

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ADMINISTRATIVAS  
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

Martin Pontuschka

**Uma Análise Econométrica da Integração Financeira  
entre o Mercado Acionário Brasileiro e o Norte  
Americano em Dados Intradiários**

Porto Alegre

2015

Martin Pontuschka

**Uma Análise Econométrica da Integração Financeira  
entre o Mercado Acionário Brasileiro e o Norte  
Americano em Dados Intradiários**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para obtenção de título de Mestre em Administração.

**Orientador: Prof. Dr. Marcelo Scherer Perlin**

Porto Alegre

2015

### CIP - Catalogação na Publicação

Pontuschka, Martin

Uma Análise Econométrica da Integração Financeira  
entre o Mercado Acionário Brasileiro e o Norte  
Americano em Dados Intradiários / Martin Pontuschka.

-- 2015.

63 f.

Orientador: Marcelo Scherer Perlin.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do  
Rio Grande do Sul, Escola de Administração, Programa  
de Pós-Graduação em Administração, Porto Alegre, BR-RS,  
2015.

1. integração financeira. 2. cointegração. 3.  
causalidade de Granger. 4. filtro de Kalman. I.  
Perlin, Marcelo Scherer, orient. II. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da UFRGS com os  
dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Martin Pontuschka

**Uma Análise Econométrica da Integração Financeira  
entre o Mercado Acionário Brasileiro e o Norte  
Americano em Dados Intradiários**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para obtenção de título de Mestre em Administração.

Aprovada em 29 abr. 2015.

---

Prof. Dr. Marcelo Scherer Perlin – Orientador – UFRGS

---

Prof. Dr. João Caldeira – UFRGS

---

Prof. Dr. André Alves Portela Santos – UFSC

Dedico esta dissertação a minha mãe,  
Daisi Pontuschka (in memoriam).

## **Agradecimentos**

Agradeço a Deus, à minha família e amigos, e aos professores do programa de pós-graduação em Finanças da UFRGS, em especial ao professor doutor Marcelo Scherer Perlin.

## Resumo

O objetivo desta dissertação será analisar a dinâmica do processo de integração financeira entre o mercado acionário brasileiro e o norte americano. Buscaremos identificar a relação de interdependência entre os dois mercados acionários ao longo do tempo por meio de testes de cointegração, e de causalidade de Granger com *rolling windows*, e através de um modelo de correção de erros estimado por meio do filtro de Kalman. Por fim, verificaremos se as séries temporais obtidas nos procedimentos iterativos possuem relação com a volatilidade ou quantidade de negócios dos contratos analisados. Evidenciamos nesta dissertação que a relação de integração financeira observada apresenta caráter variável ao longo do tempo. Isso vale tanto para a relação de cointegração, quanto para a relação de causalidade de Granger entre as séries temporais observadas. Evidenciamos também que a volatilidade das séries apresenta uma relação positiva e significativa com a relação de cointegração observada através dos testes de cointegração por meio de *rolling windows*.

Palavras-chave: integração financeira, cointegração, causalidade de Granger, filtro de Kalman

## **Abstract**

The aim of this dissertation is to analyze the dynamics of financial integration between the Brazilian and the North American stock market. We will seek to identify the interdependence relationship between the two stock markets over time using rolling cointegration tests, rolling Granger causality tests, and estimating an error correction model using Kalman filter. Finally, we look if the time series obtained in the iterative procedures are related to volatility or quantity of trades from the contracts. We show in this dissertation that the financial integration relationship observed has a time varying character over time. This goes for both the cointegration relationship, and for the Granger causality relationship between the observed time series. We show also that the volatility of the time series has a positive and significant relationship with the cointegration relationship observed through the rolling cointegration tests.

Key words: financial integration, cointegration, Granger causality, Kalman filter

## Lista de figuras

Figura 1. Séries temporais dos mini contratos futuros do Ibovespa e do S&P 500.....	37
Figura 2. Teste do traço realizado através de <i>rolling windows</i> .....	43
Figura 3. Coeficiente estimado por filtro de Kalman com Ibovespa como a variável dependente no MCE com 0, 1, e 3 defasagens das variáveis endógenas .....	45
Figura 4. Coeficiente estimado por filtro de Kalman com S&P 500 como a variável dependente no MCE com 0, 4, e 6 defasagens das variáveis endógenas .....	46
Figura 5. Comparativo entre o coeficiente de velocidade de ajuste do MCE estimado por filtro de Kalman e através de <i>rolling windows</i> com o mini contrato futuro do Ibovespa como a variável dependente .....	48
Figura 6. Comparativo entre o coeficiente de velocidade de ajuste do MCE estimado por filtro de Kalman e através de <i>rolling windows</i> com o mini contrato futuro do S&P 500 como a variável dependente .....	49
Figura 7. Teste de causalidade de Granger com Ibovespa como a variável dependente	51
Figura 8. Teste de causalidade de Granger com S&P500 como a variável dependente.	52

## Lista de tabelas

Tabela 1. Estatísticas descritivas .....	36
Tabela 2. Testes ADF para verificar o nível de integração das séries.....	38
Tabela 3. Testes ADF nos resíduos da regressão cointegrante .....	39
Tabela 4. Testes do traço para diferentes números de defasagens no VECM.....	39
Tabela 5. Estimativas dos coeficientes de velocidade de ajuste no MCE estimado através do procedimento de dois passos de Engle e Granger (1987) .....	40
Tabela 6. Estimativas dos coeficientes de velocidade de ajuste no VECM estimado através do procedimento de Johansen (1988).....	41
Tabela 7. Estimativas dos coeficientes de velocidade de ajuste através do filtro de Kalman .....	47
Tabela 8. Teste de causalidade de Granger .....	50
Tabela 9. Regressões entre as variáveis obtidas nos procedimentos iterativos e variáveis explicativas nos dados não agregados .....	53
Tabela 10. Regressões entre as variáveis obtidas nos procedimentos iterativos e variáveis explicativas nos dados agregados diariamente.....	55
Tabela 11. Regressões entre as variáveis obtidas nos procedimentos iterativos e variáveis explicativas nos dados agregados semanalmente.....	55

## Sumário

<b>1.INTRODUÇÃO .....</b>	<b>12</b>
<b>2. REVISÃO DA LITERATURA .....</b>	<b>15</b>
2.1 TESTES DE INTEGRAÇÃO FINANCEIRA .....	15
2.2 EFEITO LEAD-LAG .....	20
2.3 DETERMINANTES DO PROCESSO DE INTEGRAÇÃO FINANCEIRA .....	21
<b>3. METODOLOGIA.....</b>	<b>23</b>
3.1 COINTEGRAÇÃO.....	23
3.2 TESTES DE COINTEGRAÇÃO APLICADOS ATRAVÉS DE <i>ROLLING WINDOWS</i> .....	28
3.3 VERIFICAÇÃO DE INTERDEPENDÊNCIA ENTRE OS CONTRATOS FUTUROS ATRAVÉS DO FILTRO DE KALMAN .....	29
3.4 TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER .....	33
3.5 DETERMINANTES DA INTEGRAÇÃO FINANCEIRA.....	33
<b>4. DADOS .....</b>	<b>35</b>
<b>5. RESULTADOS.....</b>	<b>37</b>
5.1 TESTE DE COINTEGRAÇÃO TRADICIONAL .....	37
5.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO ATRAVÉS DE <i>ROLLING WINDOWS</i> .....	41
5.3 ESTIMAÇÃO DO MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS ATRAVÉS DO FILTRO DE KALMAN .....	44
5.4 TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER .....	49
5.5 RELAÇÃO ENTRE VARIAÇÕES NO GRAU DE INTEGRAÇÃO FINANCEIRA E VARIÁVEIS EXTERNAS .....	53
<b>6. CONCLUSÕES.....</b>	<b>57</b>
<b>7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>59</b>

## 1. INTRODUÇÃO

O tema central desta dissertação é a análise da dinâmica do nível de integração financeira entre o mercado acionário brasileiro e o norte americano. 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, independente 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).

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 existiu tanta facilidade para o fluxo de capital entre diferentes países. Os novos desenvolvimentos tecnológicos na área da tecnologia da informação não só facilitam o fluxo de capitais de maneira mais rápida e eficiente, mas também proporcionam um fluxo de informações de maneira quase que instantânea. 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).

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, um alto número de interligações entre os mercados, em um contexto de rápida mobilidade de capital, pode intensificar o efeito contágio nos mercados financeiros. Dessa forma, a instabilidade financeira de um mercado pode ser transmitida para outros mercados de forma mais rápida (BEINE et al., 2010). Um exemplo disso é o

caso do *Flash Crash*. O episódio ocorreu no dia 6 de maio de 2010 e é considerado uma das quebras do mercado acionário americano. Naquele dia, em questão de minutos, o índice Dow Jones caiu cerca de 9% para logo depois retornar a um patamar próximo dos antigos valores. O relatório da SEC e CFTC apontou o mau funcionamento de um algoritmo para executar vendas de ativos como responsável por iniciar as instabilidades no mercado. Entretanto, o relatório também apontou as estratégias de alta frequência como responsáveis por intensificar a instabilidade no mercado americano naquele incidente (SEC e CFTC, 2010). Apesar das oscilações no mercado americano terem sido originadas por motivos que não tinham relação com os valores reais dos ativos pelo fato dos valores terem retornado a um valor muito próximo daquele anterior ao *Flash Crash*, estas instabilidades foram transmitidas para o mercado acionário brasileiro onde, em questões de minutos, o contrato futuro de Ibovespa caiu mais de 6% para em seguida retornar aos valores antigos.

No cerne da análise de integração financeira entre mercados acionários está o conceito de comovimentos, 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 (CORHAY et al, 1993). Se dois índices de ações apresentam interdependência, podemos esperar que seus níveis se movimentem de maneira muito semelhante no longo prazo.

O conceito de cointegração desenvolvido por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988) é relevante para a área de finanças, pois permite verificar o relacionamento de longo prazo entre séries financeiras não estacionárias. A estimativa do grau de integração entre diferentes mercados pode ser realizada ao se verificar a existência de tendências estocásticas comuns que movimentem estes mercados. Dessa forma, o conceito de cointegração é relevante, especialmente para a análise da globalização dos mercados acionários (CORHAY et al, 1993).

Para Rangvid (2001), testes pontuais para verificar a existência de tendências comuns servem para verificar se os mercados acionários convergiram, ou seja, se eles podem ser considerados integrados financeiramente naquele período observado. Nesta dissertação estamos interessados em estimar a dinâmica da integração financeira ao longo do tempo. Para isso utilizaremos dois diferentes métodos, no primeiro,

realizaremos testes de cointegração através de *rolling windows*, e no segundo, estimaremos um VECM através do filtro de Kalman.

Outro importante componente da literatura de integração financeira entre os mercados é o estudo do processo de incorporação de informações aos preços dos ativos. Nesta linha de pesquisa se destacam os testes do efeito lead-lag baseados, na maioria das vezes, no conceito de causalidade de Granger. Nesta dissertação realizaremos testes de causalidade de Granger na tentativa de esclarecer a relação de lead-lag entre os contratos analisados.

Portanto, o objetivo geral desta dissertação será analisar o processo de integração financeira entre o mercado acionário brasileiro e o norte americano em dados intradiários. Para isso dividiremos a análise em três etapas. Na primeira, realizaremos testes de raiz unitária e cointegração da forma tradicional a fim de verificarmos se existe uma relação de longo prazo entre as séries analisadas. Ao mesmo tempo realizaremos testes do efeito lead-lag utilizando toda a amostra a fim de esclarecer a relação de causalidade de Granger entre as séries. Se verificarmos que as séries são cointegradas, no segundo momento, buscaremos identificar variações na relação de interdependência entre os dois mercados acionários ao longo do tempo. Para isso utilizaremos testes de cointegração através de *rolling windows*, estimações através do filtro de Kalman, e testes de causalidade de Granger através de *rolling windows* para verificar a dinâmica na relação de longo prazo. Na terceira etapa, buscaremos verificar se variáveis como volatilidade ou quantidade de negócios possuem relação com as séries temporais obtidas nos testes de cointegração. O objetivo nesta última etapa é identificar se diferentes condições de mercado poderiam estar relacionadas com diferentes níveis de integração financeira.

A proposta da dissertação é relevante ao apresentar evidências em relação a dinâmica do processo de integração financeira entre o mercado acionário brasileiro e o norte americano. Isto se deve ao fato da pesquisa empregar uma metodologia que foi capaz de capturar a variação na integração financeira entre os dois contratos analisados. A metodologia é diferenciada, pois testes de cointegração através de *rolling windows* e do filtro de Kalman, e testes de causalidade de Granger através de *rolling windows* foram utilizados conjuntamente para investigar o processo de integração financeira. Não

foram encontrados relatos na literatura financeira da utilização destas três metodologias de forma integrada para analisar a integração financeira entre mercados acionários.

Dessa forma, a proposta da presente dissertação se diferencia das pesquisas anteriores ao realizar um estudo de integração financeira que relaciona testes de cointegração e testes de causalidade de Granger em contexto estático e dinâmico.

## **2. REVISÃO DA LITERATURA**

Não existe um consenso sobre como medir a integração financeira entre diferentes economias ou mercados. Por conta disso, existem diversas correntes de estudos que buscam verificar o grau de integração dos mercados financeiros mundiais de formas diferentes. Segundo Kearney e Lucey (2004) existem basicamente três linhas de estudos que buscam medir a extensão da integração entre mercados financeiros internacionais. A primeira se baseia na lei do preço único e parte da suposição da existência de algum grau de integração entre os mercados. Com base nisto, busca-se verificar a proximidade das taxas de retornos de ativos financeiros com características de risco e maturidades semelhantes, sujeitos a diferentes contextos políticos (TESAR e WERNER, 1995; LEWIS, 1999; AYUSO e BLANCO, 1999). Outra linha de estudos apresenta evidências de alterações significativas na integração dos mercados financeiros ao investigar quebras estruturais na quantidade de fluxo de capitais nos mercados internacionais (BEAKERT et al., 2003). Por fim, existe uma corrente de estudos que têm avaliado a integração financeira através da evolução da correlação entre os retornos dos mercados de capitais, da extensão de tendências estocásticas comuns aos retornos dos ativos, e da especificação do comportamento dinâmico da integração entre os retornos dos ativos. Buscamos realizar a presente pesquisa de forma a se enquadrar nessa corrente de estudos. Abaixo faremos uma revisão um pouco mais detalhada de algumas pesquisas que compõem esta linha de estudos.

### **2.1 TESTES DE INTEGRAÇÃO FINANCEIRA**

Diversas pesquisas foram realizadas com o objetivo de verificar a extensão dos comovimentos dos mercados de capitais com o propósito de medir a integração financeira através da utilização de testes de cointegração (JOHANSEN, 1988) e do

procedimento de dois passos de Engle e Granger (1987). 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.

Ao verificar a existência de tendências estocásticas comuns que movimentavam os mercados acionários europeus, Corhay (1993) através de testes de cointegração evidenciou uma relação de longo prazo entre os ativos analisados. Os dados utilizados foram preços de fechamento dos 5 principais índices europeus amostrados a cada duas semanas no período entre 1975 e 1991.

De maneira similar, Chan et al. (1997) realizou testes de cointegração nas séries temporais na frequência mensal dos 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, para dessa forma, 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.

Ghosh (1999) realizou um estudo de causalidade nos mercados emergentes asiáticos, para verificar qual dos dois mercados desenvolvidos, EUA ou Japão, movimentava estes índices acionários. Através de testes de cointegração foi verificada a existência de um relacionamento de longo prazo entre alguns destes países. Estas relações de longo prazo foram modeladas através de um modelo de correção de erros (MCE) e 60 previsões um passo à frente foram realizadas para cada modelo estimado. Através da comparação do desempenho das previsões do MCE com as previsões de um modelo ingênuo, o autor verificou que o MCE apresentou desempenho superior.

