,04)	0,02
4	0,00	(0,01)	(0,03)	(0,00)	(0,03)
5	0,01	(0,00)	(0,00)	0,00	0,00
6	(0,00)	0,00	0,00	(0,00)	0,00
7	0,00	0,00	0,00	(0,00)	(0,00)
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	(0,00)	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	0,00	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX1E_EUA:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	0,63	0,28	0,15	0,53	1,84
2	(0,18)	(0,01)	0,08	(0,04)	0,06
3	0,03	(0,00)	(0,03)	(0,03)	(0,06)
4	(0,01)	(0,00)	(0,01)	0,00	(0,00)
5	0,00	(0,00)	0,00	0,00	(0,00)
6	(0,00)	0,00	(0,00)	(0,00)	0,00
7	0,00	0,00	0,00	(0,00)	(0,00)
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
9	0,00	(0,00)	0,00	0,00	0,00
10	(0,00)	0,00	(0,00)	(0,00)	0,00

Cholesky Ordering: ZX1A_BRA ZX1B_ARG ZX1C_CHI ZX1D_EUR ZX1E_EUA

VAR Decomposição Variância Amostra Comp. – Moeda USD

Variance Decomposition of ZX1A_BRA:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	10,67	100,00	-	-	-	-
2	10,79	97,78	0,02	0,03	0,01	2,16
3	10,83	97,46	0,02	0,29	0,08	2,15
4	10,83	97,43	0,02	0,30	0,08	2,18
5	10,83	97,43	0,02	0,30	0,08	2,18
6	10,83	97,43	0,02	0,30	0,08	2,18
7	10,83	97,43	0,02	0,30	0,08	2,18
8	10,83	97,43	0,02	0,30	0,08	2,18
9	10,83	97,43	0,02	0,30	0,08	2,18
10	10,83	97,43	0,02	0,30	0,08	2,18

Variance Decomposition of ZX1B_ARG:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	1,37	10,54	89,46	-	-	-
2	1,38	10,52	88,73	0,11	0,01	0,63
3	1,38	10,59	88,49	0,19	0,01	0,72
4	1,38	10,59	88,49	0,19	0,01	0,72
5	1,38	10,59	88,49	0,19	0,01	0,72
6	1,38	10,59	88,49	0,19	0,01	0,72
7	1,38	10,59	88,49	0,19	0,01	0,72
8	1,38	10,59	88,49	0,19	0,01	0,72
9	1,38	10,59	88,49	0,19	0,01	0,72
10	1,38	10,59	88,49	0,19	0,01	0,72

Variance Decomposition of ZX1C_CHI:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	1,91	22,14	2,14	75,72	-	-
2	1,94	22,00	2,08	73,45	0,40	2,07
3	1,94	22,30	2,09	73,06	0,45	2,10
4	1,94	22,30	2,09	73,05	0,45	2,11
5	1,94	22,30	2,09	73,05	0,45	2,11
6	1,94	22,30	2,09	73,05	0,45	2,11
7	1,94	22,30	2,09	73,05	0,45	2,11
8	1,94	22,30	2,09	73,05	0,45	2,11
9	1,94	22,30	2,09	73,05	0,45	2,11
10	1,94	22,30	2,09	73,05	0,45	2,11

Variance Decomposition of ZX1D_EUR:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	1,76	20,11	2,30	4,62	72,97	-
2	1,88	17,82	2,19	4,07	64,92	11,00
3	1,88	17,72	2,18	4,54	64,60	10,95
4	1,88	17,71	2,18	4,57	64,56	10,98
5	1,88	17,71	2,18	4,57	64,56	10,98
6	1,88	17,71	2,18	4,57	64,56	10,98
7	1,88	17,71	2,18	4,57	64,56	10,98
8	1,88	17,71	2,18	4,57	64,56	10,98
9	1,88	17,71	2,18	4,57	64,56	10,98
10	1,88	17,71	2,18	4,57	64,56	10,98

Variance Decomposition of ZX1E_EUA:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	2,04	9,49	1,93	0,56	6,70	81,32
2	2,05	10,19	1,91	0,73	6,66	80,51
3	2,05	10,20	1,91	0,75	6,67	80,48
4	2,05	10,20	1,91	0,75	6,67	80,47
5	2,05	10,20	1,91	0,75	6,67	80,47
6	2,05	10,20	1,91	0,75	6,67	80,47
7	2,05	10,20	1,91	0,75	6,67	80,47
8	2,05	10,20	1,91	0,75	6,67	80,47
9	2,05	10,20	1,91	0,75	6,67	80,47
10	2,05	10,20	1,91	0,75	6,67	80,47

Cholesky Ordering: ZX1A_BRA ZX1B_ARG ZX1C_CHI ZX1D_EUR ZX1E_EUA

VAR Estimates – Amostra Reduzida - Moeda Local

Vector Autoregression Estimates
Date: 09/18/08 Time: 01:59
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
ZX0A_BRA(-1)	(0,137)	(0,016)	0,001	(0,008)	(0,025)
	(0,065)	(0,021)	(0,009)	(0,007)	(0,010)
	[-2.10829]	[-0.75076]	[0.14590]	[-1.08954]	[-2.49337]
ZX0A_BRA(-2)	0,043	0,003	0,013	0,005	0,011
	(0,065)	(0,021)	(0,009)	(0,007)	(0,010)
	[0.65619]	[0.15736]	[1.41923]	[0.67438]	[1.13429]
ZX0B_ARG(-1)	(0,218)	(0,010)	(0,029)	(0,011)	(0,059)
	(0,186)	(0,061)	(0,027)	(0,021)	(0,029)
	[-1.16960]	[-0.16870]	[-1.06967]	[-0.55573]	[-2.08110]
ZX0B_ARG(-2)	(0,078)	0,053	0,012	(0,003)	0,011
	(0,186)	(0,061)	(0,027)	(0,021)	(0,028)
	[-0.42104]	[0.86870]	[0.44960]	[-0.14047]	[0.38353]
ZX0C_CHI(-1)	0,106	0,211	0,009	0,009	0,102
	(0,422)	(0,138)	(0,061)	(0,047)	(0,065)
	[0.25187]	[1.52393]	[0.15454]	[0.19656]	[1.58310]
ZX0C_CHI(-2)	0,572	0,168	0,014	0,086	0,017
	(0,423)	(0,139)	(0,061)	(0,047)	(0,065)
	[1.35135]	[1.21289]	[0.23371]	[1.84132]	[0.27017]
ZX0D_EUR(-1)	(0,221)	(0,243)	(0,224)	(0,347)	(0,138)
	(0,581)	(0,191)	(0,084)	(0,064)	(0,089)
	[-0.38072]	[-1.27681]	[-2.66827]	[-5.42711]	[-1.55468]
ZX0D_EUR(-2)	0,427	(0,031)	(0,038)	(0,116)	(0,145)
	(0,551)	(0,181)	(0,080)	(0,061)	(0,084)
	[0.77531]	[-0.17231]	[-0.48226]	[-1.91300]	[-1.71901]
ZX0E_EUA(-1)	1,723	0,387	0,288	0,414	0,135
	(0,400)	(0,131)	(0,058)	(0,044)	(0,061)
	[4.31164]	[2.95101]	[4.97804]	[9.40352]	[2.21018]
ZX0E_EUA(-2)	0,378	0,146	0,100	0,126	0,112
	(0,430)	(0,141)	(0,062)	(0,047)	(0,066)
	[0.87765]	[1.03192]	[1.61558]	[2.64828]	[1.70972]
C	0,776	(0,176)	(0,001)	(0,040)	(0,223)
	(0,923)	(0,303)	(0,133)	(0,102)	(0,141)
	[0.84073]	[-0.58010]	[-0.00456]	[-0.39626]	[-1.58128]
R-squared	0,070	0,047	0,081	0,219	0,063
Adj. R-squared	0,045	0,022	0,056	0,199	0,038
Sum sq. resids	122.023,200	13.137,080	2.551,882	1.482,955	2.855,292
S.E. equation	17,943	5,887	2,595	1,978	2,745
F-statistic	2,850	1,859	3,326	10,645	2,541
Log likelihood	(1.673,821)	(1.239,210)	(919,682)	(813,837)	(941,589)
Akaike AIC	8,640	6,411	4,773	4,230	4,885
Schwarz SC	8,752	6,523	4,885	4,342	4,997
Mean depende	0,286	(0,304)	(0,054)	(0,118)	(0,245)
S.D. dependen	18,365	5,952	2,671	2,210	2,799

Determinant resid covariance (	625.865,600
Determinant resid covariance	542.443,000
Log likelihood	(5.341,679)
Akaike information criterion	27,675
Schwarz criterion	28,235

