



Disponível em
<http://www.anpad.org.br/rac>

RAC, Curitiba, v. 13, n. 2, art. 6,
p. 272-290, Abr./Jun. 2009



Cointegração e Descoberta de Preços de ADR Brasileiros

Cointegration and Brazilian ADR Price Discovery

Claudio Akira Kawamoto *

Bacharel em Economia pela FEA-USP.
Agente Autônomo de Investimentos, São Paulo/SP, Brasil.

Carlos Tadao Kawamoto

Mestre em Economia pela UFSC.
Professor das Faculdades Oswaldo Cruz, São Paulo/SP, Brasil.

* Endereço: Claudio Akira Kawamoto
Rua Gaspar Lourenço, 37, São Paulo/SP, 04107-000. E-mail: akirakawa@hotmail.com

Copyright © 2009 RAC. Todos os direitos, inclusive de tradução, são reservados. É permitido citar parte de artigos sem autorização prévia desde que seja identificada a fonte.

RESUMO

Este trabalho examina a formação dos preços de papéis brasileiros negociados na New York Stock Exchange [NYSE] através de *American Depositary Receipts* [ADRs]. Verificou-se se os preços dos pares ação-ADR possuem tendência comum de longo prazo, isto é, se suas séries cointegram e, além disso, quantificou-se a contribuição de cada ativo (ADR e ação) na formação do preço de longo prazo através da razão de ajustamento proposta por Eun e Sabherwal (2003). Complementando o trabalho de Sanvicente (1998), que analisou a integração entre os índices Ibovespa e Dow Jones, este trabalho examina a hipótese de integração, utilizando dados desagregados, com uma amostra de 32 papéis, que perfaziam conjuntamente mais de 67% do volume da bolsa brasileira, e seus respectivos ADRs, no período de fevereiro de 1999 a junho de 2006. Os resultados apontam que em apenas 15 pares há uma tendência de longo prazo comum entre a ação e sua ADR; em apenas 2 pares os parâmetros do modelo de correção de erros (VECM) são estatisticamente significantes, indicando que para somente 6,25% da amostra os ajustes necessários para a manutenção de um equilíbrio de longo prazo ocorrem em ambos os mercados.

Palavras-chave: descoberta de preços; ADR; cointegração; mercado de capitais.

ABSTRACT

This paper examines double-listing contribution for the price discovery of Brazilian stocks negotiated at the NYSE through ADRs. It examines whether the prices of stock/ADR pairs have their own common long term relation or, alternatively, whether the prices are cointegrated. Furthermore, it quantifies the contribution of each asset (ADR and stock) in long term price formation through the method proposed by Eun and Sabherwal (2003). Complementing the work of Sanvicente (1998), which analyzes the cointegration between the Ibovespa and Dow Jones indexes, this paper examines the cointegration hypothesis using disaggregated data, with a sample of 32 stocks that jointly made up over 67% of the volume of the Brazilian Market and its respective ADRs between February 1999 and June 2006. The results show that in only 15 pairs is there a long-term relationship between stock and its ADR. The results also show that the parameters of the vector error correction model (VECM) are statistically significant in only two pairs, demonstrating that the necessary adjustments for the maintenance of a long term equilibrium occur in both markets for only 6.25% of the sample.

Key words: price discovery; ADR; cointegration; capital market.

INTRODUÇÃO

A globalização dos mercados financeiros aumentou a procura dos investidores por oportunidades de diversificação de carteiras internacionalmente, assim como possibilitou que empresas obtivessem recursos no exterior por meio da dupla listagem de suas ações. Um dos instrumentos mais utilizados nos países emergentes para tal fim são os *American Depositary Receipts* [ADRs] cuja elevação no número de transações fez surgir um receio dos profissionais do mercado nacional acerca da perda de negócios para o mercado norte-americano. Contrariando essa crença popular, Sanvicente (2001) encontrou, para 26 ações com negociações de ADR em Nova York, que os ADR estimulam negócios no mercado doméstico.

Avaliando um par ADR - ação conjuntamente, tem-se que o lançamento do ADR pode induzir menor segmentação dos dois mercados que as transacionam (no nosso caso, New York Stock Exchange [NYSE] e Bolsa de Valores de São Paulo [Bovespa]). Essa hipótese, conhecida como **segmentação de mercado**, levaria a uma elevação no preço da ação decorrente da redução do custo acionário. Merton (1987) sugere que a dupla listagem aumenta a visibilidade da firma, reduzindo a incerteza e a percepção de risco do mercado sobre o papel. Essa hipótese é conhecida como **reconhecimento do investidor** (*investor recognition*). Ambas as hipóteses somente teriam sentido, se os preços do par ADR - ação cointegrassem. Caso contrário, o ADR não formaria um mercado conjunto com o papel, sendo os benefícios de ambas as hipóteses improváveis.

Sanvicente (1998) aplicou o ferramental econométrico de cointegração para analisar a integração do mercado brasileiro de ações, representado pelo Ibovespa, ao mercado internacional, representado pelo índice Dow Jones, no período de 1986 a 1997. Os resultados mostraram não haver cointegração entre as duas praças. Indo além, apontaram uma redução da segmentação entre os mercados, o que representa oportunidades de diversificação de carteiras e conseqüente redução de riscos para os investidores de ambas as bolsas. Entretanto seu estudo foi realizado com os índices dos mercados, ao invés de utilizar os dados dos ativos individuais.

Este estudo contribui ao investigar a cointegração de 32 pares de ADR - ação, negociados na Bovespa e na NYSE, ao invés de utilizar os índices representativos dos mercados, como realizado por Sanvicente (1998). A hipótese principal a ser investigada é a de que os preços dos pares ação-ADR não apresentam relação de longo prazo entre si. Caso essa hipótese seja refutada, será calculada a fração de ajustamento dos preços de longo prazo entre os pares ação-ADR, ou seja, tentar-se-á descobrir qual dos mercados, Bovespa ou NYSE, mais influencia a formação de preços dos pares ação-ADR.

Para alcançar os objetivos descritos acima, investigou-se inicialmente a presença de raiz unitária para 32 papéis negociados na Bovespa e seus respectivos ADR. Além disso, quando apropriado, testou-se a cointegração entre os pares ADR e ação por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988), objetivando verificar a hipótese de integração entre os mercados da NYSE e da Bovespa. Por fim, para as séries cointegrantes, verificar-se-á a fração de ajustamento dos preços no curto prazo pelo método proposto por Eun e Sabherwal (2003), que utiliza os coeficientes dos parâmetros do modelo de correção de erros (VECM). Os dados utilizados serão os preços de fechamento diários de ações negociadas na Bovespa e de seus respectivos ADR negociados na New York Stock Exchange [NYSE], para o período de fevereiro de 1999 até junho de 2006.

O trabalho consistirá em cinco seções, incluindo esta introdução. Na seção seguinte será apresentada breve descrição da metodologia empregada. Na terceira seção será realizada breve revisão da literatura relacionada ao objeto da pesquisa, enquanto as estimações e resultados são apresentados na quarta seção, deixando para a quinta e última seção as considerações finais e sugestões para futuros estudos.

METODOLOGIA E DADOS UTILIZADOS

Este trabalho utilizará algumas ferramentas econométricas de análise de séries de tempo para alcançar seus objetivos propostos. Tal método é preferido pela característica do teste de Eun e Sabherwal (2003), que emprega os parâmetros dos termos de correção de erros de curto prazo (VECM). Além disso, o método é apropriado, por permitir comparação direta com o trabalho de Sanvicente (1998), que empregou o mesmo ferramental econométrico.

