Análise de Integração Financeira entre o Mercado Acionário Brasileiro e o Argentino: Uma Abordagem Dinâmica

(Financial Integration Analysis Between the Brazilian and the Argentinian Stock Market: A Dynamic Approach)

Martin Pontuschka*

Marcelo Scherer Perlin**

Resumo

Neste artigo buscamos verificar a dinâmica da integração financeira entre as séries temporais do índice acionário brasileiro e argentino. Para isto, estimamos um modelo de estado de espaço através do filtro de Kalman, que permite a observação da dinâmica da integração financeira ao longo do tempo. Seguimos a proposta de Haldane e Hall (1991), que sugerem um modelo de espaço de estado para observar convergência entre diferentes séries temporais. Ao estimar o modelo conseguimos observar momentos de convergência e momentos de divergência entre o mercado acionário brasileiro e o argentino ao longo dos anos entre 1987 e 2014. Uma importante evidência foi a observação de divergência entre os índices acionários regionais em momentos de crise nos mercados internacionais. Ou seja, nos momentos de maior estresse nos mercados financeiros, o índice acionário brasileiro apresentou maior convergência em relação aos mercados internacionais do que em relação ao mercado argentino. Esta evidência está de acordo com Manning (2002), o qual verificou o mesmo efeito nos mercados acionários asiáticos durante a crise de 1997.

Palavras-chave: integração financeira, modelo de estado de espaço, filtro de Kalman.

Código JEL: C58.

Submetido em 15 de dezembro de 2015. Reformulado em 13 de junho de 2016. Aceito em 21 de julho de 2016. Publicado on-line em 27 de abril de 2017. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Márcio Laurini.

* Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail- martin.pontuschka@ufrgs.br

** Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail- marcelo.perlin@ufrgs.br.

Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 14, No. 3, July 2016, pp. 353–374

ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146

©2016 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license - <http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

Abstract

In this article we seek to verify the dynamics of financial integration between the Brazilian and the Argentinian stock index. We estimate a state space model by Kalman filter, which allowed the observation of the dynamics of the financial integration over time. We follow the proposal of Haldane and Hall (1991) and from the estimation of the model we observe the convergence and divergence between the Brazilian and Argentinian stock markets over the years 1987 and 2014. An important evidence was the observation of divergence between regional stock indexes in times of crisis in the international markets. That is, at moments of stress in financial markets, the Brazilian stock index showed greater convergence towards international markets than in relation to the Argentinian market. This evidence is in line with Manning (2002) that found the same effect in Asian equity markets during the 1997 crisis.

Keywords: financial integration, state space model, Kalman filter.

1. Introdução

O tema central deste artigo é a análise do nível de integração entre o mercado acionário brasileiro e o argentino. Integração financeira é o processo pelo qual os mercados financeiros em uma economia se tornam mais integrados com os mercados de outras partes do mundo. Isto implica um aumento no fluxo de capital, e uma tendência de aproximação nos preços e retornos dos ativos financeiros negociados em diferentes países (BROUWER, 2005).

Segundo Jorion e Schwartz (1986), em um mercado completamente integrado, ativos com o mesmo risco possuem retornos esperados iguais, independentemente do local em que estes ativos são negociados. Neste caso, risco deve estar associado com a exposição a algum fator global comum. Dessa forma, em um mercado segmentado esperamos que a covariância do ativo com o fator global tenha pouca habilidade para explicar seu retorno esperado (BEKAERT e HARVEY, 1995).

A questão da integração financeira tem importantes implicações para toda a economia. Por um lado, uma maior integração financeira possibilita alocação mais eficiente de capital, proporciona liquidez, e auxilia na estabilização dos mercados. Por outro lado, em um contexto de rápida mobilidade de capital, um alto número de interligações entre os mercados pode intensificar o efeito contágio nos mercados financeiros. Dessa forma, a instabilidade financeira de um mercado pode ser transmitida para outros de forma mais rápida (BEINE et al., 2010), o que demonstra a importância do estudo da dinâmica da integração.

Avanços tecnológicos vêm reduzindo os custos das transações por entre fronteiras para todos os setores da economia. Com o desenvolvimento da internet, da utilização de negociações em alta frequência, e com a criação de novos derivativos financeiros, nunca na história houve tanta facilidade para o fluxo de capital entre diferentes países. A literatura recente evidencia que estes fatores contribuem para o aumento da integração financeira entre os diferentes mercados (HERRING, 1994; KEARNEY e LUCEY, 2004; YU et al., 2010).

No cerne da análise de integração financeira entre mercados acionários está o conceito de comovimentos, convergência, ou interdependência. Podemos investigar o nível de interdependência entre mercados acionários de diferentes países ao analisar a relação entre as séries temporais dos índices de ações destes países. Se dois índices de ações apresentam interdependência, podemos esperar que seus níveis se movimentem de maneira semelhante no longo prazo. Segundo Kearney e Lucey (2004), cointegração apresenta um apelo intuitivo para os pesquisadores de integração financeira pois, segundo Bernard (1991), a condição necessária para a verificação de integração completa é a existência de $n-1$ vetores de cointegração em um sistema de n índices. Stock e Watson (1988) argumentam que o modelo de fatores comuns está intimamente ligado ao conceito de cointegração. Os autores demonstram que se um conjunto de séries cointegram, é porque compartilham tendências estocásticas comuns. Se observarmos $n-1$ vetores de cointegração em um sistema de n índices, é o mesmo que verificar que esses índices compartilham apenas uma tendência comum e que, portanto, são completamente integrados.