VAR Função Impulso-Resposta Amostra Red. – Moeda Local

Response of ZX0A_BRA:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	17,94	-	-	-	-
2	(0,80)	(0,53)	0,41	0,63	3,95
3	1,43	(0,02)	1,67	0,66	0,52
4	(0,02)	(0,26)	(0,34)	(0,63)	1,01
5	0,12	(0,04)	0,16	0,08	(0,16)
6	(0,01)	(0,02)	(0,12)	(0,03)	0,03
7	0,01	0,00	0,02	0,02	(0,02)
8	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,01
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX0B_ARG:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	2,47	5,34	-	-	-
2	0,19	0,15	0,44	(0,17)	0,89
3	0,39	0,36	0,46	0,01	0,29
4	0,06	(0,03)	(0,02)	(0,10)	0,22
5	0,06	0,02	0,03	0,00	0,02
6	0,00	(0,01)	(0,01)	(0,00)	0,02
7	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX0C_CHI:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	1,07	0,80	2,22	-	-
2	0,13	(0,14)	(0,01)	(0,20)	0,66
3	0,24	0,03	0,09	0,03	0,09
4	(0,01)	(0,03)	(0,04)	(0,03)	0,07
5	0,02	0,00	0,02	0,01	(0,00)
6	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	0,01
7	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX0D_EUR:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	0,99	0,43	0,35	1,62	-
2	0,05	(0,05)	(0,04)	(0,32)	0,95
3	0,03	(0,03)	0,26	(0,07)	0,05
4	0,01	(0,03)	(0,08)	(0,05)	0,01
5	0,02	0,00	(0,01)	0,02	(0,02)
6	(0,01)	(0,00)	(0,00)	0,00	0,00
7	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	(0,00)	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00	(0,00)

Response of ZX0E_EUA:

Period	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	1,34	0,37	0,15	0,58	2,29
2	(0,44)	(0,24)	0,20	(0,15)	0,31
3	0,21	0,02	(0,00)	(0,17)	0,09
4	(0,07)	(0,04)	(0,06)	0,01	(0,05)
5	0,03	0,01	(0,00)	0,02	(0,03)
6	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,01
7	0,00	0,00	0,01	0,00	(0,00)
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Cholesky Ordering: ZX0A_BRA ZX0B_ARG ZX0C_CHI ZX0D_EUR ZX0E_EUA

VAR Decomposição Variância Amostra Red. – Moeda Local

Variance Decomposition of ZX0A_BRA:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	17,94	100,00	-	-	-	-
2	18,41	95,14	0,08	0,05	0,12	4,60
3	18,56	94,20	0,08	0,86	0,24	4,61
4	18,61	93,77	0,10	0,89	0,36	4,88
5	18,61	93,75	0,10	0,90	0,36	4,89
6	18,61	93,75	0,10	0,90	0,36	4,89
7	18,61	93,75	0,10	0,90	0,36	4,89
8	18,61	93,75	0,10	0,90	0,36	4,89
9	18,61	93,75	0,10	0,90	0,36	4,89
10	18,61	93,75	0,10	0,90	0,36	4,89

Variance Decomposition of ZX0B_ARG:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	5,89	17,67	82,33	-	-	-
2	5,98	17,24	79,93	0,54	0,08	2,20
3	6,03	17,39	79,02	1,11	0,08	2,40
4	6,03	17,37	78,88	1,11	0,11	2,52
5	6,03	17,38	78,87	1,11	0,11	2,52
6	6,03	17,38	78,87	1,11	0,11	2,52
7	6,03	17,38	78,87	1,11	0,11	2,52
8	6,03	17,38	78,87	1,11	0,11	2,52
9	6,03	17,38	78,87	1,11	0,11	2,52
10	6,03	17,38	78,87	1,11	0,11	2,52

Variance Decomposition of ZX0C_CHI:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	2,59	17,14	9,57	73,29	-	-
2	2,69	16,15	9,16	68,14	0,54	6,01
3	2,71	16,77	9,07	67,54	0,54	6,07
4	2,71	16,75	9,07	67,48	0,56	6,13
5	2,71	16,76	9,07	67,48	0,56	6,13
6	2,71	16,76	9,07	67,48	0,56	6,13
7	2,71	16,76	9,07	67,48	0,56	6,13
8	2,71	16,76	9,07	67,48	0,56	6,13
9	2,71	16,76	9,07	67,48	0,56	6,13
10	2,71	16,76	9,07	67,48	0,56	6,13

Variance Decomposition of ZX0D_EUR:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	1,98	25,03	4,80	3,08	67,10	-
2	2,22	19,93	3,86	2,47	55,42	18,32
3	2,24	19,65	3,82	3,75	54,68	18,10
4	2,24	19,62	3,83	3,87	54,62	18,07
5	2,24	19,62	3,83	3,87	54,61	18,07
6	2,24	19,62	3,83	3,87	54,61	18,07
7	2,24	19,62	3,83	3,87	54,61	18,07
8	2,24	19,62	3,83	3,87	54,61	18,07
9	2,24	19,62	3,83	3,87	54,61	18,07
10	2,24	19,62	3,83	3,87	54,61	18,07

Variance Decomposition of ZX0E_EUA:

Period	S.E.	ZX0A_BRA	ZX0B_ARG	ZX0C_CHI	ZX0D_EUR	ZX0E_EUA
1	2,74	23,66	1,85	0,29	4,40	69,79
2	2,82	24,86	2,51	0,77	4,45	67,41
3	2,83	25,17	2,49	0,76	4,76	66,82
4	2,83	25,19	2,50	0,80	4,76	66,74
5	2,84	25,20	2,50	0,80	4,76	66,73
6	2,84	25,20	2,50	0,80	4,76	66,73
7	2,84	25,20	2,50	0,80	4,76	66,73
8	2,84	25,20	2,50	0,80	4,76	66,73
9	2,84	25,20	2,50	0,80	4,76	66,73
10	2,84	25,20	2,50	0,80	4,76	66,73

Cholesky Ordering: ZX0A_BRA ZX0B_ARG ZX0C_CHI ZX0D_EUR ZX0E_EUA

VAR Estimates – Amostra Reduzida - Moeda USD

Vector Autoregression Estimates
Date: 09/18/08 Time: 02:00
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
ZX1A_BRA	(0,113)	(0,006)	0,012	(0,008)	(0,026)
	(0,069)	(0,006)	(0,010)	(0,008)	(0,009)
	[-1.64500]	[-0.99092]	[1.14212]	[-0.89811]	[-2.98977]
ZX1A_BRA	0,063	0,001	0,017	0,003	0,007
	(0,070)	(0,006)	(0,010)	(0,009)	(0,009)
	[0.90894]	[0.13980]	[1.60925]	[0.32915]	[0.81067]
ZX1B_ARG	(0,383)	0,011	(0,119)	0,014	(0,143)
	(0,698)	(0,061)	(0,104)	(0,086)	(0,087)
	[-0.54922]	[0.17569]	[-1.14656]	[0.16641]	[-1.64886]
ZX1B_ARG	0,280	0,047	0,036	0,030	0,069
	(0,698)	(0,061)	(0,104)	(0,086)	(0,087)
	[0.40169]	[0.77023]	[0.35204]	[0.35207]	[0.79012]
ZX1C_CHI	0,083	0,049	(0,001)	0,003	0,109
	(0,436)	(0,038)	(0,065)	(0,054)	(0,054)
	[0.19126]	[1.28726]	[-0.02254]	[0.06278]	[2.00760]
ZX1C_CHI	0,275	0,035	0,050	0,094	(0,010)
	(0,436)	(0,038)	(0,065)	(0,054)	(0,054)
	[0.63200]	[0.91335]	[0.77766]	[1.75316]	[-0.17652]
ZX1D_EUR	(0,885)	(0,059)	(0,266)	(0,333)	(0,144)
	(0,548)	(0,048)	(0,081)	(0,067)	(0,068)
	[-1.61566]	[-1.22112]	[-3.26639]	[-4.93948]	[-2.10656]
ZX1D_EUR	0,281	(0,003)	(0,043)	(0,081)	(0,118)
	(0,521)	(0,046)	(0,077)	(0,064)	(0,065)
	[0.53902]	[-0.07518]	[-0.55112]	[-1.26992]	[-1.81892]
ZX1E_EUA	2,734	0,132	0,369	0,557	0,142
	(0,472)	(0,042)	(0,070)	(0,058)	(0,059)
	[5.78846]	[3.17940]	[5.26049]	[9.58266]	[2.40775]
ZX1E_EUA	0,523	0,053	0,108	0,153	0,151
	(0,507)	(0,045)	(0,075)	(0,062)	(0,063)
	[1.03146]	[1.18100]	[1.43808]	[2.45602]	[2.39066]
C	1,607	(0,048)	0,008	0,032	(0,191)
	(1,130)	(0,099)	(0,168)	(0,139)	(0,141)
	[1.42230]	[-0.48584]	[0.04832]	[0.22803]	[-1.35312]
R-squared	0,098	0,046	0,103	0,229	0,079
Adj. R-squ	0,074	0,020	0,079	0,209	0,054
Sum sq. re	180.698,000	1.399,398	3.990,244	2.736,346	2.807,199
S.E. equat	21,835	1,922	3,245	2,687	2,722
F-statistic	4,102	1,810	4,343	11,269	3,234
Log likelih	(1.750,381)	(802,528)	(1.006,851)	(933,291)	(938,276)
Akaike AIC	9,033	4,172	5,220	4,843	4,868
Schwarz S	9,145	4,284	5,332	4,954	4,980
Mean depe	0,857	(0,098)	(0,041)	(0,107)	(0,245)
S.D. deper	22,689	1,941	3,381	3,021	2,799