Analisando de forma mais específica a questão da possibilidade de diversificação de risco em um contexto de integração financeira, Khan (2011) realizou testes de cointegração em séries temporais de 23 índices acionários mundiais.

Utilizando dados diários de janeiro de 1999 até novembro de 2010, o autor verificou que os índices acionários que apresentavam menor integração com o mercado americano eram aqueles que continham a maior possibilidade de ganhos através de diversificação durante o período da crise de 2008.

Baseando-se na metodologia semi-paramétrica de Phillips e Sul (2007), Matos et al. (2011) buscou 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. 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.

Uma fraqueza dos estudos mencionados acima, Segundo Kearney e Lucey (2004), 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 e 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 permitir variação ao longo do tempo poderá apresentar resultados viesados.

Alguns autores se propuseram a analisar o comportamento do nível de integração entre séries temporais financeiras ao longo do tempo, e para isso utilizaram, principalmente, testes de cointegração através de recursões. Yang et al. (2004) afirma que os resultados baseados em testes de cointegração recursivos são mais informativos do que o procedimento tradicional, pois revelam a estabilidade, ou a falta de estabilidade, da relação de cointegração ao longo do tempo. A série temporal obtida por meio de testes de cointegração realizados através de recursões é particularmente elucidativa, pois permite a observação do nível de interdependência entre diferentes mercados financeiros ao longo do tempo.

Dentro desse contexto, Rangvid (2001) busca verificar se os mercados acionários têm convergido gradualmente ao longo do tempo. Para isso ele utiliza testes de cointegração recursivos conforme a metodologia proposta por Hansen e Johansen (1992). O autor testou o grau de convergência entre os três principais mercados

acionários europeus através de testes de cointegração realizados recursivamente em uma base de dados que se estendia de 1960 até 1999. O autor verificou estatísticas para o teste do traço crescentes ao longo do tempo, especialmente entre os anos 80 e 90. Dessa forma, o autor conclui que estes resultados indicam uma crescente integração entre os mercados acionários europeus no período analisado. Pascual (2003) argumenta que as inferências realizadas com base nos resultados dos testes de cointegração realizados de forma recursiva podem ser incorretas. Pascual (2003) argumenta que as estatísticas do teste do traço crescentes relatadas por Rangvid (2001), podem ser devidas ao crescimento do tamanho da amostra e que, portanto, são devidas ao aumento no poder dos testes realizados. Pascual (2003) sugere que o tamanho de amostra deve ser mantido fixo para que o poder do teste permaneça constante durante a realização do procedimento. Dessa forma, o autor sugere a realização de testes de cointegração em *rolling windows*, onde os testes são realizados através de iterações, mas com um tamanho de amostra que permanece fixo. Deste modo, o autor buscou verificar o grau de integração financeira entre os principais mercados europeus. O relacionamento de longo prazo entre os mercados acionários do Reino Unido, França e Alemanha foi analisado através de três tipos de testes de cointegração: de forma recursiva, através de *rolling windows*, e de estimações recursivas do componente de velocidade de ajuste do VECM. O autor conclui que não há evidências de alterações no nível de integração financeira entre os mercados ao longo do período analisado.

Lahrech e Sylvester (2011) investigam a maneira como as correlações entre os principais mercados acionários latino americanos e o mercado norte americano se comportaram ao longo do tempo através de uma metodologia diferente. Os autores aplicaram modelos de correlação condicional dinâmica e GARCH para analisar as flutuações na correlação e na volatilidade entre os mercados ao longo do tempo. Modelos de transição suave foram utilizados para determinar a existência de quebras estruturais nas séries de correlações condicionais obtidas. Para compor a amostra foram utilizados dados na frequência semanal para o período de dezembro de 1988 até março de 2004. Os resultados encontrados evidenciaram um aumento no grau de comovimentos entre os índices acionários latino americanos e o índice americano.

Outro modelo que permite observar o comportamento dinâmico de variáveis ao longo do tempo é o modelo de espaço de estado estimado através do filtro de Kalman. O apelo para a utilização dessa metodologia é a possibilidade de observar variação ao

longo do tempo nos parâmetros do modelo sem a necessidade de supor constância nos parâmetros durante um determinado período de tempo, o que é feito nos testes de cointegração recursivos.

Existem diferentes maneiras de verificar comovimentos entre séries temporais através da utilização do filtro de Kalman, uma delas é baseada na metodologia desenvolvida em Haldane e Hall (1991). Serletis e King (1997) usaram dados trimestrais de diferentes mercados acionários para analisar a questão da integração financeira através de duas formas. A primeira, através de testes de cointegração tradicionais, e a segunda, através da utilização do filtro de Kalman para estimar um modelo de espaço de estados que analisa a convergência entre mercados acionários de forma relativa, baseado na metodologia proposta por Haldane e Hall (1991). Dessa forma, os autores buscaram verificar se estava ocorrendo convergência entre os mercados acionários europeus. Os testes de cointegração tradicionais indicaram a existência de algumas tendências estocásticas comuns. 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 não está completa. 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).

Outra maneira de capturar a dinâmica da relação de longo prazo entre séries temporais é através da modelagem da relação de longo prazo onde os coeficientes variam ao longo do tempo. Neumann et al (2006) busca investigar a relação de longo prazo entre os preços de gás natural em 3 diferentes mercados europeus. Para isso foi utilizado o filtro de Kalman para estimar coeficientes que variam ao longo do tempo na tentativa de verificar convergência entre as três séries temporais analisadas. As evidências apontam para uma quase perfeita convergência entre o mercado belga e o mercado britânico de gás natural. Da mesma forma, Carvalho e Harvey (2005) utilizam

um modelo de correção de erros com parâmetros variáveis no tempo estimado através do filtro de Kalman para analisar o crescimento, ciclo, e convergência na renda real per capita nos Estados Unidos. Li et al (2006) estimou, através do filtro de Kalman, um modelo de correção de erros para investigar a demanda por turismo nas principais regiões turísticas europeias. Neste modelo, o coeficiente de velocidade de ajuste poderia variar ao longo do tempo. As evidências encontradas indicam que o modelo de correção de erros com parâmetros variáveis apresentam melhores previsões do que as alternativas testadas, o modelo de correção de erros com parâmetros fixo, o VAR e o modelo ARIMA.

## 2.2 EFEITO LEAD-LAG

O estudo do efeito lead-lag, é também, uma importante área da literatura financeira na análise da integração financeira entre os mercados acionários. Uma relação de causalidade de Granger entre duas variáveis  $X_t$  e  $Y_t$  pode ser identificada quando valores presentes, ou passados, de uma variável puderem auxiliar na previsão de valores futuros da outra variável (GRANGER, 1969). Dessa forma, podemos analisar a existência de fricções no processo de incorporação de informações ao verificar a existência de precedência nas variações de uma destas variáveis (CHAN, 1992; OLIVEIRA e MEDEIROS, 2009). Podemos falar em velocidade na incorporação de informações aos preços dos ativos, pois o teste de causalidade de Granger verifica precedência temporal. Se os movimentos de um ativo precedem sistematicamente os movimentos de outro, diremos que ele incorpora as informações mais rapidamente. Dessa forma, buscaremos revisar rapidamente alguns artigos desta área que apresentam relevância para a proposta da presente pesquisa.

Farias e Sáfadi (2010) realizaram testes de causalidade de Granger entre os índices acionários de seis países: Brasil, China, Rússia, EUA, Inglaterra e Japão. A frequência dos dados utilizados foi a diária. Os resultados identificaram relações de causalidade entre os diferentes mercados acionários, apontando o mercado norte americano como o principal movimentador dos outros cinco mercados analisados.

Chan (1992) investigou a existência de efeito lead-lag entre o mercado à vista e o mercado futuro norte americano. Seus resultados evidenciaram que o mercado futuro influenciava de forma forte o mercado à vista, e que a influência inversa era fraca. O

autor não conseguiu verificar que a relação de lead-lag era influenciada pela intensidade relativa de negociações nos ativos analisados. O resultado mais significativo foi verificar que o padrão de lead-lag varia consistentemente com a extensão do movimento do mercado como um todo. Através da criação de proxys que buscavam identificar o número de ações se movendo juntas durante determinado período, o autor verificou que a causalidade do mercado futuro sobre o mercado à vista era mais significativa nas situações de movimentações das ações de forma mais uniforme.

Também utilizando dados intradiários, Oliveira e Medeiros (2009) testaram o efeito lead-lag entre o mercado acionário brasileiro e o norte americano em dados amostrados a cada 1 minuto de negociação dos índices Dow Jones e Ibovespa no período entre julho de 2006 e setembro de 2007. Os autores verificaram que os movimentos do mercado americano antecedem os movimentos do mercado brasileiro de forma significativa. Os autores testaram a possibilidade de arbitragem devido a defasagem relativa na incorporação das informações aos preços dos ativos negociados na Bovespa. Eles concluíram que os lucros obtidos nestas operações não seriam suficientes para compensar os custos destas transações.

Ao buscar observar dinâmica na relação de causalidade, Aaltonen et al (1997) testou o impacto do mercado acionário japonês em dois tipos de ações do mercado acionário finlandês, ações de propriedade restrita aos cidadãos finlandeses e ações irrestritas. Para isso utilizaram testes de causalidade de Granger através de *rolling windows* em uma amostra de dados diários que se estendia de 1990 até 1992. Os resultados obtidos apontaram uma fraca evidência de causalidade entre os dois mercados analisados. Entretanto, os resultados demonstraram que as ações restritas eram praticamente independentes em relação às variações do mercado externo.

### 2.3 DETERMINANTES DO PROCESSO DE INTEGRAÇÃO FINANCEIRA

Alguns pesquisadores têm buscado examinar as séries resultantes nos testes de integração financeira na busca de variáveis que possam estar relacionadas às variações nas relações de interdependência e causalidade entre as séries dos índices acionários de diferentes países.

Na pesquisa de Admati et al. (1988) foi evidenciado que os agrupamentos nas negociações, originados pelos padrões de comportamento dos formadores de mercado e

dos traders informados faziam com que um maior número de informações fosse divulgado durante períodos de maior intensidade de negociações, e que portanto, o efeito lead-lag apresentaria relação com a intensidade nas negociações. Aaltonen et al. (1997), através de testes de causalidade por meio de rolling windows, verificou que os períodos de causalidade mais significativa entre os mercados acionários analisados estavam relacionados com períodos que apresentavam maior quantidade de negociações. Chan et al. (1997) afirmam que os mercados acionários internacionais tendem a estar mais integrados em momentos de turbulência nos mercados.

Uma pesquisa que apresenta metodologia similar àquela utilizada em grande parte desta dissertação, Kollias et al. (2012) buscou relacionar resultados dos testes de causalidade de Granger com os níveis de volatilidade nos retornos do mercado ao longo do tempo. Os autores utilizaram *rolling windows* para realizar testes de raiz unitária, cointegração, e causalidade de Granger, de forma a observar a dinâmica nas ligações entre o mercado acionário europeu e a taxa de câmbio entre o dólar e o euro. A base de dados era composta por dados diários da taxa de câmbio dólar-euro e dois índices acionários europeus no período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2008. Os resultados encontrados evidenciam um comportamento variável para a relação de causalidade ao longo do tempo. Os autores observaram também que, em momentos de normalidade, o mercado de câmbio tende a influenciar o mercado acionário, mas em momentos de estresse ou alta volatilidade, os autores encontraram evidências de que a direção da causalidade se invertia. Estes resultados são de especial importância empírica, pois não só documentam comportamento dinâmico na integração financeira ao longo do tempo, mas também, evidenciam como essa relação se dá em diferentes condições do mercado.

Através de uma metodologia que analisa convergência entre os mercados acionários de forma relativa, Manning (2002) verificou períodos de convergência e períodos de divergência entre os mercados asiáticos ao longo da amostra observada que se estendeu de 1988 até 1999. O autor verificou que na maior parte do tempo os mercados asiáticos convergiram entre si e divergiram com relação aos mercados internacionais, entretanto, no período a partir da crise asiática de 1997, alguns destes mercados divergiram localmente, ou seja, convergiram com o mercado internacional. Dessa forma, o período de elevada volatilidade após a crise asiática foi identificado pelo autor como um período de convergência entre os mercados internacionais.

Karim e Ning (2013) buscaram identificar quais os determinantes da integração financeira entre cinco países asiáticos. Para isso eles utilizaram a correlação entre os retornos diários do mercado acionário de cada país, os níveis de comércio, os diferenciais de inflação e taxa de juros, os níveis de crescimento na produção, e as razões entre a volatilidade nos retornos dos mercados acionários. Os dados se estendem de janeiro de 2001 até dezembro de 2010. Os autores realizaram regressões com dados em painel e identificaram como significantes para explicar as correlações entre os países, o nível de comércio e a volatilidade nos retornos. Os autores argumentam que o nível de comércio pode estar servindo como *proxy* para a localidade geográfica.

As pesquisas que buscam focalizar na análise de cointegração entre os índices acionários não demonstram interesse em identificar quais as condições de mercado podem estar relacionadas às variações nessa relação analisada. Isto porque, foram encontradas poucas pesquisas que buscam relacionar variáveis que estejam relacionadas às variações nos níveis de cointegração ao longo do tempo. Apesar disso, através da revisão realizada percebemos que algumas pesquisas sugerem a existência de uma relação positiva entre integração financeira e volatilidade. Os estudos apontam de forma mais representativa que os momentos de maior integração entre os mercados internacionais estariam relacionados com momentos de estresse e maior volatilidade nos mercados. Outra relação apontada pelas pesquisas é a relação positiva entre causalidade de Granger e a quantidade de negócios. Nesta dissertação buscaremos verificar se essas evidências apontadas estão presentes de forma significativa na relação entre as séries temporais do mercado acionário brasileiro e do norte americano.

### **3. METODOLOGIA**

#### **3.1 COINTEGRAÇÃO**

O conceito de cointegração desenvolvido principalmente por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988) tem relevância na área de finanças pois permitem a modelagem do relacionamento de longo prazo entre séries financeiras não estacionárias. Considerando duas séries  $X_t$  e  $Y_t$ , ambas  $I(1)$ , geralmente, uma combinação linear entre

as duas séries será, da mesma forma, I(1). Porém, se existir uma combinação linear que seja I(0), estas séries são definidas como cointegradas.

Portanto, para testar se duas séries são cointegradas, é necessário verificar se elas são integradas de mesma ordem. Utilizaremos o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para verificar a existência de raiz unitária em cada série, o teste será da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = b_0 + \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [1]$$

Selecionaremos  $p$ , o número de defasagens incluídas no ADF, de forma a minimizar o Critério de Informação de Akaike (AIC). Portanto, dado o valor de  $p$  em que  $\varepsilon_t$  na equação do ADF é um ruído branco, escolheremos aquele que minimiza o AIC.

Após verificar que as séries são não estacionárias e de mesma ordem de integração, passaremos aos testes de cointegração. Iremos descrever primeiro o procedimento de dois passos de Engle e Granger (1987), e após, o método descrito em Johansen (1988). O procedimento de dois passos de Engle e Granger começa estimando a seguinte regressão:

$$Y_t = b_0 + b_1 X_t + e_t \quad [2]$$

A regressão acima é chamada de regressão cointegrante e é realizada nas séries em níveis das variáveis não estacionárias e integradas de mesma ordem  $Y_t$  e  $X_t$ . Através do procedimento de dois passos podemos verificar que existe uma relação de longo prazo entre as séries ao analisarmos os resíduos da regressão cointegrante. Para isso realizaremos o teste ADF nos resíduos estimados. Visto que estaremos testando a presença de raiz unitária em resíduos estimados, os coeficientes não seguem a distribuição  $t$  de student, e por isso, precisamos utilizar os valores críticos tabulados em Mackinnon (1996). Se verificarmos que  $e_t$  é estacionário, podemos concluir que estas séries são cointegradas.