Corhay (1993), buscou verificar a existência de tendências estocásticas comuns no mercado acionário europeu. Utilizando testes de cointegração com base nos preços de fechamento dos cinco principais índices europeus amostrados a cada duas semanas no período entre 1975 e 1991, o autor verificou evidências de relação de longo prazo entre os ativos analisados. Chan et al. (1997) realizou testes de cointegração entre os mercados acionários de 18 diferentes nações em um período de tempo que se estende de 1961 até 1992. Para pesquisar a integração financeira o autor dividiu a amostra em quatro períodos relevantes, de forma a verificar se as relações de cointegração se alteraram ao longo do tempo. O autor verificou no período pré-crise de 1987 um aumento no número de vetores de cointegração existentes. Entretanto o autor constatou apenas um pequeno número de índices cointegrados durante todo o período

analisado. Por conta da segmentação verificada, ele conclui que os mercados ofereceram boas possibilidades de diversificação de risco.

Matos et al. (2011) busca verificar o nível de convergência dos mercados acionários globais. A amostra utilizada foi composta por dados mensais de 36 diferentes índices acionários durante o período de janeiro de 1998 até dezembro de 2007. Baseando-se na metodologia semi-paramétrica de Phillips e Sul (2007), os autores evidenciaram a existência de uma integração financeira apenas parcial, onde três grupos foram formados cujas composições pareciam apresentar padrões macroeconômicos, geográficos e financeiros. Ao analisar a integração e contágio entre os mercados acionários sul americanos, Matos et al. (2014) verifica a existência de uma relação de longo prazo com base na existência de cinco tendências estocásticas comuns entre os índices acionários de Brasil, Colômbia, Argentina, Venezuela, Peru e Chile. Os autores utilizaram uma amostra que se estende de janeiro de 1998 a novembro de 2010 composta por observações amostradas na frequência mensal. Na análise de ciclos comuns os autores identificaram uma forte preeminência para o índice acionário peruano que apresentou forte poder preditivo em relação aos outros ciclos individuais.

Ao realizar uma extensão amostral de seu estudo, Matos et al. (2014) incluíram o índice acionário norte americano à análise. Apesar de identificar uma relação de longo prazo entre este índice e os índices acionários sul americanos, os autores verificaram que o mercado acionário norte americano não é estatisticamente relevante para a previsão do ciclo comum e dos ciclos individuais. Dessa forma, eles inferiram que o sistema financeiro norte americano não parece ser o responsável pelo contágio evidenciado na América do Sul.

Segundo Kearney e Lucey (2004) uma fraqueza nos estudos mencionados acima é que o foco está na verificação de uma relação estática de longo prazo. Entretanto, o autor salienta que os trabalhos seminais de Campbell (1987), Harvey (1989, 1991), e Bekaert and Harvey (1995) mostraram que o prêmio de risco em ações varia ao longo do tempo. Dessa forma, qualquer tentativa de modelar a integração entre os mercados sem levar em conta essa variação ao longo do tempo poderá apresentar resultados duvidosos.

A metodologia de Haldane e Hall (1991) pode ser utilizada para verificar a existência de convergência entre os mercados acionários através da análise da variação comum entre os índices acionários de uma certa região em relação a um mercado externo. Serletis e King (1997)

usando dados trimestrais de diferentes mercados acionários, analisaram a questão da integração financeira através de duas formas. A primeira através de testes de cointegração, e a segunda através da metodologia proposta por Haldane e Hall (1991). Dessa forma, os autores buscaram verificar se esteve ocorrendo convergência entre os mercados acionários europeus. Para isto, o mercado norte americano foi considerado como o mercado externo. Os autores argumentam que embora os testes de cointegração tenham verificado a existência de algumas tendências estocásticas comuns, essa metodologia não é capaz de analisar a dinâmica da convergência. Através da utilização do filtro de Kalman foram encontradas evidências de que as ligações entre os mercados europeus estão se intensificando, entretanto, esta convergência ainda está em processo de ser atingida.

Manning (2002), utilizou a mesma metodologia de Serletis e King (1997) mas analisou a questão da convergência nos mercados asiáticos. Da mesma forma, o autor verificou a existência de diferentes tendências comuns movimentando os índices asiáticos através de testes de cointegração. Através da utilização do filtro de Kalman o autor verificou períodos de convergência e períodos de divergência entre os mercados asiáticos ao longo do período observado que se estendeu de 1988 até 1999. Durante a maior parte do tempo os mercados asiáticos convergiram, entretanto, no período a partir da crise asiática de 1997 alguns destes mercados divergiram, ou seja, convergiram com o mercado externo (EUA).

Para o caso de países emergentes, Moretti e Mendes (2005) buscaram verificar se a estrutura de dependência entre alguns países latino americanos se modifica ao se retirar a influência exercida pelo mercado acionário norte americano. Para isso, os autores utilizaram dois modelos com erros GARCH (1,1) e distribuição condicional de *t-student*. Eles verificaram que a interdependência entre os mercados latino americanos é menor após a retirada da influência do mercado norte americano. Concluindo, portanto, que a parcela da relação entre os mercados latino americanos é resultado da influência do mercado norte americano.

Porém, existe uma forte dependência econômica entre os países da América Latina. Em uma escala global, o Brasil foi o vigésimo quinto país com o maior valor de exportações no ano de 2015, somando 191 bilhões de dólares em produtos exportados. Desse montante, 12,8 bilhões foram

exportados para a Argentina¹, o qual é o principal parceiro econômico do Brasil na América Latina e o terceiro principal destino das exportações brasileiras. O montante exportado só foi menor do que o destinado à China e aos Estados Unidos.