Inicialmente, para verificar a estacionariedade das séries consideradas, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado [ADF] (Dickey & Fuller, 1981), que inclui em seu modelo a diferença defasada dos preços, de modo a preservar a condição de ruído branco de ε_t . O teste ADF é realizado através da estimação de três equações, mostradas a seguir:

$$\Delta P_t = \alpha + \beta.t + \gamma P_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta P_t = \alpha + \gamma P_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta P_t = \gamma P_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

A diferença entre os três modelos consiste na presença da constante α e do termo determinístico $\beta.t$. A hipótese nula (H_0), nos três casos, é $\gamma = 0$. Se H_0 não puder ser rejeitada, a série de preços $\{P_t\}$ conterà uma raiz unitária e seguirá um passeio aleatório. As equações são estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários [MQO]; os valores dos parâmetros obtidos são comparados aos valores críticos das tabelas geradas pelo teste Dickey-Fuller (Dickey & Fuller, 1981), com base em simulações de Monte Carlo e, mais recentemente, por Mackinnon (1991). O número de defasagens do modelo, p , é desconhecido. Para encontrá-lo, seguiu-se a metodologia sugerida por Enders (1995, p. 191), indo do mais longo até o mais próximo de 0, além de verificar a presença de autocorrelação dos resíduos⁽¹⁾.

Além do teste ADF, utilizou-se o teste proposto por Phillips e Perron (1988), para verificar a presença de raiz unitária nas séries dos ativos. Enquanto o teste de Dickey-Fuller assume que os erros são estatisticamente independentes e que possuem uma variância constante, Phillips e Perron propuseram um método alternativo de controle da autocorrelação serial dos erros, que consiste em estimar a equação (1), porém sem o termo aumentado $\sum_{i=1}^{p-1} \delta \Delta P_{t-i}$, e modificar a razão t do coeficiente γ , de modo que a correlação serial não afete a distribuição assintótica da estatística do teste.

Para as séries estacionárias, o próximo passo será verificar a existência de mais de uma raiz unitária. Para isso utilizou-se o teste de Dickey e Pantula (Margarido & Medeiros, 2006), que pressupõe inicialmente que as séries possuem duas raízes unitárias, isto é, são integradas de ordem 2, $I(2)$. Assim, testam-se os parâmetros das seguintes equações:

$$\Delta^2 P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta^2 P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta P_{t-1} + \beta_2 P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde as hipóteses nulas e alternativas para cada equação (4 e 5) são, respectivamente, a existência de duas raízes unitárias ($\alpha_1 = 0$) contra a alternativa de uma raiz ($\alpha_1 < 0$) e existência de uma raiz unitária ($\beta_1 < 0$ e $\beta_2 = 0$) contra a alternativa de nenhuma raiz ($\beta_1 < 0$ e $\beta_2 < 0$). Vale observar que a inclusão da constante seguiu o argumento de Fava (1999), para quem “a constante deve estar sempre presente no último passo do procedimento, sob o argumento de que séries econômicas, em sua maioria, ou são não estacionárias ou têm média diferente de zero” (p. 249). Os testes são avaliados pelos valores críticos τ_{μ} obtidos em MacKinnon (1991).

Supondo que as séries possuam uma única raiz unitária, isto é, sejam integradas de ordem 1, $I(1)$, e considerando que a ação negociada na Bovespa e o seu respectivo ADR sejam o mesmo ativo, espera-se que os dois mantenham uma relação de equilíbrio no longo prazo e, dessa forma, não se moveriam independentemente um do outro. Em outras palavras, as séries de preços de cada papel z , P_{zt}^{BOV} e P_{zt}^{ADR} , seriam cointegradas. Assim, caso não seja possível rejeitar a hipótese nula de presença de uma raiz unitária das séries, será realizado o teste de cointegração para os pares formados pelas ações e seus respectivos ADR, utilizando os métodos propostos por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988).

Considere o logaritmo das séries de preços de cada papel z iguais a P_{zt}^{BOV} e P_{zt}^{ADR} , respectivamente para sua série na Bovespa e em Nova York. Seja X_{zt} o vetor (2 x 1) dessas variáveis. De acordo com Engle e Granger (1987), os componentes de X_{zt} são ditos cointegrados de ordem (d,b), denotado por $X_{zt} \sim CI(d,b)$, se todos os componentes de X_{zt} forem integrados de ordem d, *i.e.* $I(d)$, e existir um vetor $\beta \neq 0$ tal que $Y_{zt} = \beta' X_{zt} \sim I(d-b)$, $b > 0$. Segundo Fava (1999), para que haja equilíbrio de longo prazo, é necessário que as duas séries de preços mantenham distância aproximadamente constante ao longo do tempo, ou seja, elas devem mover-se de forma sincronizada. Para que isto ocorra, o resíduo ε_{zt} da equação (7) tem de ser integrado de ordem zero, ou seja, ser estacionário. Dessa forma, $Y_{zt} = \beta' X_{zt} \sim I(d-d)$.

Assim, o teste de Engle e Granger (1987) consiste em estimar a equação (7) por MQO e verificar se os resíduos gerados são estacionários. O método Engle-Granger recomenda dois procedimentos: (i) teste ADF e (ii) a estatística de *Durbin-Watson* [DW], ambos sobre $\hat{\varepsilon}_t$, chamado resíduo cointegrado (*Cointegrated Residuals* [CR]), que por isso passaram a se chamar CRADF e CRDW. A hipótese nula (H_0) a ser testada é a de que as séries não são cointegradas. O modelo a ser estimado é dado pela seguinte equação:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (6)$$

onde $\hat{\varepsilon}_t$ representa, para cada par ação-ADR, o erro estimado da equação abaixo:

$$P_{zt}^{BOV} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{zt}^{ADR} + \varepsilon_{zt} \quad (7)$$

onde P_{zt}^{BOV} e P_{zt}^{ADR} são os logaritmos das séries de preços de cada papel z . Recomenda-se utilizar, para os testes CRADF, as tabelas propostas por Engle e Granger (1987) e por MacKinnon (1991).

Em contraste com o teste de Engle e Granger, no teste de Johansen (1988) não é necessário determinar previamente qual variável será considerada dependente e qual será a exógena no modelo, estendendo o enfoque analítico para um contexto multivariado. Baseado em um modelo de Vetores Auto-regressivos [VAR], o teste consiste em verificar a existência de um vetor de cointegração tal que a relação $P_{zt}^{BOV} - P_{zt}^{ADR}$ seja integrada de ordem zero, $I(0)$. Para melhor compreender o método de Johansen, considere o seguinte modelo VAR:

$$P_t = \alpha_0 + AP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde P_t representa uma matriz, para o caso deste trabalho, de ordem (2 x 1). Reescrevendo a equação acima com a diferença ΔP_t como variável dependente, contra P_{t-1} , tem-se:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + (A - I)P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde I é uma matriz identidade. Se cada variável de ΔP_t e os erros forem estacionários, então cada termo de $(A - I)P_{t-1}$ deve ser estacionário, para que a equação seja balanceada. Se o posto r da matriz $(A - I)$ for zero, ela será equivalente a uma matriz nula, não havendo, assim, relações entre as variáveis de P . Caso o posto r de $(A - I)$ seja maior que zero, então haverá r relações lineares independentes entre as variáveis de P , que devem ser estacionárias. Assim, as variáveis integradas de ordem 1, $I(1)$, de P devem ter uma tendência estocástica comum, isto é, elas são cointegradas, se o posto r de $(A - I)$ for não nulo, sendo o número de vetores cointegrantes o posto r de $(A - I)$. O posto r , por sua vez, é dado pelo número de autovalores não nulos, sendo o procedimento de Johansen um teste para se detectar o número desses autovalores. Havendo defasagens de ordem mais elevada, digamos q , a formulação da primeira diferença escrita em (9) é equivalente a:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + (A_1 - I)\Delta P_{t-1} + (A_1 + A_2 - I)\Delta P_{t-2} + \dots \\ + (A_1 + A_2 + \dots + A_{q-1} - I)\Delta P_{t-q-1} + (A_1 + A_2 + \dots + A_q - I)P_{t-q} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Por Johansen, testa-se o número de autovalores não nulos da matriz π , onde