Engle e Granger (1987) demonstram que a cointegração implica, e é implicada, pela existência de uma representação de correção de erros entre as séries. Portanto, se duas séries cointegram é possível modelá-las através de um modelo de correção de erros, que segundo os autores pode ser estimado da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = b_0 + a_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^n b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m c_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad [3]$$

A intuição deste modelo é relacionar os desvios de longo prazo através de um termo de correção de erros, que no método de dois passos é dado por  $a_1 e_{t-1}$ , com a dinâmica de curto prazo, que no modelo de correção de erros é dada pelas variáveis em diferença. Podemos observar na equação [3] a variável  $e_{t-1}$ , que é o resíduo da equação [2]. Se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis, esperamos que o valor de  $a_1$  seja negativo e, portanto, que os desvios no equilíbrio de longo prazo entre as variáveis sejam eliminados nas observações posteriores. A velocidade com que ocorre este ajuste é dada pelo valor do coeficiente  $a_1$ , por isso que esse parâmetro é conhecido como o coeficiente de velocidade de ajuste no contexto do modelo de correção de erros.

O procedimento de dois passos de Engle e Granger possui uma série de limitações, a primeira delas é que através deste método é possível identificar apenas uma relação de cointegração. Isso nos exige que tenhamos que definir arbitrariamente uma das variáveis como dependente. Por conta disso, realizaremos o procedimento de 2 passos de Engle e Granger duas vezes, uma com a série do contrato norte americano como variável dependente e outra com a série do contrato brasileiro como variável dependente.

Outra limitação deste procedimento é que a ordem das variáveis na equação afeta os resultados dos testes. Através da teoria assintótica é possível provar que, conforme a amostra tende ao infinito, os testes de raiz unitária nos resíduos da equação cointegrante com  $Y_t$ , ou  $X_t$ , como variável dependente, serão equivalentes. Entretanto, como lidamos com um tamanho de amostra finito, nossos resultados serão dependentes da ordenação das variáveis na equação. Por fim, por conta do fato de que este procedimento é realizado em dois passos, temos o problema de que os erros da primeira estimação são obrigatoriamente carregados para dentro da estimação do segundo passo.

O procedimento de Johansen lida com todos estes problemas ao utilizar o método de máxima verossimilhança que incorpora os testes de cointegração dentro do processo de estimação do modelo. Neste caso, iremos supor um vetor  $X_t$  com  $n$  possíveis variáveis endógenas. Estas variáveis podem ser modeladas através de um VAR da seguinte forma:

$$X_t = b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + \dots + b_p X_{t-p} + \omega_t \quad [4]$$

Onde  $X_t$  é uma matriz ( $n \times 1$ ), cada  $b_i$  é uma matriz ( $n \times n$ ) de parâmetros,  $\omega_t$  é uma matriz ( $n \times 1$ ), e  $p$  é o número de defasagens que deve ser definido de forma que os erros se comportem como ruído branco. Se as variáveis são cointegradas, a equação [4] pode ser reformulada em um vetor de correção de erros (VECM) representado a seguir:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta X_{t-p} + u_t \quad [5]$$

No formato de VECM, o modelo relaciona as informações de longo prazo dadas pela matriz  $\Pi$ , e as variações de curto prazo indicadas pelas matrizes de parâmetros ( $\Gamma_i$ ) das variáveis em diferenças. O procedimento de Johansen (1988) é baseado no método de máxima verossimilhança e busca relacionar o posto da matriz de parâmetros  $\Pi$  e seus autovalores ao número de vetores cointegrantes. Procuramos identificar se existem colunas linearmente independentes em  $\Pi$ , dessa forma, o posto de  $\Pi$  determina o número de vetores cointegrantes ( $r$ ) existentes. Nesta pesquisa utilizaremos o procedimento conhecido como teste do traço para determinar o valor de  $r$ . A estatística de teste pode ser obtida através de um teste de razão de verossimilhança descrito como:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \log(1-\lambda_i) \quad [6]$$

Na equação [6],  $\lambda_i$  são os autovalores estimados da matriz  $\Pi$ . O número dos distintos vetores cointegrantes existentes pode ser observado através da verificação da significância das raízes características na estimação da matriz  $\Pi$ . Portanto, através do teste da equação [6], buscamos verificar os autovalores de  $\Pi$  que são

significativamente diferentes de zero. Os valores críticos do teste do traço utilizados nesta pesquisa se encontram em MacKinnon (1999).

Se a matriz  $\Pi$  apresenta posto nulo, isto indica que não existem vetores de cointegração. Se a matriz  $\Pi$  apresentar posto completo, isto indica que o número de relações de cointegração é igual ao número de variáveis no sistema e, portanto, que as variáveis são estacionárias. Se a matriz  $\Pi$  apresenta posto reduzido, isto indica a existência de uma relação de cointegração no sistema com duas variáveis. Por consequência  $\Pi$  pode ser decomposto em  $\alpha\beta'$ . Se as variáveis em  $X_t$  são integradas de ordem 1,  $\beta'X_t$  representa a combinação linear estacionária das variáveis em  $X_t$ . Dessa forma,  $\beta$  contém os  $r$  vetores cointegrantes, enquanto  $\alpha$  contém os coeficientes de carregamento, também conhecida como a matriz dos coeficientes de velocidade de ajuste. Segundo Pascual (2003), quanto mais negativo o coeficiente de velocidade de ajuste, maior a rapidez com que as séries se ajustam de forma a corrigir os desequilíbrios na relação de longo prazo e, portanto, maior é o nível de integração financeira entre as séries.

Temos duas principais preocupações em relação à verificação de má especificação nos resíduos  $u_t$  do VAR estimado, sendo elas, não-normalidade e correlação serial. O método de Johansen (1988) é baseado em um VAR com erros gaussianos, portanto, a suposição de erros normalmente distribuídos é necessária para a realização de inferências em relação ao modelo testado. Entretanto, Cheung e Lai (1993) demonstram que o teste do traço apresenta vieses mínimos na presença de assimetria ou excesso de curtose nos dados utilizados. Dessa forma, se selecionarmos uma amostra de tamanho relativamente grande, podemos acreditar que, ao utilizarmos o teste do traço, as inferências em relação a cointegração serão robustas apesar da constatação de não-normalidade nos resíduos do VAR estimado.

Já a ocorrência de correlação serial nos resíduos do VAR é mais grave. Ao utilizarmos defasagens da variável dependente como variáveis explicativas na mesma equação, estaríamos incorporando variáveis que são correlacionadas com o resíduo, o que acarretaria em estimativas inconsistentes dos coeficientes (GUJARATI, 2004).

### 3.2 TESTES DE COINTEGRAÇÃO APLICADOS ATRAVÉS DE *ROLLING WINDOWS*.

Hansen e Johansen (1992) argumentam que a análise recursiva dos testes de cointegração funciona como uma ferramenta analítica que auxilia no propósito de verificar a constância dos parâmetros ao longo do tempo. Os autores sugerem dois diferentes tipos de testes de cointegração recursivos, representação-Z e representação-R. No primeiro, a partir de uma determinada observação inicial, todos os parâmetros do VECM da equação [3] são estimados, e a cada período de tempo uma nova observação é incorporada à amostra, dessa forma os testes são realizados recursivamente. No segundo procedimento sugerido por Hansen e Johansen (1992), os parâmetros de curto prazo são fixados nos seus valores estimados com a amostra completa, e apenas os parâmetros de longo prazo do VECM são estimados através de iterações.

Entretanto, Pascual (2003) argumenta que, devido ao gradual aumento do tamanho da amostra no teste realizado de forma recursiva, ao longo do tempo o gráfico pode apresentar um crescimento que é devido apenas ao aumento de poder do teste e não possui relação com a dinâmica de integração entre as duas séries. Por conta disso, Pascual (2003) sugere a realização dos testes de cointegração através de *rolling windows* para manter constante o poder do teste ao longo do tempo, e com isso poder realizar inferências mais concretas em relação a dinâmica de integração das séries observadas. Dessa forma, no procedimento por *rolling windows*, a cada passo, adicionamos uma nova observação à amostra, e a observação mais antiga é descartada.

Segundo Ludwig (2014), na realização de testes de cointegração através de *rolling windows*, o pesquisador deve ter dois principais cuidados. Primeiro, ele deve se certificar de que os níveis de integração das séries são iguais em cada sub amostra, ou seja, a cada nova iteração. E segundo, a possibilidade de existência de auto correlação serial nos resíduos dos modelos estimados em cada sub amostra deve ser testada a cada nova iteração. O autor sugere duas medidas de correção para estes problemas. Primeiro, adotar um tamanho de janela suficientemente grande para não correr risco de sub amostras estacionárias. E segundo, definir um modelo com o número de defasagens necessárias que elimine a auto correlação serial em cada um dos modelos estimados nas sub amostras.

Nesta dissertação realizaremos os testes de cointegração e de raiz unitária através de *rolling windows* para um tamanho de janela fixo, onde todas as variáveis do modelo são estimadas a cada iteração. Para determinar o tamanho da sub amostra iremos seguir as orientações de Ludwig (2014) e buscar o menor número de observações que proporcionem séries não estacionárias e com a mesma ordem de integração em todas as sub amostras do procedimento recursivo. Para obter este número devemos realizar testes recursivos de raiz unitária a priori de forma a encontrar o tamanho adequado para as sub amostras do teste de cointegração através de *rolling windows*.

Dessa forma, poderemos analisar o comportamento da estatística do teste do traço ao longo do tempo. Entretanto, nos testes por *rolling windows*, apesar de permitirmos que os coeficientes variem ao longo do tempo, ainda assim assumimos que estes coeficientes são constantes em cada sub amostra. Através do filtro de Kalman não definimos quaisquer restrições ao estimar o modelo com o propósito de observar a dinâmica da relação de longo prazo entre as séries analisadas.

### 3.3 VERIFICAÇÃO DE INTERDEPENDÊNCIA ENTRE OS CONTRATOS FUTUROS ATRAVÉS DO FILTRO DE KALMAN

Segundo Kim e Nelson (1999), o filtro de Kalman é um procedimento recursivo para computar a estimativa ótima dos componentes não observáveis em um modelo no formato de espaço de estados. Nosso objetivo será estimar um modelo de correção de erros através do filtro de Kalman de forma a observar a dinâmica do coeficiente de velocidade de ajuste ao longo do tempo. Através da observação da variação deste coeficiente conseguimos analisar a variação na relação de cointegração entre as séries. Ressaltamos novamente que quanto mais próximo de zero estiver este coeficiente, menor será a correção dos desvios da relação de longo prazo entre as séries. Da mesma forma, quanto mais negativo este coeficiente de velocidade de ajuste, maior a rapidez com que as séries se ajustam de forma a corrigir os desequilíbrios na relação de longo prazo. Portanto, o modelo de correção de erros a ser estimado é descrito da seguinte forma no formato de espaço de estados:

$$\Delta Y_t = b_0 + \alpha_t e_{t-1} + \sum_{i=1}^n b_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m c_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad [7]$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \xi_t, \quad [8]$$

Nesta pesquisa iremos estimar o modelo de correção de erros do procedimento de dois passos de Engle e Granger através do filtro de Kalman. Em Kim e Nelson (1999), a equação [7] é descrita como equação das medidas ou equação das observações, esta equação descreve a relação entre as variáveis observadas e as variáveis não observáveis. A equação [8] é conhecida como equação dos estados, ela descreve a dinâmica do parâmetro variável no modelo de estados de espaço. Neste modelo, o coeficiente de velocidade de ajuste é descrito através de uma *random walk*. Dessa forma, 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. Portanto, poderemos observar sua variação ao longo do tempo por meio da estimação pelo filtro de *kalman*. Nas equações [7] e [8] assumimos que os distúrbios  $u_t$  e  $\xi_{i,t}$  são independentes, não correlacionados entre si, e normalmente distribuídos. A variável  $e_{t-1}$  é o resíduo obtido na regressão cointegrante, a equação [2]. Estimaremos dois modelos de correção de erros através do filtro de Kalman, da mesma forma que foi descrito na seção 3.1. Isso será feito para verificar o comportamento do coeficiente de velocidade de ajuste para os casos em que cada uma das séries da amostra é utilizada como variável dependente.

O procedimento do filtro de Kalman é composto por dois passos, previsão e atualização. Por se tratar de um procedimento recursivo, estes dois passos são realizados a cada observação da amostra. Seguindo a notação utilizada por Kim e Nelson (1999), supomos o seguinte modelo genérico:

$$\begin{aligned} Y_t &= x_t \beta_t + e_t \\ \beta_t &= \tilde{\mu} + F \beta_{t-1} + v_t, \end{aligned} \quad [9]$$

No nosso caso específico onde a equação dos estados é descrita por uma *random walk*,  $F$  é uma matriz identidade, e a constante  $\tilde{\mu}$  é zero. As equações de previsão [10]

descrevem o procedimento realizado no primeiro passo. A cada início do instante  $t$ , buscamos realizar uma previsão ótima para a equação das observações a partir de toda a informação disponível até o instante  $t - 1$ . Para isso, é realizada uma estimativa do vetor de estados,  $\beta_{t|t-1}$ . A variável  $P_{t|t-1}$  é a previsão da matriz de covariância do estado dado toda a informação disponível no instante  $t - 1$ . No final do instante  $t$ , a observação é concretizada e podemos comparar o valor previsto com o valor realizado. A partir disto podemos calcular o erro de previsão, que é descrito como  $\eta_{t|t-1}$ . E a variável  $f_{t|t-1}$  é a variância condicional do erro de previsão.

$$\begin{aligned}
 y_t &= x_t \beta_t + e_t \\
 \beta_t &= \tilde{\mu} + F \beta_{t-1} + v_t, \\
 \beta_{t|t-1} &= \tilde{\mu} + F \beta_{t-1|t-1} \\
 P_{t|t-1} &= F P_{t-1|t-1} F' + Q \\
 \eta_{t|t-1} &= y_t - y_{t|t-1} = y_t - x_t \beta_{t|t-1} \\
 f_{t|t-1} &= x_t P_{t|t-1} x_t' + R
 \end{aligned} \tag{10}$$

No passo da atualização, descrito pelas equações [11], a variável do ganho de Kalman é  $K_t = P_{t|t-1} x_t' f_{t|t-1}^{-1}$ , ela determina o peso recebido pela nova informação a respeito de  $\beta_t$  contida no erro de previsão. Dessa forma,  $\beta_{t|t}$  é a estimativa do estado dado toda a informação disponível após a realização da observação do instante  $t$ , e  $P_{t|t}$  é a matriz de covariância da equação dos estados após o procedimento de atualização.

$$\begin{aligned}
 \beta_{t|t} &= \beta_{t|t-1} + K_t \eta_{t|t-1} \\
 P_{t|t} &= P_{t|t-1} - K_t x_t P_{t|t-1}
 \end{aligned} \tag{11}$$

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

realizadas com base na informação disponível até  $T$ , ou seja, até a última observação da amostra. 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. Por considerar todas as observações da amostra para estimar os parâmetros em cada instante de tempo, as estimativas suavizadas nos trazem uma representação mais precisa do comportamento ao longo do tempo destes componentes.