Em comparação global, a Argentina já esteve na primeira posição no *ranking* de importações do Brasil, entretanto, de 2011 a 2015, o nível de importações caiu mais de 40%, tornando a Argentina o terceiro maior importador de produtos brasileiros atualmente. Entretanto, a dependência econômica argentina é ainda maior em relação ao Brasil. Dos 56,7 bilhões de dólares exportados pelo país em 2015, mais de 18% foram destinados ao Brasil, o que coloca o país vizinho como o principal destino de produtos argentinos².

Dessa forma, por conta dos valores significativos de capital sendo transferidos de um lado da fronteira para o outro, a relação de interdependência entre Brasil e Argentina possui forte apelo econômico. Este estudo se justifica, portanto, ao analisar a dinâmica da relação de integração financeira entre os índices acionários do Brasil e da Argentina. Diversos acontecimentos influenciaram a integração entre estes dois mercados nas últimas décadas. A possibilidade de analisar a dinâmica da integração financeira entre os países através da metodologia baseada em Haldane e Hall (1991) nos permite verificar o impacto que acontecimentos relevantes tiveram na relação entre os índices acionários destes dois países. Uma análise para verificar a convergência entre o índice acionário brasileiro e o argentino é oportuna, pois possibilita que se verifique quais foram os efeitos que fatos como a criação do Mercosul, mudanças nas políticas monetárias dos países, ou até mesmo a crise financeira de 2008, tiveram sobre a relação entre os índices acionários destes dois países.

A análise da integração financeira entre diferentes países é importante tanto para os *policy makers* quanto para os participantes do mercado. Por um lado, os *policy makers* podem propor e verificar medidas que estimulem a integração dos mercados de forma a aumentar a eficiência e estabilidade da economia regional. Por outro lado, a análise da correlação entre os ativos financeiros globais é acompanhada pelos

¹ Todas as informações da relação de comércio exterior entre Brasil e Argentina foram extraídas do site do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio <http://www.mdic.gov.br/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior> (acesso em 02/07/2016)

² <http://atlas.media.mit.edu/en/profile/country/arg/> (acesso em 02/07/2016)

gestores de fundos com o propósito de diversificação do risco de suas carteiras. Entender o comportamento e a variação da integração financeira ao longo do tempo possibilitaria a estes gestores uma melhor atuação preventiva com relação à possibilidade de variações nas relações entre os ativos.

Dessa forma, o objetivo geral deste artigo será analisar o processo de integração financeira entre o mercado acionário brasileiro e o argentino. Para isso, seguiremos a metodologia proposta por Haldane e Hall (1991) e tentaremos identificar a relação de convergência entre os dois mercados acionários ao longo do tempo através de modelos estimados por meio do filtro de Kalman.

Os resultados da pesquisa mostram que a integração entre os índices acionários dos dois países é claramente dinâmica, com mudanças significativas em sua intensidade ao longo do tempo. Esta informação coloca em xeque o uso de abordagens estáticas para o estudo da integração entre os países latino americanos. Uma análise mais aprofundada dos dados mostra também que a integração financeira é mais forte em relação ao mercado de referência, neste caso EUA, em períodos de crise no mercado financeiro internacional. Ou seja, os benefícios da diversificação internacional de um portfólio são minimizados em momentos de uma crise global dado que a correlação entre os índices dos países aumenta.

2. Metodologia

2.1. Análise de convergência em séries temporais através do filtro de Kalman

A ideia de convergência em séries temporais sugere que a diferença entre duas séries deve se tornar consideravelmente pequena ou deve convergir para uma constante c conforme o tempo passa, de forma que $\lim_{k \rightarrow \infty} E(X_{t+k} - Y_{t+k}) = c$, onde X e Y são duas séries temporais. Se esperamos que essa convergência aconteça de forma gradual, precisaremos de uma forma de medida que descreva a dinâmica do processo ao longo do tempo. O método de Haldane e Hall (1991) baseado na estimação por filtro de Kalman é um método proposto para verificar a dinâmica deste processo ao longo do tempo. O procedimento propõe um modelo de estado de espaço que tem por objetivo expressar um sistema dinâmico que envolve a utilização de componentes de estados não observáveis e uma variável explicativa. Com o objetivo de observar a

convergência entre séries temporais de índices acionários, iremos propor o seguinte modelo:

$$\ln X_{AR,t} - \ln X_{BR,t} = \alpha_t + \beta_t (\ln X_{AR,t} - \ln X_{EUA,t}) + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2) \quad (2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \mu_t, \quad \mu_t \sim NID(0, \sigma_\mu^2) \quad (3)$$

Onde $X_{AR,t}$ é a série temporal do índice argentino, $X_{BR,t}$ é a série temporal do índice brasileiro, e $X_{EUA,t}$ é a série temporal do índice norte americano, que como podemos ver será considerado o mercado externo na nossa análise de convergência. É importante ressaltar que em outras pesquisas que utilizaram a metodologia de Haldane e Hall (1991) para verificar integração financeira, o índice acionário norte americano também foi utilizado como o mercado externo. A equação (1) é conhecida como equação das medidas ou equação das observações, esta equação descreve a relação entre as variáveis observadas (dados) e as variáveis não observáveis (KIM e NELSON, 1999). As equações (2) e (3) são conhecidas como as equações dos estados, elas descrevem a dinâmica dos parâmetros variáveis em (1). Nas equações, assumimos que os distúrbios ε_t , ξ_t , e μ_t são independentes, não correlacionados entre si, e normalmente distribuídos.