$$\pi = (A_1 + A_2 + A_3 + \dots + A_q - I) \quad (11)$$

O teste é feito de duas maneiras. Inicialmente tem-se o **teste de traço** do número de autovalores r não nulos da matriz π , que representa o número de vetores cointegrantes independentes. Johansen (1988) propôs a seguinte estatística para tal teste:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

onde λ são números reais entre 0 e 1, representando os autovalores de π , T é o tamanho da amostra e n o número de variáveis empregadas. Caso o posto r de π seja nulo, a equação (10) representa um VAR em primeira diferença. Agora, se r for igual a 1, há somente um vetor cointegrante e a expressão πP_{t-q} em (10) é chamada de fator de correção dos erros. De outra maneira, a estatística do traço testa a hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes distintos seja menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que sejam maiores que r . Na equação (12), as estimativas dos autovalores $\hat{\lambda}_i$ são ordenadas como $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$. Caso as variáveis em P_t não sejam cointegradas, o posto de π vale zero e todos os autovalores serão iguais a zero. Assim, cada termo $(1 - \hat{\lambda}_i)$ valerá 1 e a estatística λ_{trace} valerá zero, pois $\ln(1) = 0$. Se, alternativamente, o posto de π for unitário, a estatística de traço será positiva, pois $\hat{\lambda}_1$ valerá algo entre zero e um e $\hat{\lambda}_2 = \hat{\lambda}_3 = \dots = \hat{\lambda}_n = 0$. Os valores críticos da estatística de traço são fornecidos por Johansen e Juselius (1990).

Johansen também propôs outra alternativa, para verificar o posto da matriz π , o **teste do máximo autovalor**. A idéia básica desse teste é verificar a hipótese nula de que r vetores de cointegração são significativos contra a alternativa de que o número de vetores significativos seja $r + 1$, ou seja, $r = 0$ contra $r = 1$; $r = 1$ contra $r = 2$ e assim por diante. A estatística de máximo autovalor é dada por:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (13)$$

onde os símbolos seguem idênticos àqueles do teste de traço (equação 12). Novamente os valores críticos da estatística de traço são fornecidos por Johansen e Juselius (1990). Segundo Enders (1995),

os resultados dos testes podem ser conflitantes e, uma vez que o teste de máximo autovalor possui hipóteses alternativas mais rigorosas, é preferido na determinação do número de vetores cointegrantes.

O fato de se observar a cointegração entre as ações e seus respectivos ADR, ou seja, a existência de uma relação de longo prazo entre elas, não impede que haja desvios em torno do equilíbrio no curto prazo. Seguindo Eun e Sabherwal (2003), como a Bovespa é o mercado originário das empresas, é natural esperar que os preços dos ADR respondam aos preços das respectivas ações, e se ajustem aos desequilíbrios. Entretanto os mercados norte-americanos são as principais praças de negociações mundiais de capitais e, dessa forma, é esperado algum *feedback* dos EUA para o Brasil, ou seja, espera-se que ambos os preços se ajustem. Verifica-se essa hipótese através da estimação de um modelo correções de erros, dado por:

$$\Delta P_t^{BOV} = \varphi_t^{BOV} + \alpha^{BOV} (P_{t-1}^{BOV} - \beta_1 P_{t-1}^{ADR}) + \gamma_1 \Delta P_{t-1}^{BOV} + \gamma_2 \Delta P_{t-2}^{BOV} + \delta_1 \Delta P_{t-1}^{ADR} + \delta_2 \Delta P_{t-2}^{ADR} + \varepsilon_t^{BOV} \quad (14)$$

$$\Delta P_t^{ADR} = \varphi_t^{ADR} + \alpha^{ADR} (P_{t-1}^{BOV} - \beta_1 P_{t-1}^{ADR}) + \gamma_1^{ADR} \Delta P_{t-1}^{BOV} + \gamma_2^{ADR} \Delta P_{t-2}^{BOV} + \delta_1^{ADR} \Delta P_{t-1}^{ADR} + \delta_2^{ADR} \Delta P_{t-2}^{ADR} + \varepsilon_t^{ADR} \quad (15)$$

onde φ_t é o termo de intercepto, α é o coeficiente de ajustamento, $(P_{t-1}^{BOV} - \beta_1 P_{t-1}^{ADR})$ é o termo de correção de erro, e ε_t o termo aleatório, estacionário. O interesse reside nos coeficientes de ajustamento α^{BOV} e α^{ADR} .

Caso $P_{t-1}^{BOV} > P_{t-1}^{ADR}$, uma alternativa para os preços se igualarem no tempo t é um declínio no primeiro e um aumento no segundo. Dessa forma, espera-se que α^{BOV} seja negativo e α^{ADR} seja positivo. Conforme apontaram Eun e Sabherwal (2003), outras possibilidades seriam P^{BOV} subir e P^{ADR} subir mais ou P^{BOV} cair e P^{ADR} cair mais. Nesses casos, α^{BOV} e α^{ADR} teriam sinais iguais.

Os dados foram obtidos no software Economática, sendo compostos por 64 séries (32 de papéis e 32 de ADR) entre 1º de fevereiro de 1999 e 21 de junho de 2006. As séries são formadas pelos preços de fechamento diário em dólar e foram ajustadas pelos proventos recebidos. Em relação aos ajustes, foram excluídas todas as datas que não apresentaram negociação em ambos os mercados, como os dias de feriados locais ou episódios esporádicos, como o atentado de 11 de setembro de 2001.

REVISÃO DA LITERATURA

Uma parte relevante da literatura financeira investiga a hipótese de que os mercados são eficientes. Em mercados eficientes, a competição entre os agentes faria com que os preços dos ativos estivessem sempre em equilíbrio, ou seja, refletiriam prontamente toda a informação relevante disponível, tornando impossível obter ganhos anormais com a utilização desses dados.

Precursor nessa área, Fama (1969, 1991) propôs três diferentes níveis de eficiência, dependendo do tipo de informação disponível que é incorporada ao preço dos ativos. A forma fraca considera que toda a informação histórica (preços) esteja refletida no preço do ativo. A forma semiforte ocorre, quando toda a informação pública disponível (notícias divulgadas pela imprensa, demonstrativos contábeis, reuniões com acionistas, etc.) está incorporada ao preço. Por fim, a forma forte é satisfeita quando o preço do ativo carrega todas as informações relevantes existentes, sejam elas públicas ou privadas (*inside information*).

Muitos trabalhos foram feitos para os mercados de ações de países desenvolvidos. Cita-se abaixo apenas uma amostra da literatura, que parece consensual em mostrar a eficiência informacional dos mercados que transacionam ADR. Rosenthal (1983), por exemplo, testou a eficiência de um conjunto de ADR listados na Nasdaq entre 1974 e 1978, para dados diários, semanais e mensais. Analisando a normalidade da distribuição dos retornos, o autor encontrou que os dados mensais estão em linha com

a definição de eficiência fraca. Para países em desenvolvimento, Webster (1998) analisou ADR brasileiros, venezuelanos e suecos, encontrando resultados em linha com a hipótese de eficiência informacional. Alimov, Chakraborty, Cox e Jain (2004) constaram a presença de função aleatória para catorze papéis da Bolsa de Bombaim, usando retornos semanais no período de 2001 a 2003 e Narayan e Smyth (2004) obtiveram o mesmo resultado para o mercado de ações sul-coreano.