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. Ou segundo, partimos de uma distribuição difusa dos componentes não observáveis. No nosso caso iremos utilizar uma inicialização difusa aproximada do filtro de Kalman, onde o vetor dos estados dado por  $\beta_t$  nas equações [11] terá seu valor inicial igual a zero, e sua variância será inicializada em um valor extremamente alto. Visto que o filtro de Kalman é atualizado a cada recursão, após alguns passos, essas escolhas iniciais serão dominadas pelos dados. Dessa forma, como possuímos um tamanho de amostra reativamente grande, podemos supor uma distribuição difusa para os componentes não observáveis e esperar que após algumas recursões os valores se ajustem aos dados. 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. Para maiores detalhes ver Koopman (1993).

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 para verificar a dinâmica da integração financeira entre mercados acionários. Quando realizamos o teste de cointegração por *rolling windows* precisamos garantir que as sub amostras são não estacionárias, o que nos obriga a remover boa parte da amostra para iniciar o procedimento recursivo. Na estimação por filtro de Kalman não precisamos separar estas observações iniciais.

### 3.4 TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Se identificada a existência de relação de cointegração entre duas séries, isto implica a existência de pelo menos uma relação de causalidade de Granger entre as séries. Embora a verificação de cointegração seja suficiente, ela não é necessária para a existência de causalidade no sentido de Granger. Portanto, mesmo se não identificarmos cointegração entre as séries analisadas, ainda assim, poderemos verificar relações de causalidade entre as mesmas.

Uma relação de causalidade de Granger entre duas variáveis  $X_t$  e  $Y_t$  pode ser identificada quando valores presentes, ou passados, de uma variável puderem auxiliar na previsão de valores futuros da outra variável (GRANGER, 1969). Dessa forma, percebemos que o conceito de causalidade de Granger é relacionado ao conceito de precedência estatística. O teste de causalidade de Granger pode ser realizado através da estimação do seguinte VAR:

$$\begin{aligned} Y_t &= a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_1 X_{t-1} + \dots + b_p X_{t-p} + u_t \\ X_t &= c_0 + c_1 X_{t-1} + \dots + c_p X_{t-p} + d_1 Y_{t-1} + \dots + d_p Y_{t-p} + v_t \end{aligned} \quad [12]$$

Dessa forma, testamos a hipótese nula  $H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0$ , a rejeição desta hipótese indica que a variável  $X_t$  causa, no sentido de Granger, a variável  $Y_t$ . No momento seguinte testamos,  $H_0 : d_1 = d_2 = \dots = d_p = 0$ , a rejeição desta hipótese indica que a variável  $Y_t$  causa no sentido de Granger a variável  $X_t$ .

Segundo Toda et al (1993), existem alguns perigos ao testar causalidade de Granger no contexto de um VAR quando os dados são não estacionários. Os autores demonstram que ao utilizar testes de Wald para restrições lineares nos parâmetros de um VAR, se alguns dos dados são não estacionários, a estatística de teste do teste de Wald não terá mais uma distribuição assintótica qui-quadrado. Se aplicarmos os testes de Wald da maneira usual, sem levar em conta a presença de não estacionariedade nos dados, Toda et al (1993) demonstram que a distribuição assintótica da estatística de teste terá parâmetros de incômodo se os processos forem integrados ou cointegrados e, portanto, os valores críticos dos testes não podem ser convenientemente tabelados.

Para lidar com este problema, nesta pesquisa utilizaremos o método de Toda e Yamamoto (1995) para testar causalidade de Granger no contexto de variáveis não estacionárias. O procedimento propõe realizar um teste de Wald modificado que permite a realização de testes de restrições, lineares ou não lineares, utilizando a teoria assintótica padrão.

Os autores demonstraram que, em sistemas integrados ou cointegrados, o teste de Wald para restrições lineares nos parâmetros de um VAR ( $p$ ) tem distribuição assintótica qui-quadrado somente quando um VAR ( $p + d_{max}$ ) é estimado, onde  $d_{max}$  é a ordem máxima de integração das séries. O teste de Wald para a hipótese de não causalidade de Granger é realizado nos  $p$  primeiros parâmetros, desconsiderando os últimos  $d_{max}$  coeficientes. As defasagens extras são necessárias para assegurar que a estatística de teste possui assintoticamente uma distribuição qui-quadrado.

Da mesma forma que nos testes de cointegração, nos testes de causalidade de Granger por *rolling windows*, realizaremos um procedimento através de recursões para verificar a estabilidade da relação de causalidade entre os mercados acionários ao longo do tempo. Portanto, buscaremos realizar o teste de Wald modificado também através de *rolling windows*.

Neste artigo, não buscaremos verificar a existência do efeito contágio, mas sim, focaremos em verificar a existência de atrasos nos movimentos dos dois mercados analisados de forma a esclarecer a relação de causalidade entre estes mercados acionários. Ao constatar a existência de efeito lead-lag entre dois ativos financeiros, podemos concluir que existem fricções no processo de incorporação de novas informações aos preços do ativo atrasado. Dessa forma, investigar a velocidade de incorporação de novas informações aos preços dos ativos financeiros é relevante para elucidar o processo de integração financeira dos mercados financeiros.

### 3.5 DETERMINANTES DA INTEGRAÇÃO FINANCEIRA

A partir dos testes de integração financeira descritos até agora, obtemos cinco diferentes séries temporais. Nosso último objetivo será verificar se variáveis externas poderiam estar significativamente associadas às variações verificadas nas séries temporais obtidas.

Realizaremos regressões com o intuito de verificar se existem relações significativas entre variáveis externas e as séries temporais obtidas nos testes de integração financeira. As variáveis externas utilizadas como variáveis independentes nas regressões lineares serão, a série temporal da volatilidade histórica para cada contrato analisado, e a quantidade de negócios realizados em cada contrato. A volatilidade histórica indica a volatilidade nos preços de cada contrato ao longo das observações da amostra. A quantidade de negócios diz respeito ao número total de negócios observados em cada contrato a cada observação. Visto que a amostra utilizada apresenta os preços de negociação na frequência de 30 minutos, cada observação apresentará a soma dos negócios realizados durante os 30 minutos antecedentes ao instante observado.

#### **4. DADOS**

Nesta pesquisa utilizaremos as séries contínuas do mini contrato futuro do Ibovespa e do mini contrato do índice S&P 500, ambos na frequência de trinta minutos. A série contínua é composta pelos preços de negociações do contrato futuro de maior liquidez, atualizado a cada dia de vencimento. Os preços são tomados conforme foram negociados de forma que não realizamos ajuste aos preços na elaboração da série contínua. Desta forma, a base de dados é composta pelos preços de negociação extraídos a cada 30 minutos de pregão, e totalizam 20251 observações para cada série. O período de análise se estende de 30 de setembro de 2009 até 09 de dezembro de 2014.

O contrato futuro do S&P 500 é negociado na Chicago Mercantile Exchange (CME), e o contrato futuro do Ibovespa é negociado na BM&Fbovespa. Por conta da diferença de fuso horário e alterações nos horários de verão dos dois países, as observações tiveram de ser sincronizadas. Estas diferenças nos horários de negociação dos ativos analisados nos fizeram optar por dados intradiários. Se utilizássemos dados diários, ou de menor frequência, não conseguiríamos eliminar as observações correspondentes aos horários em que uma das duas bolsas esteve fechada, e portanto, não teríamos uma perfeita sincronização no horário das observações analisadas, o que poderia inserir ruído para dentro da análise.

Também optamos pela utilização de dados de contratos futuros por conta da maior facilidade de obtenção destes dados do que em relação aos dados *spot*. O fato de o contrato futuro ter diferentes maturidades é uma importante característica deste instrumento. As datas de vencimento do contrato futuro do Ibovespa e do S&P 500 não coincidem e isso pode gerar algum ruído nos resultados da pesquisa, visto que a maturidade do contrato tem relação com a volatilidade dos preços. Apesar disso, por utilizarmos um longo período de tempo, que abrange diferentes vencimentos dos contratos, acreditamos que as interferências causadas pelo descasamento dos contratos serão mínimas.

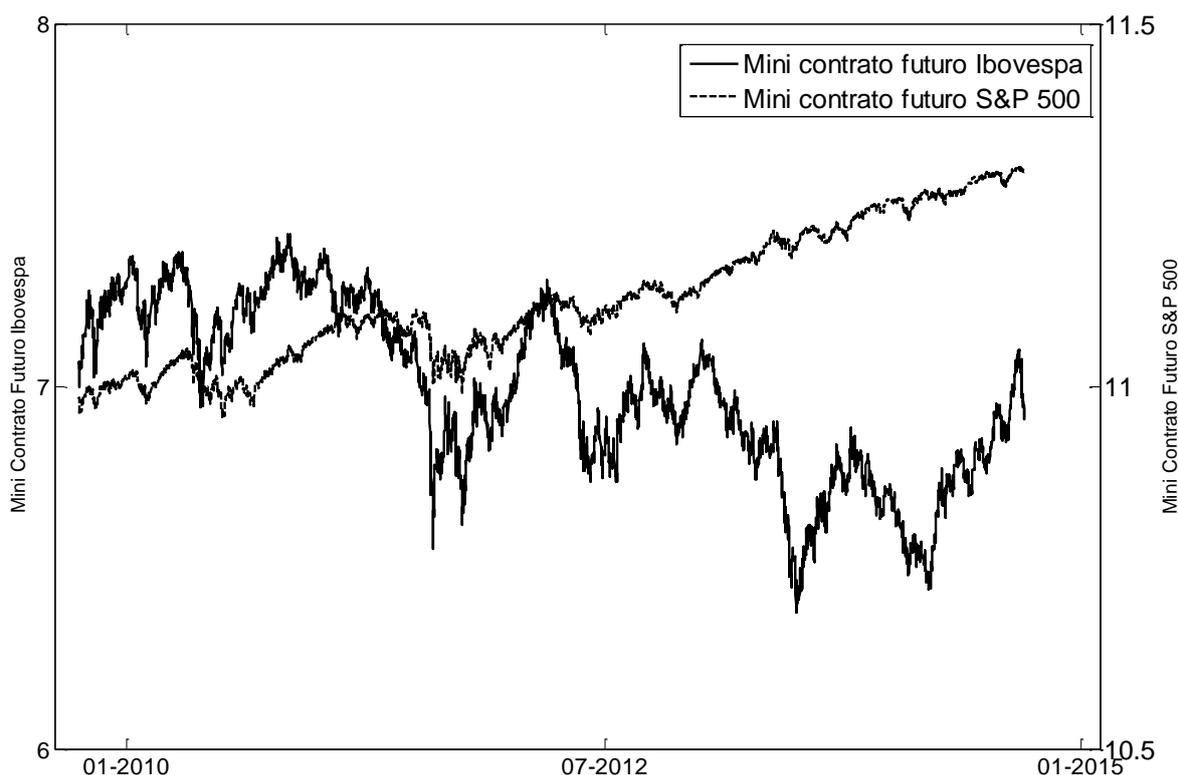
**Tabela 1. Estatísticas descritivas**

	Mini contrato futuro S&P 500	Mini contrato futuro Ibovespa	Retornos Mini contrato futuro S&P 500	Retornos Mini contrato futuro Ibovespa
Mínimo	6,92	10,69	-0,0281	-0,0354
Máximo	7,61	11,21	0,0400	0,0537
Média	7,24	10,99	3,06e-05	-3,95e-06
Desvio Padrão	0,19	0,12	0,0024	0,0035
Assimetria	0,32	-0,21	0,0123	0,067
Curtose	1,96	2,08	21,40	14,06
Nº de Observações	20251	20251	20250	20250

Fonte: Elaborada pelos autores

Podemos observar na tabela 1 as estatísticas descritivas das séries temporais que compõem a amostra. Utilizaremos os logaritmos dos preços de negociação dos contratos analisados, ou seja, utilizaremos as séries em níveis. Apenas para efeito de comparação, disponibilizamos as estatísticas descritivas dos retornos logarítmicos de ambas as séries. Na figura 1 podemos observar a relação entre as duas séries através de um gráfico com dois eixos verticais, um para cada série. O eixo vertical do lado esquerdo indica os valores assumidos pela série do mini contrato futuro do S&P 500, enquanto o eixo vertical direito indica os valores da série do mini contrato futuro do Ibovespa.

**Figura 1. Séries temporais dos mini contratos futuros do Ibovespa e do S&P 500**



Fonte: Elaborada pelos autores

## 5. RESULTADOS

Nesta seção apresentaremos os resultados obtidos através da estimação dos modelos definidos na seção anterior. Pretendemos analisar a integração financeira entre os mini contratos futuros dos índices S&P 500 e Ibovespa através da verificação de comovimentos entre as duas séries temporais analisadas. Para isso, começamos aplicando o procedimento de dois passos de Engle e Granger (1987) e o procedimento de Johansen(1988) na amostra inteira com o objetivo de observar se existe uma tendência comum aos dois índices analisados. Através desses testes podemos verificar se os contratos podem ser considerados integrados financeiramente.

### 5.1 TESTE DE COINTEGRAÇÃO TRADICIONAL

O primeiro passo do teste de cointegração é verificar se o nível de integração das séries analisadas é o mesmo. Na tabela 2 observamos os resultados do teste ADF nas séries em níveis e em primeira diferença. Os resultados apontam, conforme esperado,

que ambas séries são integradas de primeira ordem, pois apresentam séries em níveis não estacionárias, mas suas séries em primeira diferença são estacionárias.

**Tabela 2. Testes ADF para verificar o nível de integração das séries**

Índice	Teste nos índices em níveis	Teste nos índices em diferença
Mini Contrato Futuro S&P 500	-0,57	-142,48*
Mini Contrato Futuro Ibovespa	-2,06	-57,89*

\* Significante ao nível de 1% de acordo com os valores críticos de MacKinnon(1996)

Fonte: Elaborada pelos Autores

Após verificarmos que as séries são integradas de mesma ordem, o próximo passo será estimar a regressão cointegrante [2] e testar a existência de raiz unitária nos resíduos obtidos. Os resultados deste teste podem ser vistos na tabela 2. Estimamos a regressão cointegrante para o caso do contrato do índice americano como variável dependente, e para o caso do contrato do índice brasileiro como variável dependente, assim como descrito na seção 3.1. Omitimos os coeficientes estimados nesta regressão pela irrelevância deles para o propósito desta dissertação.

Na tabela 3 podemos observar que foram realizados três distintos testes ADF nos resíduos das duas regressões estimadas. Em cada um deles a quantidade de defasagens das variáveis independentes a serem incluídas na regressão foi selecionada de forma distinta. O primeiro teste seleciona o número de defasagens de acordo com o critério de informação de Schwartz, o segundo de acordo com o critério de informação de Akaike, e por último definimos o número de defasagens que limpa a autocorrelação serial nos resíduos do modelo de acordo com o resultado do teste do multiplicador de Lagrange<sup>1</sup> para autocorrelação serial. No teste de cointegração através do procedimento de dois passos, quando a série do mini contrato futuro de S&P 500 é utilizada como variável dependente, não conseguimos verificar a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis. Entretanto, no momento que utilizamos a série do mini contrato de Ibovespa como variável dependente na regressão cointegrante, rejeitamos a hipótese de raiz unitária nos resíduos desta regressão ao nível de 5% de significância.

<sup>1</sup> Para mais informações sobre a estatística do teste utilizado, ver página 22 de Johansen (1995).

**Tabela 3. Testes ADF nos resíduos da regressão cointegrante**

Var. Dependente	SIC	AIC	Teste ML
Mini contrato futuro de S&P 500	-2,82 {0}	-2,77 {5}	-2,81 {4}
Mini contrato futuro de Ibovespa	-3,48** {0}	-3,45** {3}	-3,40** {2}

Entre chaves se encontra o número de defasagens incluídas na regressão de acordo com o método de seleção utilizado.