Determinant resid covariai	235.763,900
Determinant resid covariai	204.338,500
Log likelihood	(5.151,299)
Akaike information criterio	26,699
Schwarz criterion	27,258

VAR Função Impulso-Resposta Amostra Red. – Moeda USD

Response of ZX1A_BRA:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	21,84	-	-	-	-
2	(0,59)	(0,07)	0,01	(0,70)	6,43
3	1,69	0,47	1,64	0,62	0,21
4	(0,02)	(0,12)	(0,65)	(0,87)	1,43
5	0,05	0,02	0,35	0,09	(0,27)
6	0,01	(0,02)	(0,23)	(0,08)	0,12
7	(0,00)	0,01	0,06	0,04	(0,07)
8	(0,00)	0,00	(0,03)	(0,01)	0,02
9	(0,00)	0,00	0,01	0,00	(0,01)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX1B_ARG:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	0,88	1,71	-	-	-
2	0,03	0,08	0,11	(0,07)	0,31
3	0,12	0,09	0,13	(0,01)	0,10
4	0,01	(0,01)	(0,01)	(0,05)	0,08
5	0,01	0,00	0,01	(0,00)	(0,00)
6	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	0,01
7	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX1C_CHI:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	1,62	0,86	2,68	-	-
2	0,20	(0,21)	(0,12)	(0,40)	0,87
3	0,32	0,03	0,22	(0,01)	0,07
4	0,01	(0,03)	(0,09)	(0,07)	0,15
5	0,03	0,01	0,04	0,01	(0,02)
6	(0,00)	(0,00)	(0,02)	(0,01)	0,02
7	0,00	0,00	0,01	0,00	(0,01)
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX1D_EUR:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	1,53	0,50	0,62	2,07	-
2	0,04	0,06	(0,13)	(0,46)	1,31
3	(0,01)	0,03	0,39	(0,08)	0,07
4	0,01	(0,04)	(0,14)	(0,11)	0,09
5	0,01	(0,00)	0,01	0,02	(0,05)
6	(0,00)	(0,00)	(0,02)	0,00	0,00
7	0,00	0,00	0,01	0,00	(0,00)
8	(0,00)	0,00	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Response of ZX1E_EUA:

Period	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	1,25	0,35	0,12	0,41	2,35
2	(0,55)	(0,17)	0,22	(0,24)	0,33
3	0,16	0,04	(0,06)	(0,17)	0,10
4	(0,09)	(0,05)	(0,04)	(0,02)	(0,05)
5	0,03	0,01	(0,01)	0,02	(0,04)
6	(0,01)	(0,00)	(0,01)	0,00	0,00
7	0,00	0,00	0,01	0,00	(0,00)
8	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00
9	0,00	0,00	0,00	0,00	(0,00)
10	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	0,00

Cholesky Ordering: ZX1A_BRA ZX1B_ARG ZX1C_CHI ZX1D_EUR ZX1E_EUA

VAR Decomposição Variância Amostra Red. – Moeda USD

Variance Decomposition of ZX1A_BRA:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	21,84	100,00	-	-	-	-
2	22,78	91,94	0,00	0,00	0,09	7,96
3	22,92	91,40	0,04	0,51	0,17	7,88
4	22,99	90,84	0,05	0,59	0,31	8,22
5	22,99	90,80	0,05	0,61	0,31	8,23
6	22,99	90,79	0,05	0,62	0,31	8,23
7	22,99	90,79	0,05	0,62	0,31	8,23
8	22,99	90,79	0,05	0,62	0,31	8,23
9	22,99	90,79	0,05	0,62	0,31	8,23
10	22,99	90,79	0,05	0,62	0,31	8,23

Variance Decomposition of ZX1B_ARG:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	1,92	20,78	79,22	-	-	-
2	1,95	20,15	76,87	0,33	0,12	2,53
3	1,97	20,25	76,12	0,76	0,12	2,75
4	1,97	20,20	75,95	0,76	0,18	2,90
5	1,97	20,21	75,95	0,77	0,18	2,90
6	1,97	20,21	75,94	0,77	0,18	2,90
7	1,97	20,21	75,94	0,77	0,18	2,90
8	1,97	20,21	75,94	0,77	0,18	2,90
9	1,97	20,21	75,94	0,77	0,18	2,90
10	1,97	20,21	75,94	0,77	0,18	2,90

Variance Decomposition of ZX1C_CHI:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	3,24	24,91	7,02	68,07	-	-
2	3,40	23,09	6,78	62,23	1,36	6,53
3	3,42	23,67	6,70	61,81	1,35	6,48
4	3,43	23,59	6,68	61,68	1,39	6,66
5	3,43	23,60	6,68	61,68	1,39	6,66
6	3,43	23,59	6,68	61,68	1,39	6,66
7	3,43	23,59	6,68	61,68	1,39	6,66
8	3,43	23,59	6,68	61,68	1,39	6,66
9	3,43	23,59	6,68	61,68	1,39	6,66
10	3,43	23,59	6,68	61,68	1,39	6,66

Variance Decomposition of ZX1D_EUR:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	2,69	32,26	3,42	5,24	59,08	-
2	3,03	25,43	2,73	4,31	48,82	18,71
3	3,05	24,98	2,69	5,84	48,05	18,44
4	3,06	24,88	2,70	6,01	47,97	18,44
5	3,06	24,87	2,69	6,01	47,96	18,46
6	3,06	24,87	2,69	6,02	47,96	18,46
7	3,06	24,87	2,69	6,02	47,96	18,46
8	3,06	24,87	2,69	6,02	47,96	18,46
9	3,06	24,87	2,69	6,02	47,96	18,46
10	3,06	24,87	2,69	6,02	47,96	18,46

Variance Decomposition of ZX1E_EUA:

Period	S.E.	ZX1A_BRA	ZX1B_ARG	ZX1C_CHI	ZX1D_EUR	ZX1E_EUA
1	2,72	21,21	1,64	0,19	2,29	74,66
2	2,82	23,54	1,91	0,79	2,85	70,91
3	2,83	23,65	1,91	0,83	3,17	70,45
4	2,84	23,71	1,93	0,85	3,16	70,34
5	2,84	23,71	1,93	0,85	3,17	70,33
6	2,84	23,71	1,93	0,86	3,17	70,33
7	2,84	23,71	1,93	0,86	3,17	70,33
8	2,84	23,71	1,93	0,86	3,17	70,33
9	2,84	23,71	1,93	0,86	3,17	70,33
10	2,84	23,71	1,93	0,86	3,17	70,33

Cholesky Ordering: ZX1A_BRA ZX1B_ARG ZX1C_CHI ZX1D_EUR ZX1E_EUA

VEC Estimates – Amostra Completa - Moeda Local

Vector Error Correction Estimates
Date: 09/18/08 Time: 00:44
Sample (adjusted): 1/06/2000 6/27/2008
Included observations: 2212 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating E	CointEq1
X0A_BRA(-1)	1
X0B_ARG(-1)	-0,98223
	-0,3318
	[-2.96032]
X0C_CHI(-1)	-4,253951
	-0,71091
	[-5.98382]
X0D_EUR(-1)	-5,589621
	-1,41308
	[-3.95563]
X0E_EUA(-1)	8,277274
	-0,9839
	[8.41269]
C	3,437186
	-106,534
	[0.03226]