Realizando os testes ADF e Phillips-Perron, passo necessário para o cumprimento do objetivo principal deste trabalho, implicitamente verifica-se a eficiência informacional de cada ativo em sua forma fraca. Caso não se considere um ADR como ativo idêntico à sua ação original, é plausível levantar as hipóteses de **segmentação de mercado** de Stapleton e Subrahmanyam (1977) e de **reconhecimento do investidor** de Merton (1987). Ambas sugerem um ganho para o papel original, caso o ADR proporcione maior integração entre os mercados que transacionam os ativos.

O trabalho de Garbade e Silber (1979) é precursor em estudos de ativos listados em mais de um mercado. Os autores investigaram a relação dominante-satélite entre a NYSE e outros mercados norte-americanos para uma amostra de cinco papéis. Consideraram que os preços dos ativos são formados por um termo que reflete o custo de transacionar, mais um fator auto-regressivo derivado do modelo de eficiência fraca de Fama (1969). Os autores estimaram os parâmetros do modelo tendo a NYSE como *benchmark* e compararam os seus valores com aqueles encontrados para outras praças locais. Os resultados indicaram que a NYSE exerce papel de liderança na formação dos preços dos ativos, caracterizando as bolsas locais como satélites. Apesar disso, as influências encontradas sobre o preço dos negócios na NYSE foram pequenas. Nessa vertente da literatura, argumenta-se que em mercados com custos de transação diferentes de zero, investidores informados buscarão transacionar, onde os custos são menores e, conseqüentemente, os preços nesses mercados precederão os preços de outras praças menos eficientes (Fleming, Ost diek, & Whaley, 1996). Harris, McInish, Shoesmith e Wood (1995) realizaram um estudo empregando o método de cointegração para ativos também negociados em diferentes praças dos EUA e chegaram a resultados semelhantes aos de Garbade e Silber (1979).

O modelo de Garbade e Silber foi complementado por Hasbrouck (1995), na medida em que o autor sugeriu um método para quantificar a fração de informação que um mercado dominante detém sobre seu mercado satélite. Verificando essa fração para trinta ações da Bolsa de Nova York, Hasbrouck concluiu que o processo de descoberta de preços está concentrado, para os papéis selecionados, na NYSE, com uma média de contribuição de informação de 91,3% sobre as outras bolsas norte-americanas.

Outro trabalho relevante para o debate sobre fragmentação foi o de Hamilton (1979), que investigou os efeitos da listagem em mais de um mercado sobre a dispersão nos preços de papéis da NYSE. O autor segmentou os efeitos da negociação de ações fragmentadas em dois diferentes tipos: o primeiro é o efeito fragmentação, que tende a reduzir a eficiência em mercados onde existam ganhos de escala nas transações de ações. O segundo é o efeito competição, que pode gerar menores custos de transação pelo processo de concorrência entre as bolsas, pois essas objetivam atrair mais negócios para seu próprio mercado. O autor investigou o caso americano com estimações seccionais para 315 papéis da NYSE, sendo 76% deles negociados também fora daquela bolsa. Hamilton concluiu que o efeito competição tende a ser maior que o efeito fragmentação; entretanto ambos mostraram ter magnitudes reduzidas.

Pode-se incluir no efeito competição de Hamilton (1979) a ampliação no número de profissionais que buscam informações sobre uma empresa emissora de ações, tendendo a elevar os retornos do papel no mercado primário. Essa linha emprega o método de estudos de eventos, verificando se determinado fato altera (positiva ou negativamente) os retornos de um ativo. Caso a fragmentação (evento) seja considerada boa notícia, espera-se que seus retornos *ex-post* sejam elevados em relação ao período precedente. Investigando ADR de países em desenvolvimento, Jayaraman, Shastri e Tandon (1993) encontraram retornos extraordinários positivos ao redor do dia de lançamento. Domowitz, Glen e Madhavan (1998), entretanto, não encontraram resultados estatisticamente significativos para análise semelhante com ADR lançados na NYSE e na Nasdaq. Bruni (2002),

utilizando dados diários de 46 emissões de ADR de papéis brasileiros, encontrou efeitos positivos no dia do anúncio do lançamento.

Kim e Choi (2000) utilizaram dados de ADR e de papéis japoneses, australianos, suecos, holandeses e britânicos para investigar suas inter-relações por meio de um modelo VAR. Além de a sua amostra contemplar papéis de diversos países, os autores inovaram, ao incluir o câmbio como fator determinante dos preços dos ADR. Seus resultados corroboram a influência dos preços das moedas e da ação de origem nos preços dos ADR.

ESTIMAÇÕES E RESULTADOS

O objetivo principal das análises empíricas é verificar a existência de uma relação de longo prazo entre as duplas ação-ADR e, caso elas cointegrem, analisar as estruturas de correções de curto prazo sobre o equilíbrio de longo prazo, para calcular a razão de velocidade de ajustamento dos preços, definida como $V = \left[\frac{|\alpha_1|}{(|\alpha_1| + \alpha_2)} \right]$, segundo Eun e Sabherwal (2003), onde α_1 e α_2 são os parâmetros dos termos de correção de erros. Para alcançar os objetivos, investigou-se inicialmente a existência de raiz unitária nas séries dos fechamentos dos papéis nos diferentes mercados. Para isso foram realizados os testes de estacionariedade de *Dickey-Fuller Aumentado* [ADF] e de *Phillips-Perron* [PP] nas séries de fechamento de cada papel e ADR, em logaritmo.

Os resultados obtidos dos testes de raiz unitária estão apresentados na Tabela A no Apêndice, e foram os tradicionais da literatura de finanças (Alexander, 2001), onde os retornos dos ativos são séries estacionárias⁽²⁾, sendo possível refutar a hipótese nula de raiz unitária para todas as séries em nível nos períodos analisados em níveis de significância inferiores a 1%, afora o ativo VIVO PN, refutado no nível de significância de 5%. Para confirmar que as séries são integradas de ordem 1, isto é, possuem uma única raiz unitária, apresenta-se na Tabela B no Apêndice o teste Dickey-Pantula (Margarido & Medeiros, 2006). Todos os resultados confirmaram a existência de apenas uma raiz unitária para todas as séries.

Tabela 1: Teste nos Resíduos das Estimações em Pares – Engle-Granger

Ativo	CRADF	DW	Ativo	CRADF	DW
AMBV4 – ABV	-9,2045*	2,8152	PETR3 – PBR	-3,7752*	2,7999
ARCZ6 – ARA	-8,2326*	2,8098	PETR4 – PBRA	-5,0169*	2,7034
BBDC4 – BBD	-4,7292*	2,8276	SBSP3 – SBS	-7,5389*	2,6957
BRT4 – BRP	-3,7777*	2,8552	SDIA4 – SDA	-6,6277*	2,6702
BRTO4 – BTM	-3,4314*	2,7932	CSNA3 – SID	-1,6388*	2,4947
BRKM5 – BAK	-5,2230*	2,7157	TNCP4 – TCN	-17,1392*	2,5008
CMIG4 – CIG	-5,4270*	2,7141	TNLP4 – TME	-2,5880*	2,8733
CPLE6 – ELP	-7,8323*	2,7541	TMCP4 – TMB	-7,7901*	2,8194
CPFE3 – CPL	-9,7812*	2,3201	TLPP4 – TSP	-1,7712**	2,6614
EBTP4 – EMT	-8,8422*	2,7107	TCSL4 – TSU	-9,5946*	2,7414
GGBR4 – GGB	-6,1230*	2,7332	UGPA4 – UGP	-3,2148*	2,6904
GOLL4 – GOL	-15,5159*	2,1493	UBBR11 – UBB	-4,6487*	2,7493
ITAU4 – ITU	-9,9240*	2,6033	VALE3 – RIO	-13,3894*	2,4851
NETC4 – NETC	-9,1416*	2,7570	VALE5 – RIOPR	-5,1892*	2,8136
PCAR4 – CBD	-12,3456*	2,6728	VIVO4 – VIV	-6,7536*	2,6210
PRGA4 – PDA	-9,1675*	2,6224	VCPA4 – VCP	-7,5330*	2,7627

CRADF: *cointegrated residuals augmented Dickey-Fuller*.