\*\* Significante ao nível de 5% de acordo com os valores críticos de MacKinnon(1996)

Fonte: Elaborada pelos autores

Esta divergência nos resultados é uma das dificuldades de utilizarmos o procedimento de dois passos para testar cointegração. Para esclarecer a relação de cointegração entre as séries analisadas buscaremos realizar o teste do traço através da estimação do vetor de correção de erros apresentado na seção anterior. Para isso precisamos definir o número de defasagens que entrarão no lado direito da equação [5]. Para lidar com os problemas relatados na seção 3.4 iremos aplicar o teste do traço no VECM com três diferentes quantidades de defasagens das variáveis endógenas no sistema. O primeiro teste irá selecionar o número de defasagens de acordo com o critério de informação de Schwartz, o segundo de acordo com o critério de informação de Akaike, e por último realizaremos novamente o teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação serial.

**Tabela 4. Testes do traço para diferentes números de defasagens no VECM**

Teste do Traço	SIC - 1 Lag	AIC - 4 Lags	Teste ML - 22 Lags
$r = 0$	15,94**	14,89*	14,36*
$r \leq 1$	0,04	0,06	0,09

\*\* Significante ao nível de 5% \*Significante ao nível de 10% de acordo com os valores críticos de MacKinnon(1999)

Fonte: Elaborada pelos autores

Na tabela 4 podemos observar os resultados dos testes do traço realizados. Mesmo com diferentes números de lags das variáveis no sistema, os resultados indicam a mesma conclusão quanto ao número de vetores cointegrantes existentes. Todos eles rejeitam a hipótese de nula de que o número de vetores cointegrantes é menor ou igual a zero contra a alternativa de que este número é maior do que zero. Ao mesmo tempo,

todos os três testes não conseguem rejeitar a hipótese nula de  $r$  ser menor ou igual a um, o que evidencia a existência de um vetor cointegrante. Visto que as séries são cointegradas, a relação entre elas pode ser modelada corretamente através de um modelo de correção de erros.

Novamente estimaremos os modelos de correção de erros de acordo com os dois procedimentos que vêm sendo realizados. Para o procedimento de dois passos de Engle e Granger (1987), estimaremos o modelo de correção de erros descrito na equação [3] e selecionaremos as defasagens de acordo com os métodos de seleção utilizados nos procedimentos das tabelas 3 e 4. Para o procedimento de Johansen (1988), o VECM estimado será idêntico ao estimado para o teste do traço. Isto é possível devido ao fato do procedimento de Johansen (1988) ser composto por apenas um passo que incorpora o teste de cointegração e a estimação do modelo.

Na tabela 5 e 6 apresentamos apenas os coeficientes de velocidade de ajuste que definem a relação de longo prazo entre as séries. Ressaltamos que, quanto menor e mais significativo este valor, maior a parcela do desequilíbrio de longo prazo que está sendo corrigida a cada período.

**Tabela 5. Estimativas dos coeficientes de velocidade de ajuste no MCE estimado através do procedimento de dois passos de Engle e Granger (1987)**

Var. Dependente	SIC	AIC	Teste ML
Mini Contrato Futuro S&P 500	-0,000191 {0}	-0,000185 {6}	-0,000182 {4}
Mini Contrato Futuro Ibovespa	-0,001077*** {0}	-0,001042*** {3}	-0,001076*** {1}

Entre chaves se encontra o número de defasagens incluídas na regressão de acordo com o método de seleção utilizado.

\*\*\* Significante ao nível de 1%

Fonte: Elaborada pelos autores

Observamos na tabela 5 e 6 que os coeficientes de velocidade de ajuste são significantes ao nível de 1% apenas no modelo com o mini contrato futuro de Ibovespa como variável dependente. No modelo com o mini contrato futuro de S&P 500 como variável dependente, os coeficientes não são significantes no procedimento de dois passos e são significantes ao nível de 10% no VECM. Em todos os procedimentos, os coeficientes são menores nos casos onde o mini contrato futuro de Ibovespa é a variável

dependente. Isto significa que é a série do Ibovespa que parece estar se movimentando mais intensamente de forma a corrigir os desvios da relação de longo prazo entre os índices.

**Tabela 6. Estimativas dos coeficientes de velocidade de ajuste no VECM estimado através do procedimento de Johansen (1988)**

Var. Dependente	SIC - 1 Lag	AIC - 4 Lags	Teste ML - 22 Lags
Mini Contrato Futuro S&P 500	-0,000176*	-0,000177*	-0,000199*
Mini Contrato Futuro Ibovespa	-0,000577***	-0,000562***	-0,000563***

\*\*\* Significante ao nível de 1% \*Significante ao nível de 10%

Fonte: Elaborada pelos autores

Ao comparar os procedimentos realizados na tabela 5 e 6, percebemos que os coeficientes obtidos são bem parecidos, inclusive na sua significância estatística. O que nos indica que apesar de diferentes os procedimentos de dois passos de Engle e Granger (1987) e o procedimento de Johansen (1988) apresentam resultados similares.

No teste do traço e na análise do componente de velocidade de ajuste do VECM supomos que os coeficientes do modelo são constantes durante todo o período da amostra. Na próxima seção iremos relaxar parcialmente esta suposição nas estimações por *rolling windows*.

## 5.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO ATRAVÉS DE *ROLLING WINDOWS*

Em linha com os estudos da seção 2 que analisaram a dinâmica da integração financeira através de *rolling windows*, iremos realizar o teste do traço através de *rolling windows* na tentativa de verificar possíveis quebras estruturais na relação de cointegração entre as séries temporais analisadas.

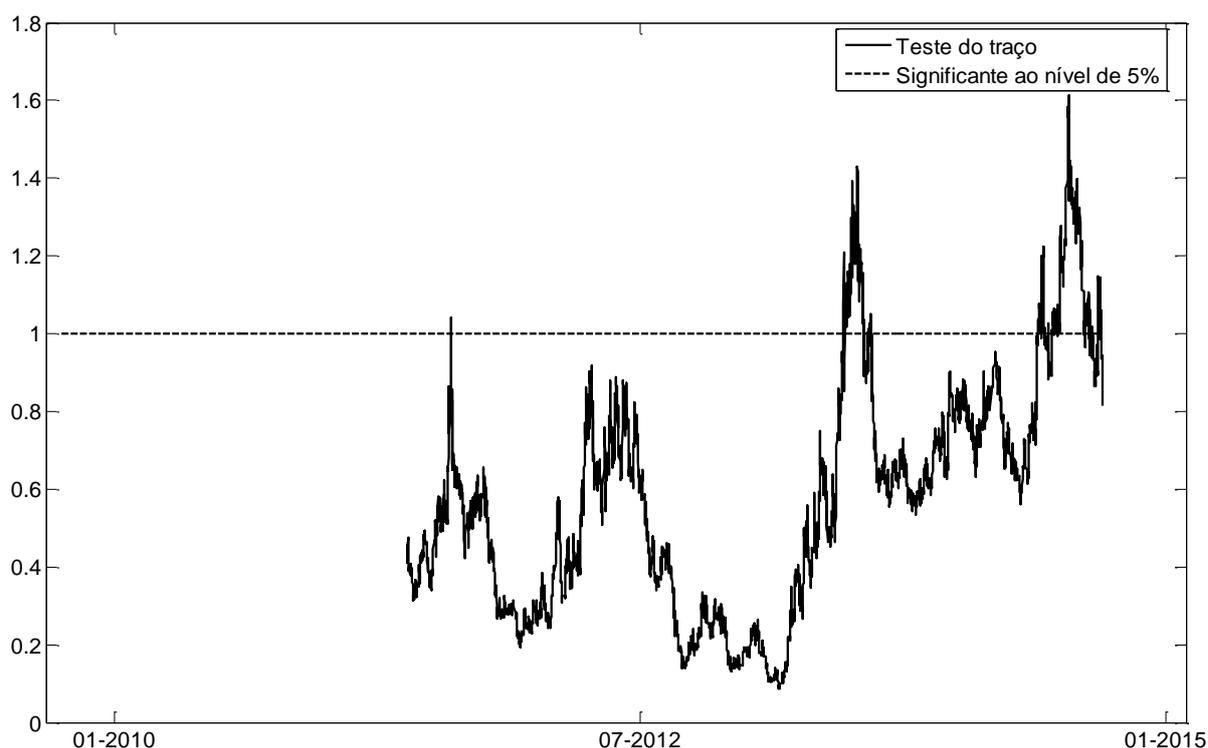
Na realização deste procedimento iterativo precisamos ter cuidado com a má especificação do modelo. Seguindo as orientações de Ludwig (2014), testaremos primeiro a existência de raiz unitárias nas séries em cada sub amostra através do teste ADF de forma a verificar se o nível de integração das séries nas sub amostras são os mesmos a cada iteração. Para garantir essa condição necessária iremos verificar a priori

qual o tamanho mínimo de sub amostra que nos proporciona séries não estacionárias de mesma ordem de integração.

Como relatado na seção 3.2, antes dos testes de cointegração através de *rolling windows*, precisaremos definir o número de observações a serem incluídas em cada sub amostra. Dessa forma, buscaremos o menor número de observações que proporciona todas as sub amostras não estacionárias, e com a mesma ordem de integração. A seleção desse valor foi feita de forma recursiva, definimos um tamanho de janela inicial igual a 500 observações e testamos a ordem de integração das séries através de testes ADF em cada instante de tempo. Se alguma das sub amostras geradas fosse não estacionária ou se elas apresentassem ordem diferente, adicionaríamos 500 observações ao tamanho da sub amostra e repetiríamos o processo. Dessa forma, testamos recursivamente os tamanhos de amostra e verificamos que uma amostra com 6500 observações, período de aproximadamente um ano e meio, proporciona sub amostras não estacionárias e com mesmo nível de integração de acordo com o teste ADF realizado de forma recursiva. Portanto, após selecionar o tamanho da sub amostra podemos passar aos testes do traço através de *rolling windows*. Neste procedimento de *rolling windows*, a cada passo adicionaremos uma nova observação à amostra, e ao mesmo tempo, descartamos a observação mais antiga.

Também precisamos verificar o número de defasagens que serão incluídas no modelo a cada passo de forma a eliminar a autocorrelação serial. Para isso utilizaremos testes do Multiplicador de Lagrange realizados a cada passo do procedimento recursivo.

**Figura 2. Teste do traço realizado através de *rolling windows***



Fonte: Elaborada pelos autores

Os valores acima da linha tracejada na figura 2 indicam a rejeição da hipótese de  $r = 0$  ao nível de 5%, isto porque os resultados foram ponderados pelo respectivo valor crítico de MacKinnon (1999) ao nível de 5% de significância. Os valores dos testes de  $r \leq 1$  foram omitidos, pois todos apresentam a não rejeição da hipótese nula. É importante notar que a amostra utilizada para o teste através de *rolling windows* é reduzida, pois definimos o valor de sub amostra em 6500 observações. Dessa forma, os resultados são apresentados apenas a partir da observação de número 6501 em diante.

Na figura 2 podemos observar que existe uma grande variabilidade nos resultados dos testes de cointegração ao longo da amostra. Em alguns momentos os testes do traço apresentaram valores significativos ao nível de 5% bem destacados. Isto indica que existem momentos em que as séries podem ser consideradas cointegradas, e em outros momentos não. Portanto, a figura 2 evidencia a existência de variações na relação de longo prazo entre as séries temporais dos mini contratos analisados.

### 5.3 ESTIMAÇÃO DO MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS ATRAVÉS DO FILTRO DE KALMAN

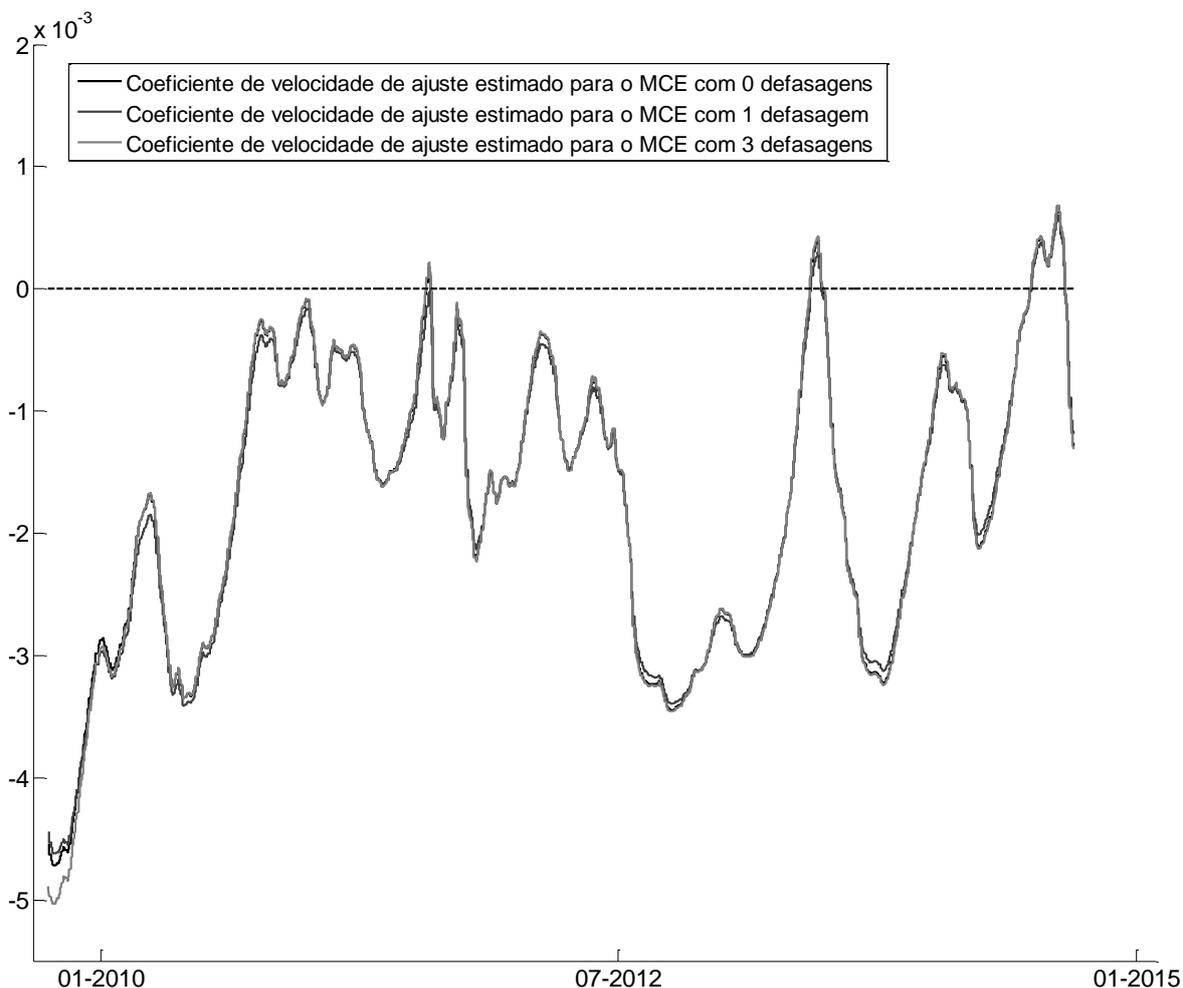
Podemos utilizar o filtro de Kalman para estimar os coeficientes do MCE, de modo a observar a dinâmica da relação de longo prazo entre as séries sem impor quaisquer restrições quanto à constância dos parâmetros ao longo do tempo.