Error Correctic	D(X0A_BRA)	D(X0B_ARG)	D(X0C_CHI)	D(X0D_EUR)	D(X0E_EUA)
CointEq1	-0,002718	0,002032	0,001482	0,000929	-0,001782
	-0,00296	-0,00103	-0,00054	-0,00051	-0,00066
	[-0.91764]	[1.96387]	[2.76676]	[1.83371]	[-2.71961]
D(X0A_BRA(-1	-0,017008	0,002701	0,011129	-0,002337	-0,015625
	-0,02478	-0,00866	-0,00448	-0,00424	-0,00548
	[-0.68633]	[0.31199]	[2.48352]	[-0.55109]	[-2.84977]
D(X0A_BRA(-2	0,027269	0,002629	0,008443	0,000678	0,007579
	-0,02488	-0,00869	-0,0045	-0,00426	-0,00551
	[1.09581]	[0.30245]	[1.87627]	[0.15913]	[1.37655]
D(X0B_ARG(-	-0,164856	0,029034	-0,014357	-0,008591	-0,026223
	-0,06788	-0,02371	-0,01227	-0,01162	-0,01502
	[-2.42866]	[1.22433]	[-1.16971]	[-0.73961]	[-1.74605]
D(X0B_ARG(-2	-0,03058	0,024708	-0,011387	-0,005098	4,94E-05
	-0,06779	-0,02368	-0,01226	-0,0116	-0,015
	[-0.45106]	[1.04321]	[-0.92885]	[-0.43942]	[0.00329]
D(X0C_CHI(-1	0,171197	0,104548	0,029061	0,007012	0,033838
	-0,12954	-0,04526	-0,02342	-0,02217	-0,02866
	[1.32155]	[2.31010]	[1.24062]	[0.31634]	[1.18063]
D(X0C_CHI(-2	0,307412	0,053603	0,011107	0,046137	-0,003622
	-0,12934	-0,04519	-0,02339	-0,02213	-0,02862
	[2.37681]	[1.18630]	[0.47490]	[2.08461]	[-0.12656]
D(X0D_EUR(-	-0,188736	-0,089063	-0,08722	-0,1901	-0,032977
	-0,14437	-0,05044	-0,02611	-0,02471	-0,03194
	[-1.30729]	[-1.76581]	[-3.34096]	[-7.69479]	[-1.03241]
D(X0D_EUR(-2	0,10257	0,018312	0,00342	-0,057773	0,010304
	-0,13872	-0,04846	-0,02508	-0,02374	-0,03069
	[0.73943]	[0.37787]	[0.13634]	[-2.43388]	[0.33573]
D(X0E_EUA(-1	0,561301	0,132413	0,093649	0,28186	0,043272
	-0,11047	-0,03859	-0,01998	-0,0189	-0,02444
	[5.08124]	[3.43109]	[4.68830]	[14.9109]	[1.77049]
D(X0E_EUA(-2	0,103068	0,056326	0,050557	0,057559	-0,021055
	-0,11451	-0,04	-0,02071	-0,01959	-0,02533
	[0.90010]	[1.40801]	[2.44168]	[2.93751]	[-0.83107]
R-squared	0,018189	0,019963	0,02821	0,10454	0,013751
Adj. R-square	0,013729	0,015511	0,023795	0,100471	0,00927
Sum sq. resid	186245,9	22731,59	6089,898	5453,717	9116,946
S.E. equation	9,198847	3,213697	1,663393	1,574114	2,035236
F-statistic	4,07766	4,483458	6,389198	25,69536	3,06876
Log likelihood	-8041,779	-5715,516	-4258,776	-4136,747	-4705,051
Akaike AIC	7,280994	5,177681	3,860557	3,750223	4,264061
Schwarz SC	7,309347	5,206035	3,888911	3,778577	4,292414
Mean depend	0,341326	0,042958	0,052309	0,013727	-0,001588
S.D. depende	9,262648	3,238914	1,683544	1,659697	2,044735

Determinant resid covariance	11562,99
Determinant resid covariance	11278,33
Log likelihood	-26013,15
Akaike information criterion	23,57518
Schwarz criterion	23,73241

VEC Função Impulso-Resposta Amostra Comp. – Moeda Local

Response of X0A_BRA:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	9,20	-	-	-	-
2	9,20	(0,32)	0,32	0,10	0,96
3	9,59	(0,30)	0,85	0,33	1,01
4	9,61	(0,34)	0,85	0,31	1,06
5	9,62	(0,34)	0,89	0,33	1,04
6	9,60	(0,33)	0,92	0,33	0,99
7	9,58	(0,32)	0,94	0,34	0,95
8	9,56	(0,30)	0,96	0,35	0,92
9	9,54	(0,29)	0,98	0,35	0,88
10	9,52	(0,28)	1,00	0,36	0,84

Response of X0B_ARG:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	1,19	2,99	-	-	-
2	1,36	3,11	0,15	(0,05)	0,27
3	1,50	3,21	0,24	0,01	0,38
4	1,54	3,20	0,24	0,01	0,43
5	1,56	3,19	0,24	0,01	0,46
6	1,57	3,18	0,22	0,01	0,48
7	1,58	3,17	0,21	0,01	0,50
8	1,59	3,16	0,20	0,00	0,52
9	1,60	3,16	0,19	0,00	0,54
10	1,61	3,15	0,18	(0,00)	0,56

Response of X0C_CHI:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	0,58	0,33	1,53	-	-
2	0,71	0,29	1,55	(0,07)	0,19
3	0,80	0,26	1,58	(0,03)	0,27
4	0,81	0,24	1,57	(0,02)	0,29
5	0,82	0,24	1,57	(0,02)	0,30
6	0,83	0,23	1,56	(0,03)	0,31
7	0,84	0,23	1,56	(0,03)	0,32
8	0,84	0,22	1,55	(0,03)	0,34
9	0,85	0,22	1,54	(0,03)	0,35
10	0,85	0,22	1,54	(0,03)	0,36

Response of X0D_EUR:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	0,54	0,25	0,22	1,44	-
2	0,61	0,25	0,22	1,35	0,52
3	0,59	0,23	0,29	1,32	0,54
4	0,60	0,22	0,28	1,32	0,50
5	0,61	0,22	0,27	1,32	0,51
6	0,61	0,22	0,27	1,32	0,52
7	0,61	0,22	0,27	1,32	0,52
8	0,61	0,22	0,27	1,32	0,52
9	0,61	0,22	0,27	1,32	0,52
10	0,61	0,22	0,27	1,32	0,53

Response of X0E_EUA:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	0,67	0,27	0,14	0,66	1,78
2	0,51	0,21	0,20	0,64	1,83
3	0,55	0,21	0,20	0,65	1,74
4	0,54	0,21	0,20	0,65	1,73
5	0,53	0,22	0,22	0,65	1,71
6	0,52	0,23	0,23	0,66	1,69
7	0,51	0,23	0,24	0,66	1,67
8	0,50	0,24	0,25	0,66	1,65
9	0,49	0,25	0,26	0,66	1,64
10	0,48	0,25	0,27	0,67	1,62

Cholesky Ordering: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA

VEC Decomposição Variância Amostra Comp. – Moeda Local

Variance Decomposition of X0A_BRA:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	9,20	100,00	-	-	-	-
2	13,05	99,33	0,06	0,06	0,01	0,54
3	16,25	98,83	0,07	0,31	0,04	0,74
4	18,94	98,57	0,09	0,43	0,06	0,85
5	21,29	98,41	0,09	0,52	0,07	0,91
6	23,40	98,31	0,10	0,58	0,08	0,94
7	25,32	98,24	0,10	0,63	0,09	0,94
8	27,10	98,20	0,10	0,68	0,09	0,94
9	28,76	98,17	0,10	0,72	0,10	0,92
10	30,33	98,14	0,10	0,75	0,10	0,91

Variance Decomposition of X0B_ARG:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	3,21	13,67	86,33	-	-	-
2	4,69	14,90	84,67	0,10	0,01	0,32
3	5,89	15,92	83,22	0,23	0,01	0,62
4	6,89	16,59	82,26	0,29	0,01	0,85
5	7,77	17,09	81,56	0,32	0,00	1,02
6	8,56	17,47	81,03	0,33	0,00	1,16
7	9,28	17,77	80,60	0,34	0,00	1,29
8	9,95	18,03	80,24	0,33	0,00	1,40
9	10,58	18,25	79,92	0,33	0,00	1,50
10	11,17	18,46	79,62	0,32	0,00	1,60

Variance Decomposition of X0C_CHI:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	1,66	11,99	3,90	84,11	-	-
2	2,41	14,29	3,33	81,69	0,08	0,61
3	3,01	16,20	2,87	79,68	0,06	1,19
4	3,51	17,24	2,59	78,58	0,05	1,54
5	3,95	17,95	2,41	77,80	0,04	1,80
6	4,35	18,47	2,28	77,21	0,04	2,00
7	4,71	18,89	2,18	76,72	0,03	2,18
8	5,05	19,24	2,09	76,29	0,03	2,34
9	5,36	19,54	2,02	75,91	0,03	2,49
10	5,66	19,82	1,96	75,55	0,03	2,64

Variance Decomposition of X0D_EUR:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	1,57	11,80	2,54	1,88	83,78	-
2	2,25	13,07	2,50	1,87	77,28	5,27
3	2,75	13,30	2,38	2,40	74,51	7,42
4	3,17	13,57	2,29	2,56	73,48	8,10
5	3,54	13,78	2,23	2,63	72,78	8,57
6	3,88	13,92	2,18	2,68	72,29	8,92
7	4,19	14,03	2,15	2,72	71,92	9,18
8	4,48	14,12	2,12	2,74	71,63	9,39
9	4,75	14,19	2,09	2,75	71,40	9,57
10	5,01	14,26	2,07	2,75	71,20	9,71