Na primeira equação, α_t é uma constante estocástica que remove toda a influência de variáveis externas sobre a diferença do *log* do índice acionário argentino e o brasileiro a não ser aquela resultante dos movimentos na diferença entre o *log* do índice acionário argentino e o norte americano. Esse componente tem a sua dinâmica descrita na equação (2) através de uma *random walk*, ou seja, permite-se que esse componente varie ao longo do tempo, e que seu estado no momento t dependa de seu estado no momento $t-1$ mais um distúrbio aleatório. O coeficiente β_t é o componente de estado que descreve a relação dinâmica entre as variáveis observadas. Ou seja, descreve a relação do mercado brasileiro com o mercado argentino e o norte americano ao longo do tempo. Na equação (3), observamos que seu estado no tempo t depende do seu estado no tempo $t-1$ mais um distúrbio aleatório de forma que a relação entre as variáveis pode variar ao longo do tempo. A possibilidade de observar a dinâmica deste componente ao longo do tempo é o que torna atrativa a utilização deste modelo de estado de espaço.

Na análise baseada na metodologia de Haldane e Hall (1991), se β_t apresentar tendência em direção ao valor zero, consideramos que os mercados acionários regionais estão convergindo em relação ao mercado externo, no nosso caso, o mercado acionário norte americano. Se os valores de β_t se afastarem de zero, entendemos que naquele período os mercados estão divergindo, ou seja, o mercado brasileiro está convergindo com o mercado norte americano. Uma fraqueza da metodologia de Haldane e Hall (1991) é que a convergência é sempre observada com relação a outro mercado. Dessa forma, se selecionarmos diferentes índices como o mercado externo, poderemos obter diferentes inferências em relação à convergência entre os mercados acionários analisados. O modelo proposto, escrito no formato de estado de espaço é descrito a seguir:

$$\ln X_{AR,t} - \ln X_{BR,t} = [1 \ \ln X_{AR,t} - \ln X_{EUA,t}] \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{t-1} \\ \beta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_t \\ \mu_t \end{bmatrix}$$

Nas equações dos estados, α_t e β_t são os parâmetros desconhecidos e precisam ser estimados através do filtro de Kalman. Neste artigo utilizamos apenas a versão do modelo onde os coeficientes variáveis no tempo se comportam de acordo com uma *random walk* pois, buscamos seguir a metodologia de Haldane e Hall (1991), a qual utiliza apenas esta versão do modelo.

Segundo Kim e Nelson (1999), o filtro de Kalman é um procedimento recursivo para computar a estimativa ótima dos componentes não observáveis no modelo de espaço de estados. Dependendo do conjunto de informações utilizados nestas estimativas, teremos a filtragem básica ou a suavização. Na filtragem, as estimativas dos componentes se baseiam nas informações disponíveis até o tempo t . Na suavização, a estimativa para estes componentes se baseia em toda informação disponível na amostra utilizada. Dessa forma, após o processo de filtragem, a direção é invertida, o algoritmo começa na última observação e caminha para trás, buscando a melhor estimativa para cada instante de tempo. Portanto, no procedimento suavizado, as estimativas dos parâmetros são as seguintes:

$$E(\alpha_t|T) \text{ e } E(\beta_t|T) \quad (5)$$

Ou seja, os componentes serão estimados dado a informação disponível até a última observação da amostra, T . Neste artigo iremos nos basear nas estimativas suavizadas pois queremos inferir a respeito do caminho traçado pelos componentes não observáveis ao longo do tempo. Neste caso é desejável utilizar a informação até o instante T para aprimorar as inferências em relação aos valores históricos que os vetores de estados assumiram em algum ponto t particular no meio da amostra. Dessa forma, as estimativas suavizadas nos trazem uma representação mais precisa do comportamento ao longo do tempo destes componentes por levar em conta todas as observações da amostra para estimar os parâmetros em cada instante de tempo.

O caráter recursivo do filtro de Kalman faz com que os valores e distribuições dos componentes não observáveis no início da série temporal sejam desconhecidos. Segundo Commandeur e Koopman (2007), há duas maneiras de lidar com este problema. Primeiro, o pesquisador pode fornecer estes valores iniciais, baseando-se na teoria ou em alguma pesquisa anterior. Segundo, podemos partir de uma suposição da distribuição a priori dos componentes não observáveis, dado que o filtro de Kalman é atualizado a cada recursão, após alguns passos, essas escolhas iniciais seriam dominadas pelos dados. Dessa forma, se possuímos um tamanho de amostra relativamente grande, podemos supor uma distribuição difusa para os componentes não observáveis e esperar que após algumas recursões os valores se ajustem aos dados. Este será o procedimento adotado nesta pesquisa.

Para estimar o modelo utilizaremos o pacote STAMP™ que faz parte do software OxMetrics™. As otimizações serão realizadas através do algoritmo EM. Este algoritmo é um procedimento recursivo para obter as estimações por máxima verossimilhança dos componentes desconhecidos no modelo de estado de espaço. Maiores detalhes sobre esta aplicação podem ser encontrados em Koopman (1993).