Como vimos na seção 5.1 os resultados dos testes de cointegração e os coeficientes dos modelos de correção de erros são muito próximos, não importando o procedimento utilizado. Nesta pesquisa iremos estimar o modelo de correção de erros do procedimento de dois passos de Engle e Granger através do filtro de Kalman por conta da maior simplicidade deste modelo com relação ao VECM.

Nesta seção iremos estimar o modelo [3] através do filtro de Kalman onde a dinâmica do  $\alpha$ , o coeficiente de velocidade de ajuste, será descrita através de uma *random walk*, dessa forma, permitimos que este coeficiente varie ao longo do tempo. Nosso objetivo é verificar seu comportamento ao decorrer do tempo com o objetivo de verificarmos a variação na relação de cointegração entre as séries. Quanto menor o coeficiente de velocidade de ajuste do desvio de longo prazo, maior a rapidez com que as séries se ajustam de forma a corrigir os desequilíbrios na relação de longo prazo.

Na figura 3 podemos observar as estimativas suavizadas para o coeficiente de velocidade de ajuste no modelo de correção de erros obtido por meio do filtro de Kalman para os modelos com 0, 1 e 3 defasagens das variáveis na equação onde a variável dependente é o mini contrato futuro do Ibovespa. Observamos que o comportamento deste coeficiente é muito semelhante nos três modelos estimados, e por isso na figura 3, apesar das legendas, fica difícil diferenciar os modelos. Na maior parte do tempo as estimativas para os coeficientes ficam entre 0 e -1, indicando a existência de uma correção dos desvios na relação de longo prazo por parte da série do mini contrato futuro de Ibovespa. Valores negativos para o coeficiente de velocidade de ajuste indicam a existência de uma relação de cointegração entre as séries analisadas. Além disso, quanto mais negativo for este valor, mais rápida é a correção do desvio da relação de longo prazo, e por consequência, mais intensa é a interdependência entre as séries analisadas.

**Figura 3. Coeficiente estimado por filtro de Kalman com Ibovespa como a variável dependente no MCE**

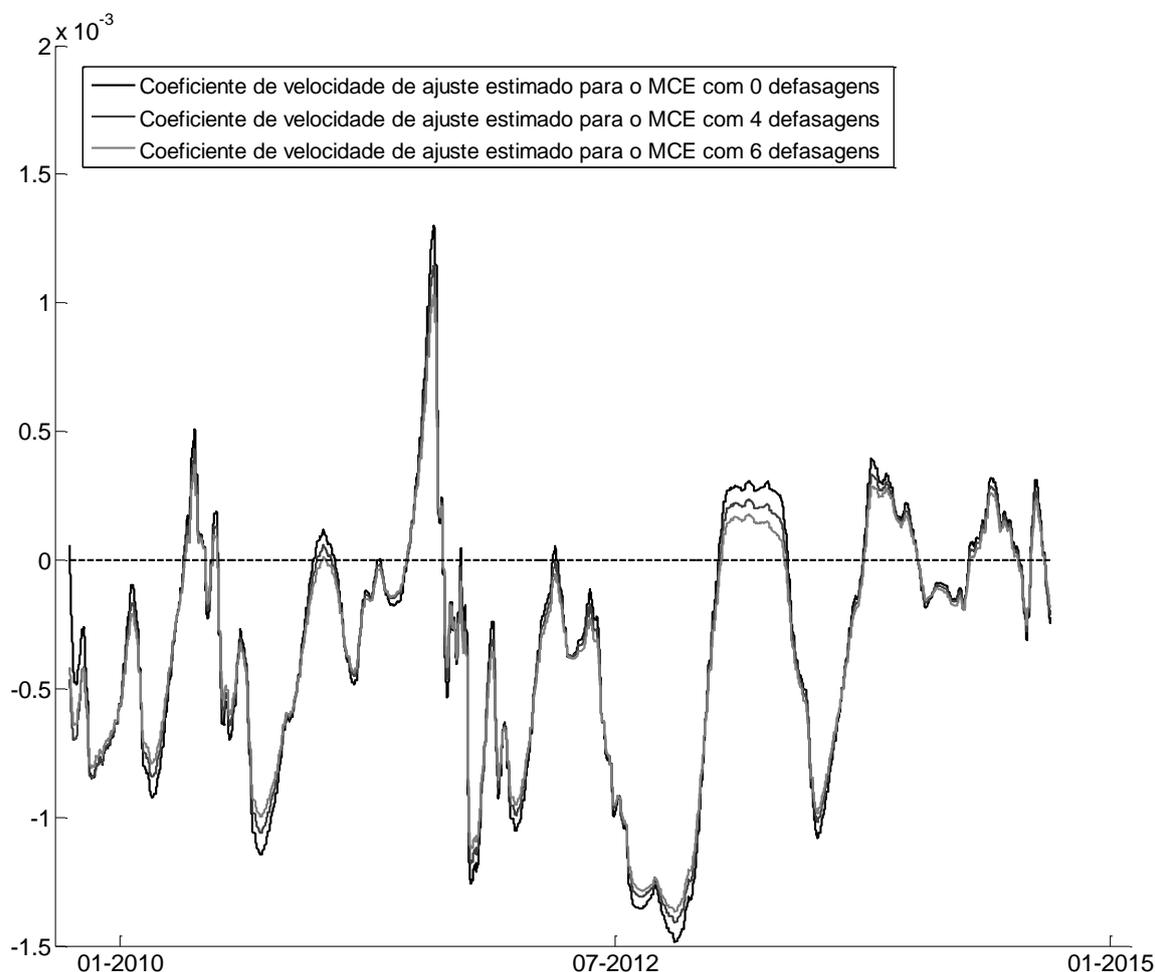


Fonte: Elaborada pelos autores

Na figura 4 observamos as estimativas suavizadas do coeficiente de velocidade de ajuste com o mini contrato futuro norte americano como variável dependente no MCE com 0,4 e 6 defasagens das variáveis do modelo. Novamente, percebemos que os resultados para o coeficiente dinâmico nos modelos com a inclusão de diferentes quantidades de defasagens das variáveis endógenas são praticamente iguais. O que podemos perceber de diferença com o coeficiente de velocidade de ajuste é que no caso do mercado norte americano, os valores são mais próximos de zero e por diversas vezes são não negativos. Isto indica que em diversos momentos do período amostrado, o mercado norte americano não estava corrigindo os desvios da relação de longo prazo com o mercado brasileiro, mas sim, estava se movimentando de forma a aumentar esses

desvios. Essa evidência reforça a hipótese de que é o mercado brasileiro que corrige mais intensamente os desvios na relação de longo prazo entre os dois mercados.

**Figura 4. Coeficiente estimado por filtro de Kalman com S&P 500 como a variável dependente no MCE**



Fonte: Elaborada pelos autores

Podemos buscar verificar a robustez das estimativas para os coeficientes de velocidade de ajuste através do filtro de Kalman ao comparar estes valores com aqueles obtidos nas estimações realizadas através do método dos mínimos quadrados para o modelo estático, que foram apresentadas na tabela 5. Para isso, calculamos a média incondicional dos valores estimados do coeficiente através do filtro de Kalman e os relatamos na tabela 7.

**Tabela 7. Estimativas dos coeficientes de velocidade de ajuste através do filtro de Kalman**

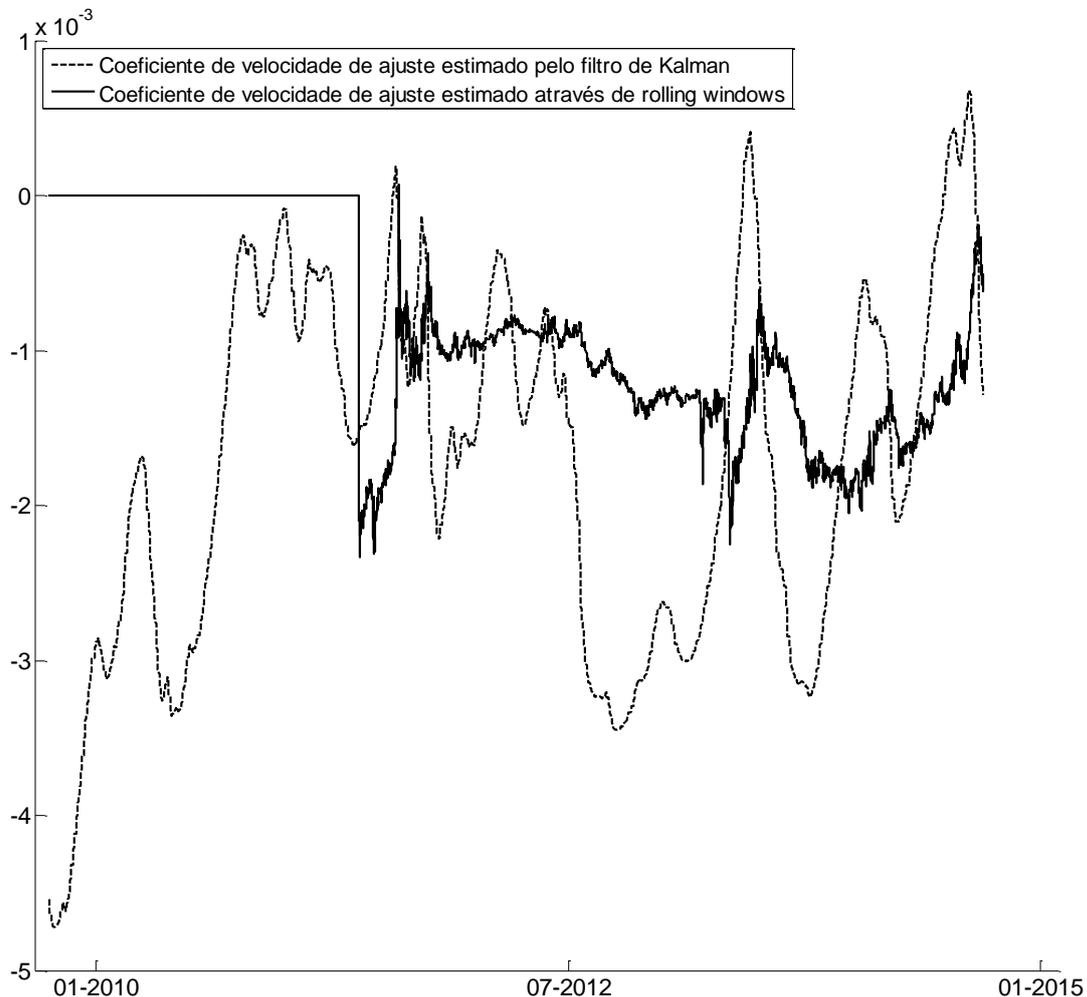
Var. Dependente	1 Lag	4 Lags	22 Lags
Mini Contrato Futuro S&P 500	-0,00033	-0,00033	-0,00035
Mini Contrato Futuro Ibovespa	-0,00175	-0,00174	-0,00177

Fonte: Elaborada pelos autores

Na comparação entre as médias dos coeficientes estimados por filtro de Kalman da tabela 7 e os coeficientes estimados através de MQO na tabela 5, percebemos que todos os coeficientes apresentam o mesmo sinal e têm valores muito próximos. Portanto, os valores dos coeficientes estimados pelo filtro de Kalman podem ser considerados robustos apesar do diferente método de estimação utilizado. Para completar a verificação de robustez das estimativas por filtro de Kalman iremos comparar, nas figuras 5 e 6, os valores obtidos através do filtro de Kalman com valores obtidos através das estimativas de um MCE por meio de *rolling windows*. Para isso, apresentamos os resultados de ambos na figura 5 para o caso do modelo onde o mini contrato futuro de Ibovespa é a variável dependente, e na figura 6 o caso onde mini contrato futuro do índice S&P 500 é a variável dependente.

Analisando as figuras 5 e 6, podemos observar que as estimativas dos coeficientes de velocidade de ajuste apresentam grandes similaridades. Fica claro em ambas as figuras que as estimativas por filtro de Kalman apresentam maior variação do que as estimativas por *rolling windows*. Isto pode ser explicado pelo fato de que as estimativas por *rolling windows* representam o coeficiente de velocidade ajuste estimado através das 6500 observações anteriores. Mesmo assim, as tendências e variações nas estimativas ao longo do tempo estão bem próximas em ambas as figuras. Portanto, os comparativos realizados nas figuras 5 e 6, e nas tabelas 5 e 7, nos indicam que as estimativas pelo filtro de Kalman são robustas por apresentarem valores próximos aos obtidos pela estimação através de mínimos quadrados.

**Figura 5. Comparativo entre o coeficiente de velocidade de ajuste do MCE estimado por filtro de Kalman e através de *rolling windows* com o mini contrato futuro do Ibovespa como a variável dependente**



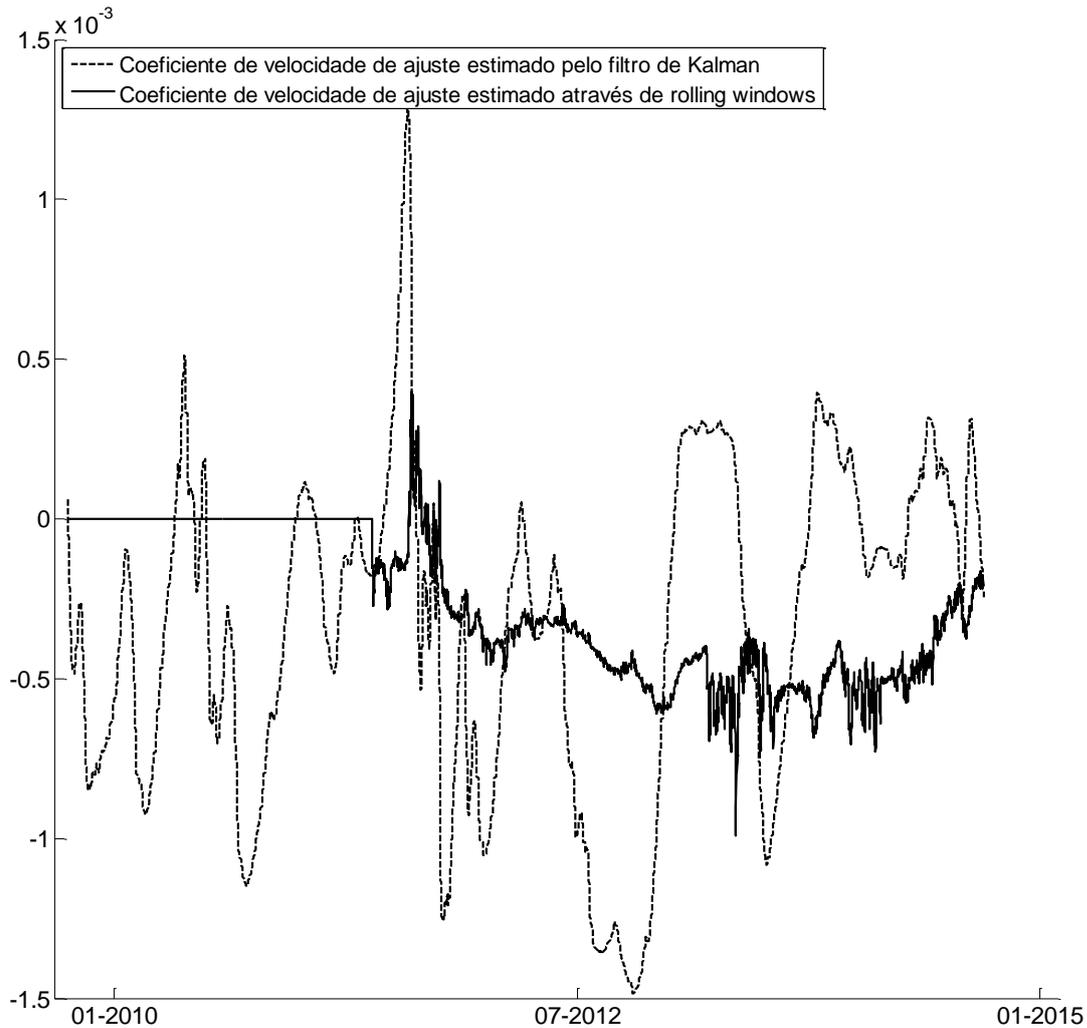
Fonte: Elaborada pelos autores

Apesar de ser um método não muito utilizado na literatura de integração financeira, a estimativa por filtro de Kalman pode ser considerada superior ao método de *rolling windows*, que é mais utilizado na literatura. Isto porque mesmo sendo um método que apresenta resultados similares aos das estimativas por *rolling windows*, o modelo estimado pelo filtro de Kalman não sofre da necessidade de utilização de sub amostras.