Variance Decomposition of X0E_EUA:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	2,04	10,78	1,71	0,47	10,46	76,59
2	2,87	8,55	1,38	0,73	10,27	79,07
3	3,48	8,33	1,31	0,83	10,47	79,06
4	3,98	8,17	1,28	0,89	10,63	79,03
5	4,43	8,03	1,29	0,96	10,78	78,94
6	4,82	7,92	1,31	1,03	10,93	78,81
7	5,18	7,82	1,34	1,10	11,08	78,66
8	5,51	7,72	1,38	1,17	11,23	78,50
9	5,82	7,64	1,42	1,24	11,37	78,33
10	6,11	7,55	1,46	1,32	11,52	78,16

Cholesky Ordering: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA

VEC Estimates – Amostra Completa - Moeda USD

Vector Error Correction Estimates
Date: 09/18/08 Time: 00:47
Sample (adjusted): 1/06/2000 6/27/2008
Included observations: 2212 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating E	CointEq1
X1A_BRA(-1)	1
X1B_ARG(-1)	-1,460425
	-0,48691
	[-2.99939]
X1C_CHI(-1)	1,079873
	-0,84492
	[1.27808]
X1D_EUR(-1)	-12,56066
	-1,56746
	[-8.01337]
X1E_EUA(-1)	11,58032
	-1,17413
	[9.86291]
C	-209,89
	-74,5384
	[-2.81587]

Error Correctio	D(X1A_BRA)	D(X1B_ARG)	D(X1C_CHI)	D(X1D_EUR)	D(X1E_EUA)
CointEq1	0,001765	-0,000538	0,00019	0,001803	-0,001972
	-0,0028	-0,00036	-0,0005	-0,00046	-0,00053
	[0.63045]	[-1.49347]	[0.38019]	[3.91394]	[-3.70382]
D(X1A_BRA(-1	-0,016199	-0,001592	0,013781	-0,002223	-0,018277
	-0,02614	-0,00336	-0,00467	-0,0043	-0,00497
	[-0.61979]	[-0.47360]	[2.95131]	[-0.51684]	[-3.67789]
D(X1A_BRA(-2	0,039753	0,004868	0,010951	0,000854	0,006959
	-0,02631	-0,00338	-0,0047	-0,00433	-0,005
	[1.51103]	[1.43851]	[2.32990]	[0.19719]	[1.39121]
D(X1B_ARG(-1	-0,237274	0,031993	-0,002743	0,033501	-0,027013
	-0,18003	-0,02316	-0,03216	-0,02963	-0,03423
	[-1.31798]	[1.38171]	[-0.08529]	[1.13071]	[-0.78919]
D(X1B_ARG(-2	-0,015034	-0,050662	-0,032713	0,010804	0,001091
	-0,17949	-0,02309	-0,03207	-0,02954	-0,03413
	[-0.08376]	[-2.19452]	[-1.02018]	[0.36576]	[0.03197]
D(X1C_CHI(-1	0,115058	0,025026	0,006545	0,016258	0,058067
	-0,14133	-0,01818	-0,02525	-0,02326	-0,02687
	[0.81411]	[1.37675]	[0.25922]	[0.69898]	[2.16097]
D(X1C_CHI(-2	0,261652	0,018429	0,035426	0,067387	-0,007379
	-0,14104	-0,01814	-0,0252	-0,02321	-0,02682
	[1.85511]	[1.01587]	[1.40591]	[2.90307]	[-0.27517]
D(X1D_EUR(-1	-0,37515	-0,01471	-0,13349	-0,211286	-0,04713
	-0,15714	-0,02021	-0,02807	-0,02586	-0,02988
	[-2.38738]	[-0.72784]	[-4.75500]	[-8.16999]	[-1.57749]
D(X1D_EUR(-2	0,154843	-0,00185	0,002306	-0,057556	-0,02029
	-0,15068	-0,01938	-0,02692	-0,0248	-0,02865
	[1.02765]	[-0.09544]	[0.08565]	[-2.32102]	[-0.70827]
D(X1E_EUA(-1	0,851311	0,063322	0,150258	0,327849	0,043979
	-0,12496	-0,01607	-0,02232	-0,02056	-0,02376
	[6.81284]	[3.93998]	[6.73076]	[15.9422]	[1.85113]
D(X1E_EUA(-2	0,059459	0,02256	0,050958	0,065519	-0,005205
	-0,13016	-0,01674	-0,02325	-0,02142	-0,02475
	[0.45683]	[1.34766]	[2.19145]	[3.05871]	[-0.21032]
R-squared	0,028227	0,015746	0,037138	0,130591	0,018637
Adj. R-square	0,023812	0,011274	0,032763	0,126641	0,014178
Sum sq. resid	250958	4151,549	8009,919	6797,25	9071,778
S.E. equation	10,67802	1,373394	1,907674	1,757343	2,030188
F-statistic	6,393257	3,521138	8,489301	33,06042	4,179921
Log likelihood	-8371,608	-3835,012	-4561,875	-4380,311	-4699,558
Akaike AIC	7,579211	3,477407	4,134606	3,970444	4,259094
Schwarz SC	7,607565	3,505761	4,16296	3,998797	4,287448
Mean depend	0,392608	-0,014866	0,053704	0,033474	-0,001588
S.D. depende	10,80746	1,381202	1,939714	1,880443	2,044735

Determinant resid covariance	3965,668
Determinant resid covariance	3868,04
Log likelihood	-24829,58
Akaike information criterion	22,50504
Schwarz criterion	22,66228

VEC Função Impulso-Resposta Amostra Comp. – Moeda USD

Response of X1A_BRA:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	10,68	-	-	-	-
2	10,76	(0,15)	0,18	(0,12)	1,59
3	11,41	(0,09)	0,74	0,15	1,50
4	11,47	(0,09)	0,67	0,07	1,68
5	11,53	(0,10)	0,73	0,10	1,69
6	11,53	(0,10)	0,72	0,09	1,69
7	11,54	(0,10)	0,73	0,10	1,68
8	11,53	(0,10)	0,73	0,10	1,68
9	11,53	(0,10)	0,73	0,10	1,68
10	11,53	(0,09)	0,73	0,11	1,67

Response of X1B_ARG:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	0,45	1,30	-	-	-
2	0,49	1,36	0,05	0,02	0,10
3	0,54	1,31	0,09	0,03	0,14
4	0,54	1,30	0,09	0,04	0,13
5	0,54	1,31	0,09	0,04	0,12
6	0,53	1,31	0,09	0,05	0,11
7	0,53	1,31	0,09	0,06	0,10
8	0,52	1,31	0,09	0,07	0,09
9	0,52	1,32	0,09	0,07	0,08
10	0,52	1,32	0,09	0,08	0,08

Response of X1C_CHI:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	0,90	0,28	1,66	-	-
2	1,04	0,28	1,64	(0,12)	0,28
3	1,18	0,25	1,73	(0,08)	0,32
4	1,19	0,24	1,72	(0,08)	0,33
5	1,20	0,25	1,73	(0,07)	0,33
6	1,19	0,25	1,73	(0,07)	0,33
7	1,19	0,25	1,73	(0,07)	0,32
8	1,19	0,25	1,73	(0,06)	0,32
9	1,19	0,25	1,73	(0,06)	0,31
10	1,19	0,25	1,73	(0,06)	0,31

Response of X1D_EUR:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	0,79	0,27	0,38	1,50	-
2	0,85	0,35	0,37	1,34	0,64
3	0,86	0,36	0,50	1,29	0,67
4	0,88	0,34	0,47	1,28	0,65
5	0,89	0,34	0,47	1,28	0,66
6	0,90	0,34	0,47	1,27	0,67
7	0,90	0,34	0,47	1,27	0,68
8	0,90	0,33	0,47	1,26	0,69
9	0,91	0,33	0,47	1,25	0,70
10	0,91	0,33	0,47	1,25	0,70

Response of X1E_EUA:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	0,63	0,28	0,15	0,54	1,82
2	0,45	0,26	0,24	0,52	1,86
3	0,48	0,26	0,22	0,51	1,78
4	0,46	0,26	0,21	0,54	1,75
5	0,45	0,27	0,21	0,56	1,71
6	0,44	0,27	0,22	0,58	1,69
7	0,43	0,28	0,22	0,60	1,66
8	0,41	0,28	0,22	0,62	1,63
9	0,40	0,29	0,22	0,64	1,61
10	0,39	0,29	0,22	0,65	1,58

Cholesky Ordering: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA

VEC Decomposição Variância Amostra Comp. – Moeda USD

Variance Decomposition of X1A_BRA:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	10,68	100,00	-	-	-	-
2	15,24	98,88	0,01	0,01	0,01	1,09
3	19,11	98,51	0,01	0,16	0,01	1,31
4	22,37	98,26	0,01	0,21	0,01	1,52
5	25,23	98,10	0,01	0,25	0,01	1,64
6	27,80	98,00	0,01	0,27	0,01	1,72
7	30,16	97,92	0,01	0,29	0,01	1,77
8	32,34	97,87	0,01	0,30	0,01	1,81
9	34,38	97,83	0,01	0,31	0,01	1,84
10	36,31	97,80	0,01	0,32	0,01	1,86