DW: Estatística Durbin-Watson.

(*) ou (**) raiz unitária rejeitada ao nível de 1% e 5%, respectivamente.

Fonte: elaborado pelos autores

Como é possível que alguma combinação linear entre os preços dos ativos seja estacionária, *i.e.* $I(0)$, indicando que as séries não divergeriam no longo prazo, foram realizados os testes de cointegração de Engle-Granger e Johansen para os pares de interesse, isto é, ação e respectivo ADR. Por Engle-Granger, a hipótese nula de raiz unitária nos resíduos cointegrados foi rejeitada no nível de significância de 1% para todos os pares, exceto TLPP4-TSP, rejeitado a 5%. Os resultados da estatística CRADF e de Durbin-Watson [DW] são apresentados na Tabela 1. Os resultados das equações cointegrantes de Engle-Granger podem ser visualizados na Tabela C no Apêndice.

Para reforçar a existência de cointegração das séries, realizou-se também o teste proposto por Johansen (1988). Uma alternativa seria realizar o teste do modelo de correção dos erros proposto por Engle e Granger (1987). Conforme Enders (1995, p. 385), o teste de Johansen, ao não ser realizado em duas etapas como o de Engle-Granger, minimiza eventuais erros nas estimações. Assim, preferiu-se o teste de Johansen (1988), cujos resultados podem ser visualizados na Tabela D no Apêndice.

Inicialmente, verificou-se se as estimações da equação (10) apresentavam uma constante ou tendência determinística (não explicitada na referida equação) estatisticamente significantes. Para este trabalho, encontrou-se que a ocorrência de cointegração se dá para os modelos <1> sem intercepto e sem tendência, e <2> com intercepto e sem tendência, dentro do vetor de cointegração, o que ocorreu em mais da metade da amostra analisada. O número de defasagens utilizadas foi igual a 2 para todas as séries. Além disso, pela Tabela E, também no Apêndice, é possível visualizar os resultados dos testes do traço e de máximo autovalor para os quinze pares considerados cointegrados por Johansen. O primeiro teste, do traço, indicou a rejeição da hipótese de nenhuma equação cointegrante entre todos os pares em nível de significância inferior a 5%. No teste de máximo autovalor também foi possível rejeitar a hipótese de nenhuma equação cointegrante para todos os pares, contra a hipótese alternativa de um único vetor de cointegração. Entretanto, nesse teste, para dois pares (ARCZ6-ARA e PRGA4 – PDA) somente foi possível rejeitar a hipótese nula, em nível de significância inferior a 10%.

Para os 15 pares de séries de preços que se mostraram cointegradas tanto por Engle e Granger, como por Johansen, seus respectivos modelos de correção de erro (VECM) foram construídos como nas equações (14) e (15). O intuito desse teste é verificar as estruturas de correções de curto prazo sobre o equilíbrio de longo prazo e calcular a razão de velocidade de ajustamento dos preços, definida como $V = \frac{|\alpha_1|}{(|\alpha_1| + \alpha_2)}$, onde α_1 e α_2 são os parâmetros dos termos de correção de erros. Os resultados do VECM e da razão de velocidade de ajustamento dos preços são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2: Parâmetros do VECM Estimados por Johansen

Relações	α_1	α_2	V
AMBV4 – ABV	0,0184	0,0480*	-
ARCZ6 – ARA	0,0164	0,0351*	-
BRKM5 – BAK	-0,0182*	-0,0046	-
CPLE6 – ELP	-0,0310*	-0,0018	-
CPFE3 – CPL	-0,0780	0,1222	-
EBTP4 – EMT	-0,0024	0,0240	-
GOLL4 – GOL	-0,2910	0,1226	-
ITAU4 – ITU	0,0826*	0,1509*	35,37%
PCAR4 – CBD	-0,0679*	-0,0089	-
PRGA4 – PDA	0,0232	0,0910*	-
SBSP3 – SBS	0,0329	0,0729*	-
CSNA3 – SID	-0,0014*	-0,0003	-
TNCP4 – TCN	-0,0995*	0,0498*	66,64%
TCSL4 – TSU	-0,0178	0,0167	-
VALE3 – RIO	0,0461	0,1634*	-

*significante ao nível de 5% ou inferior.

Fonte: elaborado pelos autores

Os mesmos sinais obtidos nos coeficientes α_1 e α_2 do termo de correção de erros mostram que, conforme observado por Eun e Sabherwal (2003), ocorre um ajuste dos preços no mesmo sentido. Com estas características, destaca-se o resultado encontrado para o ativo Itaú PN, onde a velocidade de ajustamento foi de 35,37%, ou seja, a descoberta de preços é majoritariamente formada no mercado norte-americano.

Sinais opostos para os coeficientes também foram encontrados, mostrando a ocorrência de ajuste em direções opostas, resultado tradicional da literatura. Nesta linha, encontrou-se apenas o ativo Tele Norte Celular Participações PN, cuja velocidade de ajustamento calculada foi de 66,64%, mostrando que a Bovespa possui forte influência na formação do preço do ativo.

Para os outros 13 pares cointegrados, os parâmetros α_1 ou α_2 do termo de correção de erros se mostraram insignificantes no nível de 5%, apontando inconsistência com os resultados encontrados nos testes do traço e do máximo autovalor. Nesses casos, tem-se que o ajuste dos ativos aos desvios de longo prazo se dá em apenas um dos mercados, não sendo possível verificar a velocidade de ajustamento.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo investigou-se a descoberta de preços de 32 papéis brasileiros e seus respectivos ADR. Os papéis considerados perfaziam juntos mais de 67% do volume do índice Bovespa no segundo quadrimestre de 2006. Foram utilizadas as séries de preços diários de fechamento de ações negociadas na Bovespa e de seus respectivos ADR negociados na New York Stock Exchange [NYSE], para o período de fevereiro de 1999 até junho de 2006. Os resultados encontrados sobre a estacionariedade das séries foram os tradicionais da literatura, indicando que os preços de fechamentos são integrados de ordem 1. Como os testes foram realizados com os logaritmos dos preços, pode-se afirmar que os resultados corroboram que os retornos de todos os ativos analisados são séries estacionárias. Com os resultados encontrados em mãos, testou-se a cointegração entre os pares ação – ADR por Engle e Granger e por Johansen, objetivando verificar a hipótese de integração entre os mercados brasileiro e norte-americano.

Os testes de cointegração de Engle e Granger apontaram que todos os pares ação – ADR possuem uma tendência comum de longo prazo. Entretanto tal hipótese não foi corroborada em sua totalidade pelo teste de Johansen, o qual mostrou haver cointegração para 15 dos 32 pares de ativos analisados. Para 13 desses 15 pares cointegrados, os testes de significância dos parâmetros α_1 e α_2 do termo de correção de erros se mostraram insignificantes no nível de 5%, ou seja, encontrou-se inconsistência entre os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor. Para esses casos inconsistentes, o ajuste dos ativos aos desvios de longo prazo se daria em apenas um dos mercados. Assim, por conservadorismo, foram excluídos dos cálculos da fração de ajustamento os pares que não tiveram ambos os parâmetros do VECM significativamente diferentes de zero, não sendo possível, assim, verificar, para eles, a velocidade de ajustamento.