Através do filtro de Kalman conseguimos estimar o nível de integração financeira em tempo real. Isto é, conforme a frequência dos dados utilizada, é possível obter estimativas da atual integração financeira entre os mercados. Dessa forma, os

*policy makers*, munidos da metodologia apresentada nesta seção, poderiam identificar o efeito de suas políticas de integração e estabilização dos mercados financeiros de forma quase que imediata se fossem utilizados dados de alta frequência.

**Figura 6. Comparativo entre o coeficiente de velocidade de ajuste do MCE estimado por filtro de Kalman e através de *rolling windows* com o mini contrato futuro do S&P 500 como a variável dependente**



Fonte: Elaborada pelos autores

#### 5.4 TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Nesta seção buscaremos identificar a relação de precedência estatística entre as variáveis. Para isso realizaremos testes de causalidade de Granger na amostra completa e através de *rolling windows*. Para a realização deste teste, novamente precisamos nos certificar de que os resíduos são não correlacionados serialmente. Isto porque utilizamos

defasagens das variáveis dependentes como variáveis independentes no VAR estimado. Dessa forma, novamente iremos utilizar o teste do multiplicador de Lagrange para autocorrelação serial que irá indicar o número de defasagens das variáveis dependentes a serem incluídas de forma a eliminar a correlação serial nos resíduos. Como o VAR estimado é da mesma forma do modelo [4], o teste do ML indica novamente o número de 22 defasagens a serem incluídas no VAR estimado com a amostra completa.

A tabela 8 apresenta os resultados do teste de Wald de significância conjunta das restrições de acordo com o que foi proposto no modelo [10]. Os resultados apresentados indicam a existência de causalidade bidirecional significativa ao nível de 1%. Isto significa que dados passados de ambas as variáveis são significativos para explicar dados presentes da outra variável. Percebemos mais uma vez a alta integração financeira entre os mercados acionários analisados. Novamente, neste teste de amostra completa estamos supondo constância dos parâmetros, iremos relaxar parcialmente esta suposição ao realizarmos testes de causalidade de Granger através de *rolling windows*.

**Tabela 8. Teste de causalidade de Granger**

Var. Dependente	22 Defasagens
Mini Contrato Futuro S&P 500	40,53***
Mini Contrato Futuro Ibovespa	43,04***

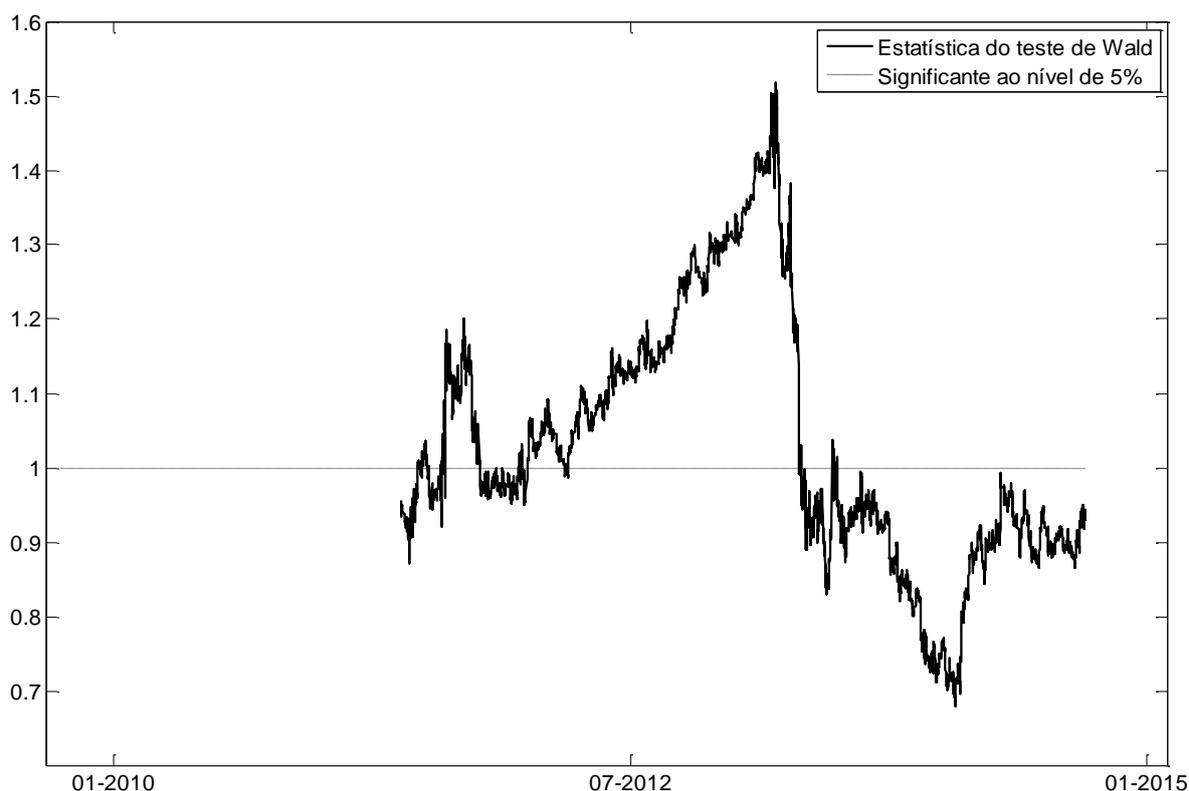
\*\*\* Significante ao nível de 1%

Fonte: Elaborada pelos autores

Para garantir a possibilidade de comparação entre os testes realizados precisamos manter o poder do teste de Wald a cada passo. Dessa forma, no teste de causalidade de Granger através de *rolling windows* precisamos manter constante o número de defasagens incluídas no modelo ao longo do tempo, ao mesmo tempo em que garantimos que os modelos em cada sub amostra não apresentem resíduos auto correlacionados. Não nos preocuparemos com a super parametrização do modelo, mas manteremos constante o número de parâmetros ao longo do tempo de forma a ter valores críticos constantes para o teste de Wald, o que nos permitirá a comparação entre a significância dos coeficientes ao longo do tempo. Dessa forma, serão incluídas 65 defasagens das variáveis endógenas no VAR estimado. Decidimos incluir 65 defasagens pois, através de um teste prévio, foi detectada alta correlação serial nos resíduos dos

modelos estimados nas sub amostras. Além disso, precisamos nos certificar de que o nível de integração das séries é constante ao longo do tempo, de forma a considerar o que foi anteriormente discutido sobre o teste de Wald modificado. Portanto, utilizaremos sub amostras com 6500 observações, o mesmo tamanho de sub amostra que foi utilizado nos testes do traço através de *rolling windows*.

**Figura 7. Teste de causalidade de Granger com Ibovespa como a variável dependente**



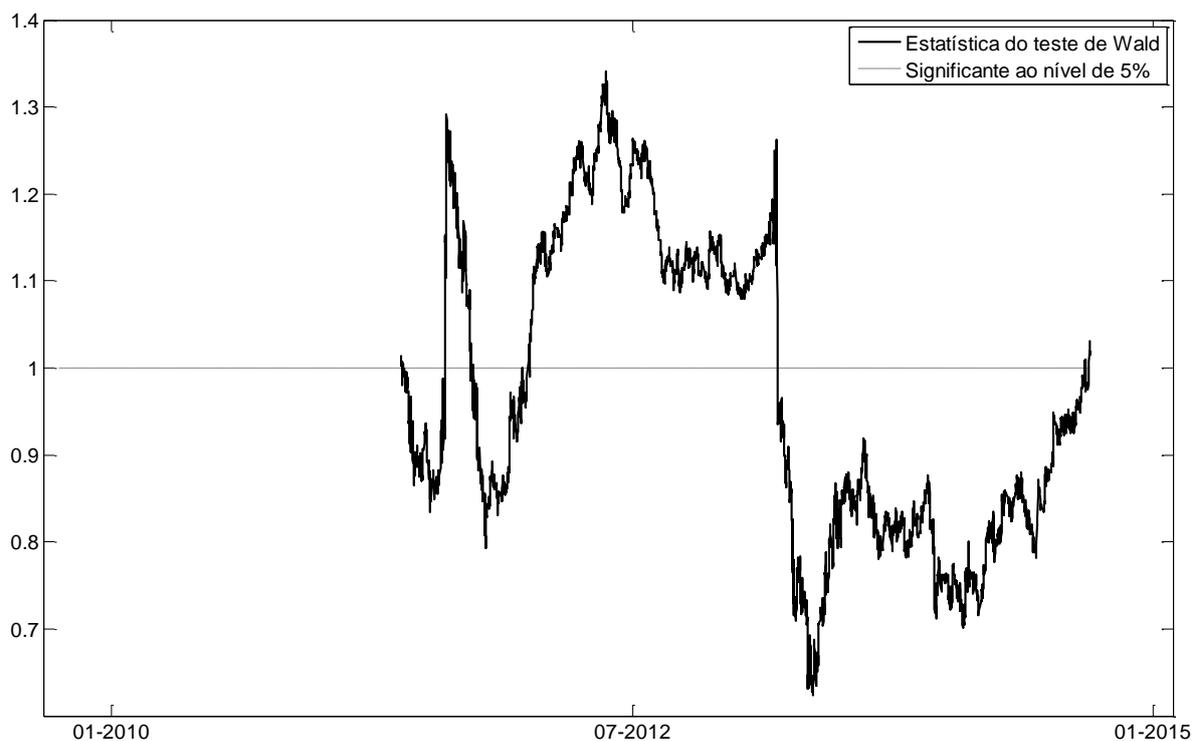
Fonte: Elaborada pelos autores

Na figura 7, os resultados do teste de causalidade de Granger são apresentados para o caso onde a variável do mini contrato futuro de Ibovespa é a dependente. Os valores foram ponderados pelo valor crítico do teste de Wald<sup>2</sup> ao nível de 5%, de forma que valores acima de 1 representam rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%. Novamente, observamos que existe uma variação nos resultados dos testes ao longo do tempo, de forma que em alguns momentos os resultados são significantes estatisticamente e em outros não. Na figura 8 percebemos que o mesmo acontece

<sup>2</sup> O teste de Wald realizado segue uma distribuição  $\chi^2_{65}$ .

quando a série temporal do mini contrato futuro de S&P500 é utilizado como variável dependente. Portanto, evidenciamos que a relação de causalidade de Granger entre as séries analisadas também apresenta quebras estruturais.

**Figura 8. Teste de causalidade de Granger com S&P500 como a variável dependente**



Fonte: Elaborada pelos autores

Até o momento, apresentamos evidências através dos testes de cointegração por *rolling windows* e pelo filtro de Kalman, de que existe uma variação significativa no nível de cointegração entre os dois mercados analisados ao longo do tempo. Além disso, os testes de causalidade de Granger também indicaram a existência de variação no grau de precedência estatística entre as séries ao longo do tempo. Com isso, podemos concluir de que as evidências claramente apontam para a existência de quebras estruturais no nível de integração financeira ao longo do tempo. Isto está de acordo com Serletis e King (1997), Rangvid (2001), Manning (2002), Pascual (2003), Neumann et al (2006), e Lahrech e Sylvester (2011).

Além disso, podemos afirmar que os estudos que não levam em conta o caráter variável ao longo do tempo ao analisar a integração financeira entre séries de índices

acionários, como por exemplo, Corhay (1993), Chan et al. (1997), Ghosh (1999), Khan (2011), e Karim e Ning (2013), podem apresentar resultados viesados em suas pesquisas.

## 5.5 RELAÇÃO ENTRE VARIAÇÕES NO GRAU DE INTEGRAÇÃO FINANCEIRA E VARIÁVEIS EXTERNAS

Nesta seção buscaremos analisar o poder explicativo de variáveis externas com relação ao grau de integração financeira. Nosso objetivo nesta seção é verificar se as variações no grau de integração financeira entre o mini contrato futuro do índice acionário brasileiro e o índice norte americano podem estar sistematicamente associadas às alterações em variáveis externas. O fato de identificarmos relação entre estas variáveis pode nos ajudar a esclarecer quais as condições de mercado que favorecem a integração financeira entre os países analisados.

**Tabela 9. Regressões entre as variáveis obtidas nos procedimentos iterativos e variáveis explicativas nos dados não agregados**

Variável Dependente		Negócios S&P500	Negócios Ibovespa	Volatilidade S&P500	Volatilidade Ibovespa
Coeficiente de velocidade de ajuste através do filtro de Kalman	Mini contrato futuro de S&P 500	0,021	-0,026	-0,002	0,001
	Mini contrato futuro de Ibovespa	0,021	-0,023	0,001	0,001
Causalidade de Granger através de <i>rolling windows</i>	Mini contrato futuro de S&P 500	0,424	13,458	0,381	0,069
	Mini contrato futuro de Ibovespa	0,055	2,605	0,695	0,563*
Teste do traço através de <i>rolling windows</i>		-0,093	-1,275	0,151*	0,096

\*\*\* Significante ao nível de 1% \*\* Significante ao nível de 5% \* Significante ao nível de 10%.

Fonte: Elaborada pelos autores

Nesta seção, realizamos as regressões para três periodicidades dos dados. A tabela 9 corresponde aos dados não agregados, ou seja, corresponde aos dados na

frequência de 30 minutos. A tabela 10 corresponde aos dados na frequência diária, e a tabela 11 corresponde aos dados agregados semanalmente. Os dados foram agregados pela média incondicional dos valores durante o período correspondente. Os testes em três periodicidades nos permite verificar se as relações observadas persistem mesmo após a agregação dos dados.

As regressões das tabelas 9, 10 e 11 foram realizadas de forma univariada, ou seja, foi estimado um modelo diferente para cada variável independente apresentada. Isto foi feito para evitar problemas de colinearidade nas variáveis independentes. Todas as regressões foram realizadas através do procedimento de Newey-West utilizando as primeiras diferenças das variáveis e através da inclusão de uma constante. Testes de raiz unitária também foram realizados para garantir a estacionariedade destas variáveis. Por conta da economia de espaço relatamos apenas os valores obtidos para os coeficientes das variáveis independentes nas regressões univariadas.

Os valores visualizados nas tabelas 9,10 e 11 para os MCEs estimados através do filtro de Kalman foram obtidos para os modelos sem a inclusão de defasagens das variáveis endógenas. O motivo de observar apenas um destes modelos nesta seção é por conta da economia de espaço, e da pouca diferença nos resultados dos modelos estimados com diferentes números de defasagens das variáveis.