3. Resultados

3.1. Dados

Nesta pesquisa utilizaremos os índices obtidos através do MSCI. A opção de utilizar a base de dados do MSCI³ se deu pela possibilidade de obtenção de índices para cada país com os valores em dólares para um

³ www.msci.com (acesso em 01/08/2015)

longo período de tempo. As séries analisadas nesta pesquisa são as seguintes: BRAZIL Standard (Large+Mid Cap), USA Standard (Large+Mid Cap) e ARGENTINA Standard (Large+Mid Cap). Todas as séries estão na frequência de dados mensal, e o período da amostra se estende de dezembro de 1987 até setembro de 2014, o que totaliza 317 observações para cada série temporal analisada.

Optamos pela utilização da base de dados do MSCI por conta da grande relevância destes índices no âmbito internacional através da crescente liquidez dos ETFs⁴ baseados nos índices do MSCI. Do ponto de vista do investidor internacional é muito mais acessível alocar os recursos em ETFs do que no índice acionário nominal. O investimento em um índice acionário de um país através de contratos futuros, ou através da compra dos ativos que compõem o índice, gera custos muito superiores aos da alocação dos recursos no ETF representativo e também apresenta um tracking error visto ser impraticável mimetizar um índice acionário perfeitamente. Outro fato importante é que os efeitos da inflação já foram levados em conta devido à dolarização dos índices do MSCI.

Portanto, a análise dos índices do MSCI permite observar a integração financeira entre índices acionários de forma relevante do ponto de vista de um investidor internacional. Apesar disso, acreditamos que o tracking error entre as variações nos índices do MSCI e os índices acionários nominais deflacionados dos diferentes países deverá ser muito pequeno, não inviabilizando a análise de integração financeira por nenhuma das duas formas.

Na tabela 1, vemos algumas propriedades das séries temporais analisadas em retornos logarítmicos. Observamos que a série norte americana apresenta variância bem menor que as séries dos mercados acionários brasileiro e argentino, entretanto, os retornos logarítmicos médios são relativamente próximos nas três séries.

4

https://www.msci.com/resources/pdfs/Exchange_Traded_Products_Based_on_MSCI_Indices.pdf (acesso em 14/07/2016)

Tabela 1

Análise descritiva dos retornos logarítmicos das séries temporais.

	Argentina	Brasil	EUA
Média	0,0016	0,0016	0,0012
Máximo	0,1108	0,1235	0,0208
Mínimo	-0,0869	-0,2187	-0,0311
Desvio Pad.	0,0222	0,0263	0,0073
Assimetria	0,5158	-1,6476	-0,6867
Curtose	8,0949	20,4909	4,4560
Observações	317	317	317

Fonte: Elaborada pelo autor.**Nota:** A tabela apresenta as estatísticas descritivas das séries de retornos logarítmicos dos índices acionários de Argentina, Brasil e Estados Unidos, que serão utilizadas para estimar o modelo de estado de espaço.

Antes de analisarmos a dinâmica dos coeficientes estocásticos do modelo precisamos analisar algumas propriedades do modelo estimado. Os testes de diagnóstico para o modelo de estado de espaço são realizados nos erros de previsão um passo à frente padronizados, ou seja, nas inovações padronizadas:

$$e_t = \frac{v_t}{\sqrt{F_t}} \quad (6)$$

Para a Equação (6), e_t é o erro de previsão um passo à frente padronizado, v_t é o erro de previsão no processo recursivo de previsão e atualização, e F_t é a variância destes erros. A tabela 2 apresenta os resultados da estimação do modelo de estado de espaço através do filtro de Kalman, e valores para os testes de diagnóstico realizados nos erros de previsão um passo à frente padronizados.

Tabela 2

Testes de especificação do modelo

Estatística	Valor
Log-Likelihood	633,709
PEV	0,01734
DW	1,99091
Q(12,11)	15,844
Q(24,23)	28,812
R^2	0,95
R_d^2	0,42
H(105)	0,11*
DH	195,96*

*Significante ao nível de 1%

Fonte: Elaborada pelo autor.

Notas: A tabela apresenta os valores dos testes de especificação realizados para verificar o ajuste do modelo de estado de espaço estimado através do filtro de Kalman para verificar a integração financeira entre o índice acionário brasileiro e o argentino.

Na tabela 2, PEV é a variância do erro de previsão um passo à frente, DW é o teste de Durbin-Watson, a estatística Q de Ljung-Box (Q(P,q)) é utilizada para verificar a ocorrência de autocorrelação nas P primeiras autocorrelações residuais e é distribuído aproximadamente por χ_q^2 . R^2 é o coeficiente de determinação e R_d^2 é o coeficiente de determinação definido como 1 menos a razão entre a variância estimada dos erros de previsão um passo à frente e a variância da primeira diferença das observações. R_d^2 pode ser negativo, o que indicaria um ajuste pior do que o de um modelo de random walk mais drift. O resultado para H(h) é um teste de heterocedasticidade não paramétrico que compara a variância das primeiras h observações e as últimas h observações, onde h é determinado pelo número mais próximo da divisão do total de observações na amostra por 3, este teste apresenta distribuição aproximada F(h,h). Se H(h) for maior que um, ao utilizar 5% como nível de significância, devemos comparar o resultado com o valor da distribuição F desta forma, $H(h) < F(h, h; 0.025)$, se H(h) é menor que um, usamos o recíproco que assume a seguinte forma, $1/H(h) < F(h, h; 0.025)$. DH é o teste de normalidade de Doornik-Hansen com distribuição aproximada χ_2^2 .