Desta forma, calculou-se a razão de ajustamento entre os preços das ações e de seus respectivos ADR, como em Eun e Sabherwal (2003), somente para os dois pares que passaram em todos os testes, Itaú PN - ITU e Tele Norte Celular Participações PN – TCN. Para eles, os ajustes necessários para a manutenção de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis ocorrem em ambos os mercados, ou seja, tanto a Bovespa quanto a NYSE contribuem para a descoberta de preços dos ativos cointegrados. As razões de velocidade de ajustamento entre os preços dos pares ação–ADR foram de 35,37% e 66,64%, respectivamente.

Intuitivamente os resultados encontrados andam em linha com aqueles encontrados por Sanvicente (1998), havendo pouca integração entre os pares ação-ADR dos mercados Bovespa e NYSE. Uma possível explicação para tal achado é o fato de que este trabalho tem contemplado cotações diárias. Como é notório que nos mercados atuais os ajustes de preços podem ocorrer em frações de minutos, uma sugestão apresentada para pesquisas futuras seria trabalhar com dados *intraday*. Outro fator relevante para a inexistência de forte integração entre os mercados encontrada neste trabalho seria a ausência de controle sobre as variações cambiais. Como o período desta pesquisa abrange exclusivamente o regime de câmbio flutuante, adotado no Brasil desde 1999, as variações nos preços dos papéis, sejam ADR ou ações, poderiam ser decorrentes de ajustes cambiais e não de variações informacionais sobre as empresas.

Por fim, cabe ressaltar que as hipóteses de segmentação de mercado, de Stapleton e Subrahmanyam (1977), e de reconhecimento do investidor, de Merton (1987), não puderam ser corroboradas pelos resultados encontrados. Desta forma, o lançamento de ADR não produziria efeitos positivos sobre a visibilidade da firma, tampouco sobre suas ações.

Artigo recebido em 20.04.2007. Aprovado em 25.06.2008.

NOTAS

¹ Como usual nesse teste, o procedimento é verificar primeiramente a presença de uma tendência linear e de uma constante, como na equação [1]. Caso seus parâmetros não sejam estatisticamente diferentes de zero, segue-se testando o modelo sem tendência e com constante - equação [2]. Em caso de rejeição da constante, testa-se o modelo sem tendência e sem constante - equação [3].

² Neste ponto vale lembrar que, como os preços individuais foram testados em logaritmos, suas diferenças são seus retornos continuamente compostos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alexander, C. (2001). *Market models: a guide to financial data analysis*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Alimov, A. A., Chakraborty, D., Cox, R., & Jain, A. K. (2004). The random walk hypothesis on the bombay stock exchange. *Finance India*, 18(3), 1251-1258.
- Bruni, A. (2002). *Globalização financeira, eficiência informacional e custo de capital: uma análise das emissões de ADRs brasileiros no período 1992-2001*. Tese de doutorado, Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Domowitz, I., Glen, J., & Madhavan, A. (1998). International cross-listings and order flow migration: evidence from an emerging market. *The Journal of Finance*, 53(6), 2001-2027.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Eun, C. S., & Sabherwal, S. (2003). Cross-border listings and price discovery: evidence from US-listed Canadian stocks. *The Journal of Finance*, 58(2), 549-576.
- Fama, E. F. (1969). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617.
- Fava, V. L. (1999). Análise de séries de tempo. In M. A. S. Vasconcelos & D. Alves (Eds.). *Manual de econometria*. São Paulo: Atlas.
- Fleming, J., Ostdiek, B., & Whaley, R. E. (1996). Trading costs and the relative rates of price discovery in stock, futures, and option markets. *Journal of Future Markets*, 16(4), 353-387.
- Garbade, K. D., & Silber, W. L. (1979). Dominant and satellite markets: a study of dually-traded securities. *The Review of Economics and Statistics*, 61(3), 455-460.
- Hamilton, J. (1979). Marketplace fragmentation, competition, and the efficiency of the stock exchange. *The Journal of Finance*, 34(1), 171-187.

- Harris, F. H. B., McNish, T. H., Shoesmith, G. L., & Wood, R. A. (1995). Cointegration, error correction and price discovery on informationally linked security markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(4), 563-579.
- Hasbrouck, J. (1995). One security, many markets: determining the contributions to price discovery. *The Journal of Finance*, 50(4), 1175-1199.
- Jayaraman, N., Shastri, K., & Tandon, K. (1993). The impact of international cross listings on risk and return: the evidence from american depository receipts. *Journal of Banking & Finance*, 17(1), 91-103.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kim, D., & Choi, Y. K. (2000). Determinants of American depository receipts and their underlying stock returns: implications for international diversification. *International Review of Financial Analysis*, 9(4), 351-368.
- Mackinnon, J. (1991). Critical values for cointegration tests. In R. F. Engle & C. W. J. Granger (Eds.). *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford: Oxford University Press.
- Margarido, M. A., & Medeiros, H., Jr. (2006). Teste para mais de uma raiz unitária: uso do software SAS na elaboração de uma rotina para o teste Dickey-Pantula. *Pesquisa & Debate*, 17(1), 149-170.
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483-510.
- Narayan, P. K., & Smith, R. (2004). Is South Korea's stock market efficient? *Applied Economics Letters*, 11(11), 707-710.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rosenthal, T. (1983). An empirical test of the efficiency of the ADRs market. *Journal of Banking and Finance*, 7(1), 17-29.
- Sanvicente, A. Z. (1998). A integração do mercado brasileiro de ações ao mercado internacional: uma aplicação de análise de cointegração. *Resenha BM&F*, 25, 31-43.
- Sanvicente, A. Z. (2001). The market for ADRs and the quality of the Brazilian stock market. [FINANCELAB Working Papers N° 8], IBMEC – Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, São Paulo, SP, Brasil.
- Stapleton, R. C., & Subrahmanyam, M. (1977). Market imperfections, capital market equilibrium and corporation finance. *The Journal of Finance*, 32(2), 307-319.
- Webster, T. J. (1998). American depository receipts, listing, and market efficiency: Three Case Studies. *The Mid - Atlantic Journal of Business*, 34(3), 273-292.

APÊNDICE

Tabela A: Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron

Ativo	Início	ADF	PP	Ativo	Início	ADF	PP
Ambev PN*	01/02/99	1,6006	1,5898	Petrobrás ON*	10/08/00	1,3984	1,2756
		-38,622	-38,492			-31,374	-31,055
ABV*		1,4088	1,4232	PBR*		1,0188	0,9560
		-40,554	-40,524			-33,055	-31,870
Aracruz PNB*	01/02/99	1,3350	1,4701	Petrobrás PN*	28/09/1	1,8198	1,5866
		-45,469	-45,497			-27,716	-27,493
ARA*		1,0907	1,0733	PBRA*		1,4388	1,3568
		-40,993	-40,979			-29,771	-29,624
Bradesco PN*	21/11/01	1,6773	1,4714	Sabesp ON*	10/05/02	0,8250	0,8028
		-27,543	-27,342			-28,583	-28,474
BBD*		1,2994	1,1939	SBS*		0,4693	0,4869
		-29,401	-29,297			-30,738	-30,734
Br Tele Part. PN*	01/02/99	-0,1176	-0,1219	Sadia PN*	11/04/01	1,5306	1,4912
		-38,423	-38,272			-29,591	-29,539
BRP*		-0,3396	-0,3390	SDA*		1,2510	1,2390
		-40,408	-40,377			-29,858	-29,808
Brasil Telecom PN*	16/11/01	-0,2671	-0,2656	Sider. Nac ON*	01/02/99	1,95557	1,5889
		-30,178	-30,087			-35,848	-35,950
BTM*		-0,5739	-0,5804	SID*		1,1990	1,0654
		-31,287	-31,275			-39,721	-39,803
Braskem PNA*	01/02/99	0,6812	0,4751	Tele Norte Cel. PN*	01/02/99	-0,6721	0,6728
		-34,570	-34,680			-43,477	-43,425
BAK*		0,5722	0,3782	TCN*		-0,7505	-0,7251
		-34,967	-35,170			-39,044	-39,243
Cemig PN*	20/09/01	1,4697	1,4945	Telemar PN*	01/02/99	0,1384	0,1073
		-30,699	-30,554			-38,010	-38,874
CIG*		1,0613	1,1419	TME*		-0,0988	-0,0813
		-31,999	-31,973			-41,283	-41,305
Copel PNB*	01/02/99	0,2087	0,2047	Telemig Cel. PN*	01/02/99	0,3460	0,3551
		-39,351	-39,261			-40,027	-39,973
ELP*		0,0419	0,0704	TMB*		0,2245	0,2187
		-40,430	-40,412			-38,965	-38,850
CPFL ON*	29/09/04	1,4437	1,3735	Telesp PN*	01/02/99	0,6706	0,6390
		-18,573	-18,552			-39,382	-39,318
CPL*		1,2539	1,2590	TSP*		-0,1986	-0,2008
		-19,306	-19,284			-40,459	-40,429