Observando os resultados apresentados na tabela 9 conseguimos perceber a existência de uma relação significativa e positiva entre a volatilidade nos retornos do mini contrato do índice S&P 500 e os resultados obtidos no teste do traço. Outra relação significativa e positiva que conseguimos observar é entre a volatilidade do contrato brasileiro e os resultados do teste de causalidade de Granger para o caso do contrato brasileiro como variável dependente. Esta relação indica que quanto maior a volatilidade, maior a relação de causalidade entre as séries. Entretanto, apesar de observadas duas relações significativas na tabela 9, essas relações são significativas apenas ao nível de 10%. Veremos nas próximas tabelas se as relações significativas observadas na tabela 9 persistem após a agregação dos dados.

**Tabela 10. Regressões entre as variáveis obtidas nos procedimentos iterativos e variáveis explicativas nos dados agregados diariamente**

Variável Dependente		Negócios S&P500	Negócios Ibovespa	Volatilidade S&P500	Volatilidade Ibovespa
Coeficiente de velocidade de ajuste através do filtro de Kalman	Mini contrato futuro de S&P 500	0,084	-0,032	-0,008	0,026
	Mini contrato futuro de Ibovespa	0,150	-0,037	0,022	0,014
Causalidade de Granger através de <i>rolling windows</i>	Mini contrato futuro de S&P 500	-1,270	0,180	-0,168	0,142
	Mini contrato futuro de Ibovespa	-0,742	0,693	0,573	0,129
Teste do traço através de <i>rolling windows</i>		0,449	0,839***	0,143***	0,110*

\*\*\* Significante ao nível de 1% \*\* Significante ao nível de 5% \* Significante ao nível de 10%.

Fonte: Elaborada pelos autores

Na tabela 10, observamos as regressões realizadas para quando os dados utilizados são agregados na frequência diária. Podemos visualizar que o teste do traço aparece novamente com uma relação significativa e positiva com a volatilidade. Entretanto, para os dados na frequência diária essa relação parece ser mais intensa. Além de apresentar relação significativa ao nível de 1% com a volatilidade do mini contrato do S&P 500, a relação é também significativa ao nível de 10% com a volatilidade do mini contrato do Ibovespa. Outra relação significativa que aparece nos dados diários é entre o teste do traço e a série que corresponde à quantidade de negócios realizados no contrato brasileiro.

**Tabela 11. Regressões entre as variáveis obtidas nos procedimentos iterativos e variáveis explicativas nos dados agregados semanalmente**

Variável Dependente	Negócios S&P500	Negócios Ibovespa	Volatilidade S&P500	Volatilidade Ibovespa
---------------------	-----------------	-------------------	---------------------	-----------------------

Coeficiente de velocidade de ajuste através do filtro de Kalman	Mini contrato futuro de S&P 500	0,194	0,171	0,101	0,080
	Mini contrato futuro de Ibovespa	0,473	0,107	0,201	0,099
Causalidade de Granger através de <i>rolling windows</i>	Mini contrato futuro de S&P 500	-0,979	0,456	0,085	-0,350
	Mini contrato futuro de Ibovespa	-0,512	-0,649	0,200	-0,203
Teste do traço através de <i>rolling windows</i>		0,393	0,598***	0,385***	0,170**

\*\*\* Significante ao nível de 1% \*\* Significante ao nível de 5% \* Significante ao nível de 10%.

Fonte: Elaborada pelos autores

Para os dados agregados semanalmente, na tabela 11, conseguimos observar que as relações significativas encontradas nos dados agregados diariamente persistem, e se intensificam para o caso da volatilidade do índice brasileiro que agora é significativa ao nível de 5%.

Visto que os coeficientes correspondentes à volatilidade são significantes e positivos para o teste do traço em todas as frequências de dados, evidenciamos a existência de uma relação significativa e positiva entre integração financeira e volatilidade. Evidenciamos também uma relação positiva entre o nível de cointegração e a quantidade de negócios que parece surgir ao observarmos dados de menores frequências, como diária ou semanal. Esta última relação deve ser considerada com cautela por conta da alteração do sinal deste coeficiente ao passar os dados de intradiários para diários ou semanais.

A relação positiva e significativa entre a volatilidade e o teste do traço implica que momentos de maior volatilidade nos mercados estão relacionados sistematicamente com momentos de maior integração financeira. Essa evidência está de acordo com Chan et al. (1997), Manning (2002), e Karim e Ning (2013).

Quando participantes do mercado, especialmente gestores de fundo, buscarem diversificação de risco ao alocar o capital em ativos de diferentes países seria importante levar em conta as evidências desta pesquisa de que as correlações entre os mercados internacionais apresentam um caráter dinâmico ao longo do tempo, e também a evidência de que a integração financeira apresenta relação positiva com a volatilidade nos retornos do mercado.

## 6. CONCLUSÕES

Verificar a extensão da integração financeira entre mercados é uma tarefa importante, tanto para a gestão financeira como para o desenvolvimento de políticas de integração entre os mercados. Entretanto, verificar interdependência ou integração financeira não é uma tarefa simples. Testes estáticos tendem a verificar apenas se os mercados apresentam uma relação de integração estável durante o período analisado. Testes recursivos permitem analisar a dinâmica desta relação, todavia testes de cointegração através de *rolling windows* necessitam da utilização de sub-amostras, onde se supõem que a dinâmica permaneça constante durante o período 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.

Nesta dissertação oferecemos uma contribuição empírica ao empregar e comparar todos os procedimentos citados no parágrafo anterior para examinar a relação de integração financeira entre o mercado acionário brasileiro e norte americano. Devido ao êxito da presente pesquisa em observar a variação da integração financeira ao longo do tempo através do filtro de Kalman, a presente metodologia poderia ser útil também para os *policy makers*. Através do procedimento apresentado seria possível obter um indicador em tempo real, ao utilizar dados de maior frequência, para o nível de convergência entre os mercados. Dessa forma, estes agentes poderiam identificar o efeito atual de suas políticas de integração e estabilização dos mercados financeiros.

Os testes estáticos de cointegração e causalidade de Granger indicam a existência de uma relação de cointegração e de causalidade bidirecional estável ao longo do tempo. Entretanto, ao observarmos os valores estimados para teste do traço, para o coeficiente de velocidade de ajuste, e para o teste de causalidade de Granger, estimados através de *rolling windows*, conseguimos verificar que existem variações na relação de integração financeira entre o mini contrato futuro do índice S&P 500 e o Ibovespa ao longo do tempo. As estimativas realizadas para o MCE descrito no formato de espaço de estado através do filtro de Kalman também identificaram variações ao longo do período observado.

Por fim, nos resultados apresentados nas tabelas 9, 10 e 11, evidenciamos a existência uma relação significativa e positiva entre os resultados dos testes do traço realizados através de *rolling windows* e a volatilidade nos retornos do mini contrato do S&P 500 e do mini contrato do Ibovespa. Essa relação positiva evidenciada implica que momentos de maior volatilidade nos mercados estão relacionados sistematicamente com momentos de maior integração financeira.

Uma ressalva deve ser feita em relação ao teste de causalidade de Granger para o caso de variáveis omitidas. Os resultados correm o risco de serem espúrios se variáveis relevantes forem omitidas no teste de causalidade bivariado. Neste caso, fatores externos deveriam ter sido levados em conta na aplicação dos testes de causalidade de Granger. Por conta da dificuldade de obtenção de séries macroeconômicas na frequência intradiária, não acrescentamos estas variáveis aos testes realizados. A utilização de variáveis externas nos testes de causalidade de Granger dentro da metodologia proposta nessa dissertação fica como sugestão para pesquisas futuras.

Outra possibilidade de expansão da presente proposta seria repetir esta análise de integração financeira para séries financeiras de outros países. Seria interessante verificar se as conclusões realizadas nesta dissertação a respeito da relação entre os mini contratos futuros do S&P 500 e do Ibovespa podem ser estendidas para a relação entre ativos financeiros de outros países.

## 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADMATI, A.R., PFLEIDERER, P., (1988). A theory of intraday patterns: Volume and price variability. *Review of Financial Studies*.

ALDRIDGE, I., (2009). *High-Frequency Trading: A Practical Guide to Algorithmic Strategies and Trading Systems*, John Wiley & Sons, Inc., New Jersey.

AALTONEN, J., ÖSTERMARK, R. (1997). A rolling test of Granger causality between the Finnish and Japanese security. *Omega*, 25(6), pg. 635-642.

AYUSO, J., BLANCO, R. (1999). Has financial market integration increased during the 1990's? *Banco De Espana. Documentos de Trabajo*, 9923– 9958.

BEINE, M., COSMA, A., VERMEULEN, R., (2010). The dark side of global integration: Increasing tail dependence. *Journal of Banking and Finance* 34 (1), 184–192.

BEKAERT, G., HARVEY, C. R. (1995). Time-varying world market integration. *The Journal of Finance*, 50,403– 444.

BEKAERT, G., HARVEY, C., LUMSDAINE, R. (2003). Dating the integration of world equity markets. *Journal of Financial Economics*, 65, 203– 248.

BERNARD, A. (1991). Empirical implications of the convergence hypothesis. Working paper, Department of Economics, MIT, Cambridge, MA.

BROUWER, G., (2005). Monetary and Financial Integration in Asia: Empirical Evidence and Issues, *Asia Economic Cooperation and Integration*, Asia Development Bank, Manila, the Philippines, pg. 269-293.

CAMPBELL, J. (1987). Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics*, 18, pg. 373– 400.

CARVALHO, V.M., HARVEY, A.C., (2005). Growth, cycles and convergence in US regional time series. *International Journal of Forecasting* 21, pg. 667-686.

CHAN, K. (1992). A further analysis of the lead- lag relationship between the cash market and stock index futures market. *Review of Financial Studies*, vol. 5, no. 1, pg. 123-152.

CHAN K.C., GUP, E.B., e PAN M.S., (1997). International Stock Market Efficiency and Integration: A Study of Eighteen Nations. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 24(6), pg. 803-830.

CHEUNG, Y.W., LAI, K. S. (1993). Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, pg. 313-328.

COMMANDEUR, J. J. F., KOOPMAN, S. J., (2007). *An Introduction to State Space Time Series Analysis*. Oxford University Press.

CORHAY, A.A., RAD, T., URBAIN, J., (1993). Common stochastic trends in European stock markets. *Economics Letters*, 42, pg. 385-390.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J., (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Chicago, v. 55, n. 2, pg. 251-76, Março.

FARIAS H. P., SÁFADI T., (2010). Causalidade entre as principais bolsas de valores do mundo. *Revista de Administração Mackenzie*, V. 11, N. 2, São Paulo, SP, MAR./ABR. 2010, pg. 96-122.

GHOSH A., SAIDI R., JOHNSON, K.H., (1999). Who Moves the Asia-Pacific Stock Markets-US or Japan? Empirical Evidence Based on the Theory of Cointegration. *The Financial Review* N.34 (1999) pg. 159-170.

GRANGER, C., (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica* 37, 424-438.

HALDANE, A. G., HALL, S. G., (1991). Sterling's Relationship with the Dollar and the Deutschmark: 1976-89, *Economic Journal*, Vol. 101, No. 406, pg. 436-443.

HANSEN, H., JOHANSEN, S., (1992). Recursive estimation in cointegrated VAR models, discussion paper, Institute of Economics, University of Copenhagen, Copenhagen.

HARVEY, C. (1989). Time varying conditional covariances in tests of asset pricing models. *Journal of Financial Economics*, 24, 289– 317.

HARVEY, C. (1991). The world price of covariance risk. *Journal of Finance*, 46, 111 –157.

HERRING R., (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, S., (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 213-254.

JOHANSEN, S., (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.

JORION, P., SCHWARTZ E., (1986). Integration vs. Segmentation in the Canadian Stock Market, *Journal of Finance*, American Finance Association, vol. 41(3), ps 603-14, Julho.

KARIM, B.A., NING, X.H., (2013). Trade, volatility and stock market integration. The 2013 WEI International Academic Conference Proceedings. Istanbul, Turquia.

KEARNEY, C., LUCEY, B., (2004). International equity market integration: Theory, evidence and implications, *International Review of Financial Analysis* 13, 571-583.

KHAN, T.A., (2011). Cointegration of international stock markets: An investigation of diversification opportunities. *Comprehensive Exercise in Economics*. Carleton College. Pg. 1 - 53.

KIM, C.J., NELSON, C.R.,(1999). *State-Space Models with Regime Switching*. MIT Press, Cambridge.

KOLLIAS, C., MYLONIDIS, N., PALEOLOGOU, S-M., (2012). The nexus between exchange rates and stock markets: evidence from the euro-dollar

rate and composite European stock indices using rolling analysis. *Journal of Economics and Finance*.36, 136. 147.

KOOPMAN, S. J., (1993). Disturbance smoother for state space models. *Biometrika*, No. 80, pg. 117-126.

LAHRECH, A., SYLWESTER, K. (2011). U.S. and Latin American stock market linkages. *Journal of International Money and Finance*, 30, 1341-1357.

LEWIS, K. (1999). Trying to explain the home bias in equities and consumption. *Journal of Economic Literature*, 37, 571– 608.

LI, G., WONG, K.K.F., SONG, K.K.F., WITT, S.F., (2006). Tourism Demand Forecasting: A Time Varying Parameter Error Correction Model. *Journal of Travel Research*, pg. 175-185.

LUDWIG, A., (2014). What results can we expect from rolling trace tests? A discussion based on the issue of stock market integration, *Economics Bulletin*, vol. 34(1), pgs 16-24.

MACKINNON, J. G., HAUG A. A., MICHELIS L., (1999). Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*. v. 14, pg. 563–577.

MANNING, N., (2002). Common trends and convergence? South East Asian equity markets, 1988–1999. *Journal of International Money and Finance*, No. 21, pg. 183–202.

MATOS P., PENNA C., LANDIM M., (2011). Performance Convergence Analysis of Stock Exchanges: the Situation of the Ibovespa in the World Scenario. *Revista Brasileira de Finanças*, Rio de Janeiro, Vol. 9, No. 3, Setembro, pg. 437–459.

NEUMANN, A., SILIVERSTOV, B., VON HIRSCHAUSEN, C., (2006). Convergence of European spot market prices for natural gas? A real-time analysis of market integration using the Kalman Filter. *Applied Economics Letters* 13, pg. 727-732.

OLIVEIRA, G. R., MEDEIROS, O. R. (2009). Testando a Existência de Efeitos Lead-Lag Entre Os Mercados Acionários Norte-Americano e Brasileiro. *Brazilian Business Review*, 6, 1–21.

PASCUAL, A.G., (2003). Assessing European stock market (co)integration. *Economics Letters* 78, 197–203.

PHILLIPS, P. B., SUL, D., (2007). Transition Modeling and Econometric Convergence Tests. *Econometrica*, 75, 1771–1855.

RANGVID, J., (2001). Increasing convergence among European stock markets? A recursive common stochastic trends analysis. *Economics Letters* 71, 383–389.

SEC, CFTC (2010), Findings regarding the market events of may 6, 2010. Report of the staffs of the CFTC and SEC to the joint advisory committee on emerging regulatory issues. Disponível em <http://www.sec.gov/news/studies/2010/marketevents-report.pdf>

SERLETIS, A., KING, M., (1997). Common stochastic trends and convergence of European union stock markets. *The Manchester School*, Vol. LXV, No.1, Janeiro.

TESAR, L., WERNER, I. (1995). Home bias and high turnover. *Journal of International Money and Finance*, 14, 467– 492.

YANG, J., KOLARI, J.W., SUTANTO, P.W. (2004). On the stability of long-run relationships between emerging and US stock markets, *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 14 No. 3, pg. 233-248.

YU I., FUNG K., TAM C., (2010). Assessing financial market integration in Asia – Equity markets, *Journal of Banking & Finance*.