A normalidade e a homocedasticidade nas inovações são rejeitadas nos testes de diagnóstico, o que não chega a ser um problema para nossa proposta, visto que não pretendemos realizar inferências estatísticas em relação aos parâmetros desconhecidos. Nossa maior preocupação é em relação à presença de autocorrelação, entretanto, os testes de Durbin-Watson e Ljung-Box indicam ausência de autocorrelação nas inovações, e os coeficientes de determinação demonstram que o modelo está satisfatoriamente ajustado, principalmente pelo valor de R_d^2 ser maior que zero. Dessa forma, estimamos o modelo assim como especificado na equação (4), e na figura 1 é possível observar os valores do coeficiente estocástico da variável explicativa ao longo do tempo, ou seja, observamos o gráfico dos valores estimados de β_t ao longo do tempo.

Gráfico 1

Estimativas de beta ao longo do tempo.

Fonte: Elaborada pelo autor.

Analisando o comportamento do coeficiente da variável explicativa ao longo do tempo, observamos períodos de convergência e momentos de divergência entre as séries temporais dos índices acionários brasileiro e argentino. O primeiro momento que vale ser ressaltado é o período de consistente convergência entre os mercados que vai de 1990, onde o

coeficiente estimado foi próximo de 0,95, e vai até 1998 onde o valor estimado foi de 0,67.

Em março de 1991, foi estabelecido o tratado de Assunção, dando origem ao mercado comum conhecido como Mercosul. Abril de 1991 também foi um momento importante para a economia argentina, pois foi quando se deu início ao regime de conversibilidade entre a moeda argentina e o dólar americano, depois de uma década de inflação alta e de várias tentativas para estabilizar sua economia, este regime ajudou o país a se estabilizar economicamente. O momento turbulento no final de 1994 que ficou conhecido como a crise mexicana foi marcado pela saída de capital estrangeiro dos mercados emergentes e pânico nestes mercados de capitais (BLAINE, 1998), na figura 1 percebemos uma breve divergência entre os mercados brasileiro e argentino durante este período, e logo após a retomada na tendência de convergência.

O mês de Julho de 1994 ficou marcado pela implementação do plano Real no Brasil, o que proporcionou o início da estabilização econômica brasileira. A crescente convergência entre as séries dos dois índices acionários observada no gráfico 1 no período entre julho de 1994 e o segundo semestre de 1997, indica o momento de estabilidade e aumento nas relações econômicas entre os dois países. Este período se estende até o segundo semestre de 1997 por conta do início da crise asiática (CANUTO, 2000).

Com a chegada da crise asiática e a posterior declaração de moratória por parte da Rússia, a economia argentina, que já vinha apresentando dificuldades oriundas das desestabilizações provocadas pela crise mexicana, entra em um período de estagnação marcado por forte instabilidade monetária (BLEANEY, 2004). A declaração de moratória por parte da Rússia marca o início de um momento de divergência na figura 1 que se estende até o início de 2002 e é marcado por acontecimentos que trouxeram estresse ao mercado como o estouro da bolha tecnológica e os atentados de 11 de setembro de 2001.

O ano de 2002 é marcado por quedas nos índices acionários mundiais, mas a figura 1 sinaliza o início de um período de convergência entre os dois mercados latinos americanos. Janeiro de 2002 é marcado com o fim do regime de conversibilidade na Argentina, e em questão de meses o peso argentino que valia 1 dólar passava a valer menos de 1 terço da moeda americana (BELLO, 2002). A figura 1 sinaliza convergência entre os mercados acionários brasileiro e argentino justamente por conta de uma melhora no panorama econômico mundial. Esta convergência se

estende até o período de 2008 com o estouro da bolha imobiliária e início da crise do subprime (BORÇA JUNIOR; TORRES FILHO, 2008).

Novamente, no período de forte estresse no mercado, as duas bolsas latino americanas apresentam divergência. Desta vez, a tendência de divergência entre as séries, que se iniciou em 2008, ainda continua ocorrendo. Percebemos que a inclinação do movimento é muito parecida com a do movimento de divergência iniciado com a crise asiática e que se estendeu até início de 2002. Entretanto, essa semelhança na trajetória do coeficiente estimado retrata a semelhança entre o momento vivido no final da década de 90 e o momento atual, ambos marcados pela instabilidades em países desenvolvidos e pela fuga de capitais das economias emergentes.⁵

É importante lembrar que analisamos a convergência e a divergência entre os mercados brasileiro e argentino com relação ao mercado acionário norte americano. Portanto, os momentos de divergência no gráfico representam a verificação de convergência entre o mercado brasileiro e o mercado norte americano. Dessa forma, uma evidência verificada neste trabalho é de que em momentos de crises a integração financeira regional se torna mais fraca se comparada com a integração financeira global. Esta evidência está de acordo com os resultados de Manning (2002), o qual utilizou a mesma metodologia para os mercados asiáticos. No período marcado pela crise de 1997, o autor observou uma divergência entre os mercados regionais e convergência em relação ao mercado acionário norte americano que foi considerado como mercado externo.

O componente α_t também apresenta um comportamento dinâmico. Dessa forma, seus valores estimados ao longo do tempo são apresentados na figura 2. Esta constante estocástica apresenta os efeitos sobre a variável dependente excluídos os efeitos da variável explicativa. Não observamos convergência, em direção a zero, no valor deste componente estimado ao longo do tempo. Pelo contrário, podemos observar uma divergência destes valores principalmente na segunda metade da amostra analisada.

⁵ <http://economia.uol.com.br/noticias/bbc/2014/02/06/instabilidade-em-emergentes-sera-longa-mas-analistas-afastam-chance-de-crise.htm> (acesso em 01/08/2015)

Gráfico 2

Estimativas da constante estocástica ao longo do tempo.

Fonte: Elaborada pelo autor.