A primeira linha de cada papel refere-se às estatísticas em nível e a segunda linha à sua primeira diferença.

Início: data da primeira observação da série.

ADF: estatística *Augmented Dickey-Fuller*.

PP: estatística Phillips-Perron para as series dos ativos.

(*) e (**) indicam a hipótese de raiz unitária não rejeitada no nível de 1% e 5%, respectivamente.

(conclusão)
Tabela A: Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron

Ativo	Início	ADF	PP	Ativo	Início	ADF	PP
Embratel PN*	01/02/99	-1,0068	-0,9852	TIM Part. PN*	01/02/99	0,0589	0,0571
		-37,896	-37,787			-40,665	-40,641
EMT*		-1,0972	-1,1073	TSU*		-0,0555	-0,0528
		-41,447	-41,449			-40,969	-40,954
Gerdau PN*	10/03/99	1,3348	1,1480	Ultrapar Part. PN*	13/10/99	0,9448	0,9031
		-36,044	-35,872			-39,560	-39,577
GGB*		1,3741	1,2544	UGP*		0,2265	0,2077
		-38,659	-38,641			-39,899	-39,914
Gol PN*	24/06/04	2,0681	1,9946	Unibanco Unit*	01/02/99	0,9630	0,8845
		-21,797	-21,837			-37,397	-37,310
GOL*		2,0640	1,9203	UBB*		0,9860	0,8857
		-21,496	-21,583			-36,171	-35,983
Itaú PN*	21/02/02	1,5055	1,3599	Vale ON*	15/04/02	2,1782	2,1784
		-27,457	-27,263			-29,459	-29,380
ITU*		1,2636	1,1715	RIO*		2,0098	1,9576
		-28,500	-28,365			-29,339	-29,277
NET PN*	01/03/99	-0,5807	-0,6112	Vale PNA*	21/06/00	1,9465	2,0155
		-38,048	-38,162			-34,360	-34,177
NETC*		-0,7476	-0,7178	RIOP*		1,4821	1,6186
		-51,792	-51,034			-36,042	-36,024
Pão de Açúcar PN*	01/02/99	0,6552	0,5816	Vivo PN **	02/01/01	-2,2111	-2,2799
		-37,766	-37,689			-32,606	-32,708
CBD*		0,5671	0,5176	VIV **		-2,1769	-2,0892
		-38,907	-38,866			-34,435	-34,488
Perdigão PN*	22/11/00	2,0078	1,7057	Votorantim PN*	14/04/00	1,0257	1,0147
		-27,057	-27,030			-36,814	-36,779
PDA*		1,8446	1,6097	VCP*		0,7796	0,7337
		-27,387	-27,334			-36,036	-36,001

A primeira linha de cada papel refere-se às estatísticas em nível e a segunda linha à sua primeira diferença.

Início: data da primeira observação da série.

ADF: estatística *Augmented Dickey-Fuller*.

PP: estatística Phillips-Perron para as series dos ativos.

(*) e (**) indicam a hipótese de raiz unitária não rejeitada no nível de 1% e 5%, respectivamente.

Tabela B: Dickey-Pantula

Ativo	α_1	β_1	β_2	Ativo	α_1	β_1	β_2
Ambev PN	-0,911	-0,911	-0,002	Petrobrás ON	-0,824	-0,824	-0,000
ABV	-0,962	-0,961	-0,002	PBR	-0,875	-0,874	-0,000
Aracruz PNB	-1,077	-1,076	-0,000	Petrobrás PN	-0,808	-0,808	-0,000
ARA	-0,970	-0,970	-0,002	PBRA	-0,877	-0,877	-0,000
Bradesco PN	-0,817	-0,816	-0,000	Sabesp ON	-0,906	-0,905	-0,001
BBD	-0,880	-0,880	-0,000	SBS	-0,978	-0,977	-0,002
Br Tele. Part. PN	-0,906	-0,902	-0,006	Sadia PN	-0,932	-0,932	-0,001
BRP	-0,956	-0,954	-0,005	SDA	-0,940	-0,939	-0,001
Brasil Telec PN*	-0,924	-0,917	-0,013	Sider. Nac ON	-0,848	-0,848	-0,000
BTM	-0,960	-0,951	-0,018	SID	-0,946	-0,848	-0,000
Braskem PNA	-0,845	-0,845	-0,002	Tele Norte Cel. PN	-1,045	-1,044	-0,001
BAK	-0,859	-0,858	-0,002	TCN	-0,935	-0,935	-0,001
Cemig PN	-0,905	-0,904	-0,001	Telemar PN	-0,895	-0,893	0,005
CIG	-0,944	-0,943	-0,001	TME	-0,978	-0,976	-0,005
Copel PNB	-0,930	-0,928	-0,003	Telemig Cel. PN	-0,946	-0,944	-0,005
ELP	-0,956	-0,955	-0,003	TMB	-0,920	-0,918	-0,005
CPFL ON	-0,915	-0,914	-0,004	Telesp PN	-0,931	-0,930	-0,001
CPL	-0,952	-0,951	-0,005	TSP	-0,958	-0,956	-0,004
Embratel PN	-0,893	-0,892	-0,001	TIM Part. PN	-0,962	-0,961	-0,003
EMT	-0,981	-0,980	-0,001	TSU	-0,969	-0,967	-0,003
Gerdau PN	-0,861	-0,861	-0,001	Ultrapar PN	-1,001	-1,001	-0,001
GGB	-0,930	-0,929	-0,001	UGP	-1,010	-1,010	-0,002
Gol PN	-1,010	-1,009	-0,001	Unibanco Unit	-0,894	-0,893	-0,002
GOL	-0,996	-0,995	-0,001	UBB	-0,862	-0,861	0,002
Itaú PN	-0,839	-0,839	-0,000	Vale ON	-0,931	-0,931	-0,000
ITU	-0,875	-0,875	-0,000	RIO	-0,927	-0,926	-0,000
NET PN	-0,921	-0,921	-0,001	Vale PNA	-0,905	-0,905	-0,000
NETC	-1,225	-1,225	-0,001	RIOP	-0,952	-0,952	0,000
Pão de Aç. PN	-0,891	-0,890	-0,005	Vivo PN	-0,888	-0,887	-0,005
CBD	-0,920	-0,919	-0,005	VIV	-0,938	-0,937	-0,005
Perdigão PN	-0,830	-0,830	-0,000	Votorant PN	-0,956	-0,955	-0,002
PDA	-0,843	-0,843	-0,000	VCP	-0,935	-0,934	-0,002

Os parâmetros α_1 , β_1 e β_2 vêm das equações (4) e (5), reescritas aqui por conveniência:

$$(4) \Delta^2 P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(5) \Delta^2 P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta P_{t-1} + \beta_2 P_{t-1} + \varepsilon_t$$

Todos os papéis tiveram a hipótese nula da equação (4) [$\alpha_1=0$] rejeitada e a hipótese nula da equação (5) [$\beta_1<0$ e $\beta_2=0$] não rejeitada em nível de significância inferior a 1% (estatística τ_μ).