Variance Decomposition of X1B_ARG:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	1,37	10,53	89,47	-	-	-
2	2,00	10,96	88,70	0,05	0,01	0,27
3	2,45	12,06	87,26	0,16	0,02	0,50
4	2,84	12,62	86,54	0,21	0,03	0,60
5	3,17	12,93	86,15	0,25	0,05	0,62
6	3,48	13,11	85,94	0,27	0,06	0,62
7	3,76	13,20	85,83	0,29	0,08	0,61
8	4,02	13,24	85,77	0,30	0,09	0,59
9	4,26	13,25	85,76	0,31	0,11	0,56
10	4,49	13,24	85,77	0,32	0,13	0,53

Variance Decomposition of X1C_CHI:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	1,91	22,17	2,14	75,69	-	-
2	2,76	24,89	2,07	71,82	0,19	1,02
3	3,48	27,00	1,81	69,55	0,17	1,47
4	4,08	28,10	1,67	68,34	0,16	1,73
5	4,61	28,77	1,59	67,63	0,15	1,86
6	5,08	29,19	1,55	67,18	0,14	1,94
7	5,51	29,48	1,51	66,88	0,13	1,99
8	5,91	29,69	1,49	66,67	0,13	2,02
9	6,29	29,84	1,48	66,53	0,12	2,03
10	6,64	29,96	1,47	66,42	0,12	2,04

Variance Decomposition of X1D_EUR:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	1,76	20,19	2,40	4,62	72,79	-
2	2,50	21,47	3,14	4,50	64,43	6,46
3	3,08	21,96	3,43	5,64	60,05	8,92
4	3,56	22,55	3,51	6,00	57,96	9,98
5	3,99	23,01	3,52	6,19	56,56	10,71
6	4,37	23,34	3,52	6,32	55,54	11,27
7	4,72	23,61	3,52	6,42	54,73	11,71
8	5,05	23,84	3,52	6,48	54,06	12,10
9	5,36	24,04	3,51	6,53	53,49	12,43
10	5,65	24,22	3,49	6,57	52,98	12,74

Variance Decomposition of X1E_EUA:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	2,03	9,60	1,86	0,58	7,20	80,76
2	2,86	7,28	1,77	1,00	6,95	82,99
3	3,46	6,92	1,76	1,09	6,95	83,28
4	3,95	6,66	1,78	1,12	7,16	83,29
5	4,38	6,48	1,81	1,15	7,46	83,10
6	4,76	6,33	1,86	1,18	7,79	82,84
7	5,11	6,19	1,91	1,21	8,14	82,55
8	5,43	6,07	1,97	1,23	8,51	82,22
9	5,72	5,95	2,03	1,26	8,90	81,87
10	6,00	5,84	2,09	1,29	9,29	81,50

Cholesky Ordering: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA

VEC Estimates – Amostra Reduzida - Moeda Local

Vector Error Correction Estimates
Date: 09/18/08 Time: 01:00
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating E	CointEq1
X0A_BRA(-1)	1
X0B_ARG(-1)	-2,861765
	-2,2701
	[-1.26063]
X0C_CHI(-1)	53,86392
	-10,1532
	[5.30512]
X0D_EUR(-1)	-6,054324
	-10,3867
	[-0.58289]
X0E_EUA(-1)	-5,601413
	-6,87721
	[-0.81449]
C	-10606,68
	-1860,26
	[-5.70172]

Error Correctio	D(X0A_BRA)	D(X0B_ARG)	D(X0C_CHI)	D(X0D_EUR)	D(X0E_EUA)
CointEq1	-0,000337	-0,000443	-0,001383	0,000234	-0,001346
	-0,00275	-0,0009	-0,00039	-0,0003	-0,00042
	[-0.12251]	[-0.49059]	[-3.53566]	[0.77237]	[-3.23287]
D(X0A_BRA(-1	-0,130924	-0,015678	0,005964	-0,008846	-0,021765
	-0,06544	-0,02145	-0,0093	-0,0072	-0,0099
	[-2.00081]	[-0.73079]	[0.64111]	[-1.22813]	[-2.19899]
D(X0A_BRA(-2	0,048217	0,003693	0,017437	0,003969	0,014024
	-0,06582	-0,02158	-0,00936	-0,00725	-0,00996
	[0.73253]	[0.17114]	[1.86348]	[0.54776]	[1.40854]
D(X0B_ARG(-1	-0,223753	-0,008685	-0,027953	-0,011256	-0,056766
	-0,18643	-0,06112	-0,0265	-0,02052	-0,0282
	[-1.20022]	[-0.14210]	[-1.05475]	[-0.54852]	[-2.01302]
D(X0B_ARG(-2	-0,085269	0,055002	0,013125	-0,002684	0,013964
	-0,18614	-0,06103	-0,02646	-0,02049	-0,02816
	[-0.45809]	[0.90126]	[0.49600]	[-0.13097]	[0.49593]
D(X0C_CHI(-1)	0,11565	0,219659	0,03819	0,004156	0,129487
	-0,42619	-0,13973	-0,06059	-0,04691	-0,06447
	[0.27136]	[1.57202]	[0.63035]	[0.08858]	[2.00860]
D(X0C_CHI(-2)	0,586748	0,176245	0,044245	0,080427	0,044425
	-0,42759	-0,14019	-0,06078	-0,04707	-0,06468
	[1.37222]	[1.25719]	[0.72789]	[1.70876]	[0.68686]
D(X0D_EUR(-1	-0,218496	-0,231915	-0,192289	-0,352483	-0,1057
	-0,58454	-0,19165	-0,0831	-0,06434	-0,08842
	[-0.37379]	[-1.21011]	[-2.31404]	[-5.47805]	[-1.19545]
D(X0D_EUR(-2	0,41105	-0,02415	-0,029624	-0,116797	-0,131064
	-0,55167	-0,18087	-0,07842	-0,06073	-0,08345
	[0.74510]	[-0.13352]	[-0.37774]	[-1.92334]	[-1.57063]
D(X0E_EUA(-1	1,677281	0,378421	0,237198	0,42461	0,095617
	-0,41053	-0,1346	-0,05836	-0,04519	-0,0621
	[4.08564]	[2.81153]	[4.06443]	[9.39614]	[1.53979]
D(X0E_EUA(-2	0,334683	0,135351	0,047246	0,136142	0,069253
	-0,44196	-0,1449	-0,06283	-0,04865	-0,06685
	[0.75726]	[0.93409]	[0.75199]	[2.79840]	[1.03591]
R-squared	0,068247	0,046519	0,110026	0,22018	0,08196
Adj. R-squared	0,043662	0,021361	0,086544	0,199604	0,057737
Sum sq. resids	122246	13140,4	2470,399	1481,238	2796,998
S.E. equation	17,95964	5,888229	2,553077	1,976937	2,716605
F-statistic	2,776004	1,849074	4,685533	10,70095	3,383601
Log likelihood	-1674,177	-1239,26	-913,3537	-813,6109	-937,5663
Akaike AIC	8,641931	6,411587	4,740276	4,228774	4,864443
Schwarz SC	8,753797	6,523453	4,852141	4,34064	4,976308
Mean depende	0,285996	-0,303961	-0,054175	-0,118373	-0,245138
S.D. depender	18,36505	5,952143	2,671285	2,209736	2,798598

Determinant resid covariance	579215,7
Determinant resid covariance	502011,1
Log likelihood	-5326,574
Akaike information criterion	27,62858
Schwarz criterion	28,24893

VEC Função Impulso-Resposta Amostra Red. – Moeda Local

Response of X0A_BRA:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	17,96	-	-	-	-
2	17,16	(0,58)	0,24	0,71	3,79
3	18,60	(0,64)	1,70	1,42	4,10
4	18,52	(0,89)	1,05	0,90	4,90
5	18,49	(0,97)	0,85	1,04	4,68
6	18,23	(1,04)	0,36	1,08	4,68
7	17,98	(1,10)	0,01	1,15	4,63
8	17,71	(1,15)	(0,35)	1,20	4,59
9	17,48	(1,20)	(0,67)	1,24	4,54
10	17,25	(1,24)	(0,97)	1,28	4,49

Response of X0B_ARG:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	2,46	5,35	-	-	-
2	2,64	5,51	0,37	(0,13)	0,86
3	3,02	5,87	0,72	(0,08)	1,08
4	3,04	5,83	0,55	(0,16)	1,23
5	3,02	5,83	0,42	(0,12)	1,22
6	2,91	5,80	0,23	(0,10)	1,22
7	2,80	5,78	0,07	(0,07)	1,20
8	2,68	5,76	(0,10)	(0,05)	1,18
9	2,58	5,73	(0,24)	(0,03)	1,16
10	2,47	5,72	(0,38)	(0,01)	1,14