Na primeira metade da amostra os valores oscilam em torno de um valor próximo de zero, o que corrobora com a observação de convergência entre os mercados regionais durante os anos de 1990 e 1998. Entretanto, na segunda metade essa constante estocástica apresenta um movimento sistemático que pode indicar a falta de alguma variável no sistema. Não é por acaso que o ano de 2001 coincide com o ano em que a China ingressa na Organização Mundial do Comércio (OMC)⁶. O crescimento nas relações econômicas dos países analisados com a China cresce de forma muito rápida a partir deste ano. Entretanto, a mudança mais significativa ocorre para o Brasil⁷ pois, em 2000 a China não se encontrava entre os 88 maiores parceiros econômicos brasileiros, tanto na exportação como na importação, e em 2012 a China já é o maior parceiro econômico do país. A demanda chinesa por commodities brasileiras pode ser um dos efeitos que está sendo captado pela constante estocástica a partir de 2001. Como a base de dados do MSCI não apresenta dados do

⁶ http://www.wto.org/english/thewto_e/countries_e/china_e.htm (acesso em 01/08/2015)

⁷ wits.worldbank.org (acesso em 01/08/2015)

⁸ A fonte analisada, wits.worldbank.org apresentava somente os 8 maiores parceiros econômicos para cada país.

mercado acionário chinês para o período analisado, nem a algum índice de commodities, não teremos como verificar a possibilidade de influência destas variáveis no sistema proposto neste artigo.

4. Conclusões

O objetivo desta pesquisa foi verificar a dinâmica da integração financeira entre as séries temporais do índice acionário brasileiro e argentino através da metodologia proposta por Haldane e Hall (1991), onde o mercado acionário norte americano foi considerado como o mercado externo no modelo.

Verificar integração ou convergência financeira de forma geral não é uma tarefa simples. Testes estáticos tendem a verificar apenas se os mercados apresentam uma relação de integração estável durante o período analisado. Procedimentos recursivos permitem analisar a dinâmica desta relação de integração financeira. Testes recursivos de cointegração necessitam a utilização de sub-amostras, onde se supõem que a dinâmica permaneça constante dentro de cada sub-amostra. A utilização do filtro de Kalman, através de estimativas suavizadas, permite analisar o comportamento da relação de integração financeira sem a perda de informações por utilizar todas as observações presentes na amostra para estimar os coeficientes em cada instante de tempo.

Neste artigo, a integração financeira entre Brasil e Argentina foi analisada de forma relativa à integração entre os dois países e os Estados Unidos, o maior mercado financeiro global. Assim como Chan et al. (1997), Serletis e King (1997), Manning (2002) e Lahrech e Sylvester (2011) verificamos que a integração financeira entre índices acionários apresenta um caráter variável ao longo do tempo e que qualquer análise de convergência estará incompleta sem considerar esse fator. Ao observar os valores estimados para o coeficiente da variável explicativa ao longo do tempo conseguimos verificar que existem momentos de convergência e momentos de divergência entre o mercado acionário brasileiro e o argentino ao longo dos anos de 1987 e 2014. Ficou evidenciado um período de convergência entre os dois mercados latino americanos durante os anos de 1990 e 1998. Durante esse período de tempo foi constatado valores de β_t convergindo para zero e valores de α_t se mantendo próximos de zero. Os resultados para os períodos posteriores a 1998 apresentam momentos de divergência e convergência no coeficiente da variável explicativa.

Outra constatação foi a verificação de divergência entre estes índices acionários em momentos de crise nos mercados internacionais. Ou seja, nos momentos de maior estresse financeiro, o índice acionário brasileiro apresentou maior convergência em relação ao mercado acionário norte americano do que em relação ao mercado argentino. Esta evidência está de acordo com Manning (2002) que verificou o mesmo efeito nos mercados acionários asiáticos durante a crise de 1997, quando os mercados acionários locais apresentaram uma maior convergência com relação ao mercado acionário global do que entre os mercados regionais.

Matos et al.(2014) através de uma extensão amostral de seu estudo incluíram o índice acionário norte americano à análise. Os autores verificaram que o mercado acionário norte americano não é estatisticamente relevante para a previsão do ciclo comum e dos ciclos individuais. Dessa forma, eles inferiram que o sistema financeiro norte americano não parece ser o responsável pelo contágio evidenciado na América do Sul. Acreditamos que não há contradição entre os resultados evidenciados no presente artigo e os resultados inferidos em Matos et al.(2014). No presente artigo utilizamos uma abordagem dinâmica para analisar a integração financeira ao longo do tempo. Através disso evidenciamos uma maior integração dos mercados regionais com o mercado norte americano nos momentos de crise. Entretanto, essa maior integração é apenas momentânea, ou seja, na maior parte do período observado os mercados acionários argentino e brasileiro estão convergindo mais entre si do que com relação ao mercado acionário norte americano. Portanto, sugerimos que o presente artigo serve como um complemento à proposta de Matos et al.(2014) ao analisar a convergência entre os mercados acionários sul americanos de forma dinâmica.

Quando participantes do mercado, especialmente gestores de fundo, buscarem diversificação de risco ao alocar o capital em ativos de diferentes países é importante levar em conta as evidências desta pesquisa de que as correlações entre os mercados regionais e internacionais apresentam um caráter dinâmico ao longo do tempo. Devido ao êxito da presente pesquisa em observar a variação da integração financeira ao longo do tempo, seria útil também para os *policy makers* analisarem a metodologia proposta neste artigo. O intuito seria de obter um indicador do nível de convergência entre os mercados em tempo real, para assim, identificar o efeito atual de suas políticas de integração e estabilização dos mercados financeiros.