Tabela C: Resultados das Equações Cointegrantes do Teste de Engle-Granger

Ativo	R ²	α_1	t (α_1)	Estat F	Ativo	R ²	α_1	t (α_1)	Estat F
Ambev PN	0,994	1,10	556,9	309241,8	Petrobrás ON	0,986	1,13	313,8	98477,2
Aracruz PNB	0,986	1,22	352,9	124537,3	Petrobrás PN	0,995	1,13	473,1	223856,5
Bradesco PN	0,994	1,11	433,2	187637,1	Sabesp ON	0,992	1,20	346,8	120253,8
BrTelePart. PN	0,915	0,87	138,7	19247,1	Sadia PN	0,996	1,13	525,6	276273
BrTelecom PN	0,854	1,02	78,89	6224,9	Sid. Nac.ON	0,845	1,30	97,9	9586,1
Braskem PNA	0,985	1,04	326,7	106767	TelNortePart PN	0,997	0,97	807,0	651324,2
Cemig PN	0,993	1,12	408,7	167095,3	Telemar PN	0,876	0,94	112,4	12628,1
Copel PNB	0,986	0,96	354,2	125454,1	Telemig Part PN	0,983	1,00	326,7	106754,3
CPFL ON	0,998	1,09	482,5	232783,1	Telesp PN	0,677	1,15	61,0	3724,3
Embratel Par PN	0,996	0,97	682,7	466138,6	TIM Part. PN	0,991	0,99	439,4	193056,4
Gerdau PN	0,993	1,15	520,8	271215,7	Ultrapar Part. PN	0,877	1,29	105,6	11160,6
Gol PN	0,999	1,02	817,6	668451,3	Unibanco Unit	0,970	1,10	234,7	55085,4
Itaú PN	0,999	1,07	979,9	960254,9	Vale ON	0,999	1,09	1270,4	1614002
NET PN	0,993	0,98	511,5	261600,3	Vale PNA	0,993	1,14	454,5	206563,2
Pão de Aç.PN	0,992	1,00	470,7	221641,8	Vivo PN	0,993	0,97	443,3	196478,4
Perdigão PN	0,998	1,06	704,4	496128,6	Votorantim PN	0,989	1,14	379,1	143675,3

O parâmetro α_1 é estimado a partir da equação (7), reescrita aqui por conveniência: (7) $P^{BOV} = \alpha_0 + \alpha_1 P^{ADR} + \varepsilon_t$

Tabela D: Teste de Cointegração por Johansen – N° de Vetores de Cointegração

Ativo	Traço		Modelos		Lag	Ativo	Traço		Modelos		Lag
	Max.	Auto-Valor	<1>	<2>			Max.	Auto-Valor	<1>	<2>	
Ambev PN	Traço		0	1	2	Petrobrás ON	Traço		0	0	2
	Max Auto-Valor		0	1			Max Auto-Valor		0	0	
Aracruz PNB	Traço		0	1	2	Petrobrás PN	Traço		0	0	2
	Max Auto-Valor		0	1			Max Auto-Valor		0	0	
Bradesco PN	Traço		0	0	2	Sabesp ON	Traço		0	1	2
	Max Auto-Valor		0	0			Max Auto-Valor		0	1	
Brasil Telecom Part. PN	Traço		0	0	2	Sadia PN	Traço		0	1	2
	Max Auto-Valor		0	0			Max Auto-Valor		0	0	
Brasil Telecom PN	Traço		0	0	2	Sid. Nacional ON	Traço		1	0	8
	Max Auto-Valor		0	0			Max Auto-Valor		1	0	
Braskem PNA	Traço		1	0	2	Tele Norte Cel. Part. PN	Traço		1	1	2
	Max Auto-Valor		1	0			Max Auto-Valor		1	1	
Cemig PN	Traço		0	0	2	Telemar PN	Traço		0	0	2
	Max Auto-Valor		0	0			Max Auto-Valor		0	0	
Copel PNB	Traço		1	0	2	Telemig Cel. Part. PN	Traço		0	0	2
	Max Auto-Valor		1	1			Max Auto-Valor		0	0	
CPFL ON	Traço		0	1	2	Telesp PN	Traço		0	0	2
	Max Auto-Valor		0	1			Max Auto-Valor		0	0	
Embratel Part. PN	Traço		1	0	2	TIM Part. PN	Traço		1	0	2
	Max Auto-Valor		1	0			Max Auto-Valor		1	1	
Gerdau PN	Traço		0	0	2	Ultrapar Part. PN	Traço		0	0	2
	Max Auto-Valor		0	0			Max Auto-Valor		0	0	
Gol PN	Traço		2	1	2	Unibanco Unit	Traço		0	0	2
	Max Auto-Valor		2	1			Max Auto-Valor		0	0	
Itaú PN	Traço		0	1	2	Vale ON	Traço		0	1	2
	Max Auto-Valor		0	1			Max Auto-Valor		0	1	
NET PN	Traço		0	0	2	Vale PNA	Traço		0	0	2
	Max Auto-Valor		0	1			Max Auto-Valor		0	0	
Pão de Açúcar PN	Traço		1	1	2	Vivo PN	Traço		2	2	2
	Max Auto-Valor		1	1			Max Auto-Valor		0	0	
Perdigão PN	Traço		0	1	2	Votorantim PN	Traço		0	0	2
	Max Auto-Valor		0	1			Max Auto-Valor		0	0	

Obs.: Os valores em negrito indicam os modelos que tiveram seus VECM estimados.

Tabela E: Teste do Traço e do Máximo Auto-Valor de Johansen

Relações	r	Modelo	$\lambda_{trace}(R)$	$\lambda_{max}(R, R+1)$
AMBV4 – ABV	0	<2>	22,1609**	17,5832**
	1		4,5777	4,5777
ARCZ6 – ARA	0	<2>	19,9785**	16,2670
	1		3,7114	3,7114
BRKM5 – BAK	0	<1>	13,6136**	13,6125**
	1		0,0011	0,0011
CPLE6 – ELP	0	<1>	17,2327**	17,2257**
	1		0,0071	0,0071
CPFE3 – CPL	0	<2>	28,7222**	25,3044**
	1		3,4178	3,4178
EBTP4 – EMT	0	<1>	12,6231**	11,6436**
	1		0,9795	0,9795
GOLL4 – GOL	0	<2>	58,4061**	53,4881**
	1		4,9180	4,9180
ITAU4 – ITU	0	<2>	29,5957**	26,6212**
	1		2,9745	2,9745
PCAR4 – CBD	0	<1>	32,5749**	32,4066**
	1		0,1683	0,1683
PRGA4 – PDA	0	<2>	31,1598**	27,9201
	1		3,2390	3,2390
SBSP3 – SBS	0	<2>	21,8129**	19,9055**
	1		1,9074	1,9074
CSNA3 – SID	0	<1>	13,8969**	13,8925**
	1		0,0044	0,0044
TNCP4 – TCN	0	<1>	71,9700**	71,2935**
	1		0,6864	0,6864
TCSL4 – TSU	0	<1>	15,3152*	15,3136*
	1		0,0016	0,0016
VALE3 – RIO	0	<2>	41,6485**	35,7184**
	1		5,9301	5,9301

** rejeitada ao nível de 1%; * rejeitada ao nível de 5%.

<1>: modelo sem intercepto e sem tendência; <2>: modelo com intercepto e sem tendência.