Response of X0C_CHI:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	1,07	0,79	2,18	-	-
2	1,20	0,65	2,05	(0,14)	0,55
3	1,42	0,67	2,01	(0,10)	0,53
4	1,33	0,63	1,80	(0,09)	0,60
5	1,24	0,61	1,65	(0,05)	0,58
6	1,12	0,58	1,47	(0,03)	0,57
7	1,00	0,55	1,31	(0,01)	0,55
8	0,89	0,53	1,16	0,01	0,52
9	0,79	0,51	1,03	0,03	0,50
10	0,70	0,50	0,90	0,05	0,48

Response of X0D_EUR:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	0,99	0,44	0,37	1,61	-
2	1,03	0,39	0,30	1,31	0,95
3	1,06	0,36	0,53	1,26	0,99
4	1,07	0,34	0,42	1,22	0,95
5	1,07	0,34	0,35	1,24	0,93
6	1,02	0,33	0,30	1,26	0,93
7	0,99	0,32	0,25	1,27	0,93
8	0,95	0,32	0,20	1,27	0,92
9	0,92	0,31	0,16	1,28	0,91
10	0,89	0,30	0,12	1,28	0,91

Response of X0E_EUA:

Period	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	1,32	0,38	0,06	0,63	2,26
2	0,88	0,14	0,16	0,54	2,49
3	1,06	0,16	0,04	0,39	2,49
4	0,92	0,11	(0,17)	0,42	2,43
5	0,84	0,10	(0,33)	0,47	2,40
6	0,72	0,07	(0,48)	0,49	2,40
7	0,62	0,05	(0,61)	0,51	2,38
8	0,52	0,03	(0,74)	0,52	2,36
9	0,44	0,02	(0,86)	0,54	2,34
10	0,36	0,00	(0,96)	0,55	2,32

Cholesky Ordering: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA

VEC Decomposição Variância Amostra Red. – Moeda Local

Variance Decomposition of X0A_BRA:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	17,96	100,00	-	-	-	-
2	25,15	97,59	0,05	0,01	0,08	2,27
3	31,63	96,27	0,07	0,29	0,25	3,11
4	37,02	95,32	0,11	0,30	0,24	4,03
5	41,67	94,89	0,14	0,27	0,25	4,44
6	45,75	94,60	0,17	0,23	0,27	4,73
7	49,40	94,39	0,19	0,20	0,28	4,93
8	52,71	94,21	0,22	0,18	0,30	5,09
9	55,75	94,05	0,24	0,18	0,32	5,22
10	58,57	93,90	0,26	0,19	0,34	5,32

Variance Decomposition of X0B_ARG:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	5,89	17,51	82,49	-	-	-
2	8,54	17,92	80,86	0,18	0,02	1,01
3	10,87	18,78	79,04	0,55	0,02	1,61
4	12,78	19,26	78,04	0,58	0,03	2,09
5	14,42	19,51	77,57	0,54	0,03	2,35
6	15,87	19,49	77,48	0,47	0,03	2,53
7	17,16	19,34	77,58	0,40	0,03	2,65
8	18,34	19,08	77,80	0,36	0,02	2,74
9	19,42	18,77	78,08	0,33	0,02	2,80
10	20,43	18,43	78,38	0,33	0,02	2,84

Variance Decomposition of X0C_CHI:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	2,55	17,57	9,65	72,78	-	-
2	3,59	20,01	8,14	69,32	0,16	2,37
3	4,44	23,31	7,64	65,89	0,15	3,01
4	5,04	24,99	7,47	63,68	0,15	3,72
5	5,51	25,97	7,46	62,23	0,13	4,21
6	5,87	26,53	7,55	61,14	0,12	4,66
7	6,15	26,85	7,70	60,30	0,11	5,04
8	6,37	27,03	7,89	59,60	0,10	5,38
9	6,54	27,10	8,10	59,00	0,10	5,70
10	6,67	27,11	8,33	58,46	0,10	5,99

Variance Decomposition of X0D_EUR:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	1,98	24,95	4,94	3,56	66,55	-
2	2,80	25,99	4,43	2,96	55,00	11,62
3	3,46	26,50	4,00	4,26	49,47	15,76
4	3,97	27,35	3,77	4,32	46,91	17,65
5	4,43	27,87	3,63	4,12	45,74	18,64
6	4,83	27,94	3,52	3,85	45,30	19,39
7	5,19	27,81	3,44	3,56	45,19	19,99
8	5,52	27,57	3,37	3,29	45,30	20,48
9	5,82	27,26	3,31	3,03	45,53	20,87
10	6,10	26,92	3,26	2,79	45,84	21,20

Variance Decomposition of X0E_EUA:

Period	S.E.	X0A_BRA	X0B_ARG	X0C_CHI	X0D_EUR	X0E_EUA
1	2,72	23,66	1,93	0,05	5,40	68,96
2	3,83	17,14	1,09	0,20	4,69	76,88
3	4,71	16,44	0,84	0,14	3,79	78,79
4	5,40	15,38	0,68	0,21	3,50	80,23
5	6,00	14,44	0,57	0,47	3,46	81,06
6	6,54	13,37	0,50	0,94	3,48	81,72
7	7,03	12,34	0,43	1,58	3,53	82,12
8	7,49	11,36	0,38	2,38	3,61	82,27
9	7,92	10,45	0,34	3,30	3,69	82,22
10	8,34	9,62	0,31	4,32	3,77	81,98

Cholesky Ordering: X0A_BRA X0B_ARG X0C_CHI X0D_EUR X0E_EUA

VEC Estimates – Amostra Reduzida - Moeda USD

Vector Error Correction Estimates
Date: 09/18/08 Time: 01:23
Sample: 1/01/2007 6/27/2008
Included observations: 390
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating E	CointEq1
X1A_BRA(-1)	1
X1B_ARG(-1)	2,043311
	-3,12366
	[0.65414]
X1C_CHI(-1)	6,49255
	-2,5629
	[2.53328]
X1D_EUR(-1)	1,689126
	-3,47813
	[0.48564]
X1E_EUA(-1)	2,386768
	-2,86747
	[0.83236]
C	-3311,749
	-774,205
	[-4.27761]

Error Correctio	D(X1A_BRA)	D(X1B_ARG)	D(X1C_CHI)	D(X1D_EUR)	D(X1E_EUA)
CointEq1	-0,001609	-0,001474	-0,002983	0,000123	-0,003457
	-0,00749	-0,00065	-0,0011	-0,00092	-0,00092
	[-0.21479]	[-2.25687]	[-2.71303]	[0.13357]	[-3.77227]
D(X1A_BRA(-1	-0,097879	-0,003135	0,018166	-0,007622	-0,019444
	-0,07021	-0,00612	-0,01031	-0,00862	-0,00859
	[-1.39403]	[-0.51197]	[1.76243]	[-0.88443]	[-2.26360]
D(X1A_BRA(-2	0,076237	0,00331	0,022295	0,002792	0,012327
	-0,07102	-0,00619	-0,01043	-0,00872	-0,00869
	[1.07348]	[0.53432]	[2.13856]	[0.32026]	[1.41879]
D(X1B_ARG(-1	-0,438904	0,005207	-0,133339	0,013926	-0,154176
	-0,69967	-0,06102	-0,10271	-0,08588	-0,0856
	[-0.62730]	[0.08533]	[-1.29822]	[0.16216]	[-1.80116]
D(X1B_ARG(-2	0,212645	0,039928	0,017807	0,029845	0,054223
	-0,6998	-0,06103	-0,10273	-0,0859	-0,08561
	[0.30387]	[0.65419]	[0.17334]	[0.34745]	[0.63334]
D(X1C_CHI(-1)	0,076795	0,047871	-0,004936	0,003418	0,105762
	-0,43757	-0,03816	-0,06423	-0,05371	-0,05353
	[0.17550]	[1.25437]	[-0.07684]	[0.06364]	[1.97564]
D(X1C_CHI(-2)	0,29271	0,037223	0,055757	0,094075	-0,005126
	-0,43697	-0,03811	-0,06415	-0,05364	-0,05346
	[0.66986]	[0.97670]	[0.86922]	[1.75396]	[-0.09588]
D(X1D_EUR(-1	-0,873932	-0,044886	-0,237833	-0,334076	-0,110842
	-0,55347	-0,04827	-0,08125	-0,06793	-0,06771
	[-1.57901]	[-0.92987]	[-2.92726]	[-4.91760]	[-1.63697]
D(X1D_EUR(-2	0,256107	0,002758	-0,03209	-0,08241	-0,102044
	-0,5223	-0,04555	-0,07667	-0,06411	-0,0639
	[0.49034]	[0.06055]	[-0.41854]	[-1.28546]	[-1.59695]
D(X1E_EUA(-1	2,642141	0,116329	0,332447	0,557033	0,10812
	-0,47959	-0,04183	-0,0704	-0,05887	-0,05867
	[5.50917]	[2.78111]	[4.72210]	[9.46264]	[1.84273]
D(X1E_EUA(-2	0,424589	0,033041	0,063672	0,153626	0,108593
	-0,51784	-0,04516	-0,07602	-0,06356	-0,06335
	[0.81993]	[0.73158]	[0.83761]	[2.41699]	[1.71411]
R-squared	0,092948	0,057656	0,119906	0,229119	0,107665
Adj. R-squarec	0,069015	0,032792	0,096685	0,208779	0,08412
Sum sq. resids	181640,3	1381,701	3914,25	2736,592	2718,684
S.E. equation	21,89206	1,909358	3,213695	2,68711	2,678303
F-statistic	3,883701	2,31885	5,163595	11,26455	4,572819
Log likelihood	-1751,395	-800,0461	-1003,101	-933,3088	-932,0285
Akaike AIC	9,037924	4,159211	5,20052	4,842609	4,836044
Schwarz SC	9,14979	4,271077	5,312385	4,954475	4,947909
Mean depende	0,857012	-0,097505	-0,040908	-0,106683	-0,245138
S.D. depender	22,68899	1,941455	3,38131	3,020902	2,798598