Como sugestão para futuras pesquisas fica a possibilidade de expansão da proposta para análise de convergência financeira entre o

mercado brasileiro e outros índices acionários. Uma possibilidade interessante é a utilização de uma modelagem multivariada para verificar o impacto das commodities, ou do mercado acionário chinês, dentro do sistema proposto neste artigo.

Referências

- Beine, Michel; Cosma, Antonio & Vermeulen, Robert. 2010. The dark side of global integration: Increasing tail dependence. *Journal of Banking and Finance*, **34**, 184–192.
- Bekaert, Geert & Harvey, Campbell R. 1995. Time-varying world market integration. *The Journal of Finance*, **50**, 403– 444.
- Bello, Teresinha. 2002. Algumas considerações sobre a crise argentina. *Indicadores Econômicos FEE*, Porto Alegre, **30**, 254-296.
- Bernard, Andrew B. 1991. Empirical implications of the convergence hypothesis. *Working paper*, Department of Economics, MIT, Cambridge, MA.
- Blaine, Michael J. 1998. Déjà vu all over again: explaining Mexico's 1994 financial crisis. *World Economy*, 31-55.
- Bleaney, Michael. 2004. Argentina's currency board collapse: weak policy or bad luck? *World Economy*, 699-714.
- Borça Junior, Gilberto R. & Torres Filho, Ernani T. 2008. Analisando a Crise do *Subprime*. *Revista do BNDES*, Rio de Janeiro, **15**, 129-159.
- Brouwer, Gordon. 2005. Monetary and Financial Integration in Asia: Empirical Evidence and Issues. *Asia Economic Cooperation and Integration*, Asia Development Bank, Manila, the Philippines, 269-293.
- Campbell, John Y. 1987. Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics*, **18**, 373– 400.
- Canuto, Otaviano. 2000, A crise asiática e seus desdobramentos. *Econômica*, **4**, p. 25-60.
- Chan, Kam C.; Gup, Benton E. & Pan Ming-Shiun. 1997. International Stock Market Efficiency and Integration: A Study of Eighteen Nations. *Journal of Business, Finance and Accounting*, **24**, 803-830.

- Commandeur, Jacques J. F. & Koopman, Siem J. 2007. An Introduction to State Space Time Series Analysis. *Oxford University Press*.
- Corhay, Albert; Rad, Tourani & Urbain, Jean-Pierre. 1993. Common stochastic trends in European stock markets. *Economics Letters*, **42**, 385-390.
- Haldane, Andrew. G. & Hall, Stephen G. 1991. Sterling's Relationship with the Dollar and the Deutschmark: 1976-89. *Economic Journal*, **101**, No. 406, 436-443.
- Hansen, Henrik & Johansen, Soren. 1992. Recursive estimation in cointegrated VAR models. Discussion paper, *Institute of Economics, University of Copenhagen*, Copenhagen.
- Harvey, Campbell R. 1989. Time varying conditional covariances in tests of asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, **24**, 289-317.
- Harvey, Campbell R. 1991. The world price of covariance risk. *Journal of Finance*, **46**, 111-157.
- Herring, Richard. 1994. International Financial Integration: The Continuing Process. Center for Financial Institutions Working Papers 94-23, *Wharton School Center for Financial Institutions*, University of Pennsylvania.
- Johansen, Soren. 1988. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 213-254.
- Jorion, Philippe & Schwartz Eduardo. 1986. Integration vs. Segmentation in the Canadian Stock Market. *Journal of Finance*, American Finance Association, **41**, 603-14.
- Kearney, Colm. & Lucey, Brian. 2004. International equity market integration: Theory, evidence and implications. *International Review of Financial Analysis*, **13**, 571-583.
- Kim, Chang-Jin & Nelson, Charles R. 1999. State-Space Models with Regime Switching. *MIT Press*, Cambridge.
- Koopman, Siem J. 1993. Disturbance smoother for state space models. *Biometrika*, **80**, 117-126.
- Lahrech, Abdelmounaim & Sylwester, Kevin. 2011. U.S. and Latin American stock market linkages. *Journal of International Money and Finance*, **30**, 1341-1357.

- Manning, Neil. 2002. Common trends and convergence? South East Asian equity markets, 1988–1999. *Journal of International Money and Finance*, **21**, 183–202.
- Matos Paulo; Penna Christiano M. & Landim Maria N. 2011. Performance Convergence Analysis of Stock Exchanges: the Situation of the Ibovespa in the World Scenario. *Revista Brasileira de Finanças*, Rio de Janeiro, **9**, 437–459
- Matos Paulo; Siqueira, Amadeus & Trompieri, Nicolino. 2014. Análise de Integração e Contágio Financeiro na América do Sul. *Revista Brasileira de Economia*, **68**, 149–171.
- Moretti, Alba R. & Mendes, Beatriz V. M. 2005. Medindo a influência do mercado dos EUA sobre as interdependências observadas na América Latina. *Revista Brasileira de Finanças*, **3**, 123-137.
- Phillips, Peter C. B. & Sul, Donggyu. 2007. Transition Modeling and Econometric Convergence Tests. *Econometrica*, **75**, 1771–1855.
- Serletis, Apostolos. & King, Martin. 1997. Common stochastic trends and convergence of European union stock markets. *The Manchester School*, **65**, No.1, Janeiro.
- Stock, James H. & Watson, Mark W. 1988. Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, **83**, 1097-1107.