Determinant resid covariance	222050,3
Determinant resid covariance	192452,9
Log likelihood	-5139,613
Akaike information criterion	26,66981
Schwarz criterion	27,29016

VEC Função Impulso-Resposta Amostra Red. – Moeda USD

Response of X1A_BRA:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	21,89	-	-	-	-
2	21,35	(0,34)	(0,20)	(0,60)	6,10
3	23,07	(0,14)	1,26	0,03	5,88
4	22,91	(0,43)	0,39	(0,73)	6,97
5	22,58	(0,53)	0,53	(0,61)	6,52
6	22,13	(0,65)	0,10	(0,68)	6,40
7	21,62	(0,72)	(0,06)	(0,65)	6,13
8	21,12	(0,80)	(0,29)	(0,65)	5,91
9	20,66	(0,88)	(0,48)	(0,64)	5,68
10	20,21	(0,95)	(0,67)	(0,63)	5,47

Response of X1B_ARG:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	0,87	1,70	-	-	-
2	0,90	1,75	0,08	(0,05)	0,26
3	1,00	1,80	0,17	(0,04)	0,30
4	0,94	1,77	0,12	(0,09)	0,33
5	0,88	1,75	0,09	(0,09)	0,29
6	0,79	1,74	0,04	(0,09)	0,25
7	0,69	1,72	0,00	(0,09)	0,21
8	0,60	1,71	(0,04)	(0,09)	0,17
9	0,52	1,69	(0,07)	(0,08)	0,12
10	0,44	1,68	(0,11)	(0,08)	0,09

Response of X1C_CHI:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	1,61	0,82	2,66	-	-
2	1,81	0,54	2,46	(0,35)	0,75
3	2,11	0,50	2,62	(0,35)	0,68
4	2,00	0,43	2,45	(0,41)	0,77
5	1,87	0,40	2,42	(0,39)	0,67
6	1,70	0,37	2,32	(0,40)	0,62
7	1,54	0,34	2,26	(0,40)	0,53
8	1,38	0,32	2,19	(0,40)	0,46
9	1,23	0,29	2,12	(0,39)	0,39
10	1,09	0,27	2,06	(0,39)	0,32

Response of X1D_EUR:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	1,52	0,51	0,63	2,06	-
2	1,56	0,54	0,47	1,63	1,29
3	1,54	0,53	0,82	1,56	1,30
4	1,54	0,46	0,65	1,46	1,32
5	1,47	0,44	0,63	1,48	1,25
6	1,38	0,43	0,57	1,49	1,21
7	1,30	0,42	0,54	1,49	1,17
8	1,21	0,40	0,50	1,49	1,13
9	1,13	0,39	0,47	1,49	1,09
10	1,06	0,38	0,44	1,49	1,06

Response of X1E_EUA:

Period	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	1,23	0,31	0,07	0,46	2,31
2	0,67	0,07	0,22	0,26	2,54
3	0,78	0,05	0,10	0,11	2,53
4	0,56	(0,02)	(0,01)	0,10	2,43
5	0,43	(0,03)	(0,09)	0,12	2,33
6	0,26	(0,06)	(0,16)	0,12	2,26
7	0,11	(0,08)	(0,22)	0,13	2,19
8	(0,03)	(0,10)	(0,28)	0,13	2,12
9	(0,16)	(0,12)	(0,33)	0,13	2,06
10	(0,29)	(0,14)	(0,39)	0,13	2,00

Cholesky Ordering: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA

VEC Decomposição Variância Amostra Red. – Moeda USD

Variance Decomposition of X1A_BRA:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	21,89	100,00	-	-	-	-
2	31,19	96,12	0,01	0,00	0,04	3,83
3	39,26	95,20	0,01	0,11	0,02	4,66
4	46,00	94,16	0,02	0,08	0,04	5,69
5	51,66	93,75	0,02	0,08	0,05	6,11
6	56,57	93,48	0,03	0,06	0,05	6,37
7	60,88	93,33	0,04	0,06	0,06	6,52
8	64,72	93,23	0,05	0,05	0,06	6,60
9	68,18	93,18	0,06	0,05	0,06	6,64
10	71,34	93,15	0,08	0,06	0,07	6,66

Variance Decomposition of X1B_ARG:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	1,91	20,65	79,35	-	-	-
2	2,75	20,56	78,43	0,08	0,03	0,90
3	3,46	21,35	77,01	0,31	0,03	1,30
4	4,01	21,36	76,60	0,31	0,07	1,65
5	4,48	20,99	76,88	0,29	0,09	1,74
6	4,87	20,31	77,58	0,25	0,11	1,74
7	5,22	19,47	78,51	0,22	0,13	1,67
8	5,53	18,56	79,52	0,20	0,14	1,58
9	5,81	17,61	80,56	0,20	0,15	1,48
10	6,06	16,68	81,58	0,21	0,15	1,37

Variance Decomposition of X1C_CHI:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	3,21	25,13	6,48	68,39	-	-
2	4,54	28,48	4,64	63,54	0,60	2,74
3	5,73	31,50	3,67	60,91	0,76	3,15
4	6,61	32,78	3,17	59,38	0,96	3,70
5	7,34	33,14	2,88	59,07	1,07	3,85
6	7,93	33,04	2,68	59,20	1,17	3,91
7	8,42	32,64	2,55	59,68	1,26	3,87
8	8,83	32,09	2,44	60,33	1,35	3,78
9	9,19	31,45	2,36	61,09	1,43	3,67
10	9,50	30,75	2,29	61,90	1,51	3,55

Variance Decomposition of X1D_EUR:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	2,69	32,19	3,59	5,54	58,68	-
2	3,80	32,83	3,79	4,30	47,57	11,50
3	4,69	32,49	3,79	5,92	42,47	15,33
4	5,37	32,92	3,62	5,97	39,77	17,72
5	5,95	33,01	3,51	5,98	38,65	18,85
6	6,44	32,76	3,44	5,89	38,29	19,62
7	6,87	32,34	3,38	5,79	38,35	20,14
8	7,25	31,82	3,35	5,68	38,64	20,52
9	7,59	31,24	3,32	5,56	39,10	20,79
10	7,90	30,62	3,29	5,44	39,67	20,98

Variance Decomposition of X1E_EUA:

Period	S.E.	X1A_BRA	X1B_ARG	X1C_CHI	X1D_EUR	X1E_EUA
1	2,68	21,12	1,31	0,07	2,90	74,61
2	3,77	13,80	0,70	0,38	1,94	83,18
3	4,61	12,12	0,48	0,30	1,35	85,75
4	5,24	10,51	0,37	0,24	1,08	87,80
5	5,75	9,28	0,31	0,22	0,94	89,24
6	6,19	8,19	0,28	0,26	0,86	90,42
7	6,57	7,30	0,26	0,34	0,80	91,31
8	6,92	6,59	0,26	0,47	0,76	91,92
9	7,23	6,09	0,27	0,64	0,73	92,28
10	7,52	5,77	0,28	0,86	0,70	92,38

Cholesky Ordering: X1A_BRA X1B_ARG X1C_CHI X1D_EUR X1E_EUA

Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura
Baixar livros de Literatura de Cordel
Baixar livros de Literatura Infantil
Baixar livros de Matemática
Baixar livros de Medicina
Baixar livros de Medicina Veterinária
Baixar livros de Meio Ambiente
Baixar livros de Meteorologia
Baixar Monografias e TCC
Baixar livros Multidisciplinar
Baixar livros de Música
Baixar livros de Psicologia
Baixar livros de Química
Baixar livros de Saúde Coletiva
Baixar livros de Serviço Social
Baixar livros de Sociologia
Baixar livros de Teologia
Baixar livros de Trabalho
Baixar livros de Turismo