



Revista de Ciências da Administração

ISSN: 1516-3865

rca.cse@contato.ufsc.br

Universidade Federal de Santa Catarina
Brasil

Brutti Righi, Marcelo; Guilherme Schlender, Sérgio; Ceretta, Paulo Sergio
COMOVIMENTOS ENTRE SETORES ECONÔMICOS BRASILEIROS: UMA ABORDAGEM NÃO
LINEAR

Revista de Ciências da Administração, vol. 16, núm. 38, abril-, 2014, pp. 63-76

Universidade Federal de Santa Catarina
Santa Catarina, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=273530344005>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

COMOVIMENTOS ENTRE SETORES ECONÔMICOS BRASILEIROS: UMA ABORDAGEM NÃO LINEAR

Comovements Between Brazilian Economic Sectors: a nonlinear approach

Marcelo Brutti Righi

Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Administração. Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria, RS. Brasil.

E-mail: marcelobrutti@hotmail.com

Sérgio Guilherme Schlender

Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Administração. Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria, RS. Brasil.

E-mail: sergio.schlender1@gmail.com

Paulo Sergio Ceretta

Professor do Programa de Pós-Graduação em Administração. Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria, RS. Brasil.

E-mail: ceretta10@gmail.com

Resumo

O estudo de comovimentos entre ativos é muito popular em finanças. Entretanto, aplicações de modelos não lineares ocupam reduzido espaço nesta gama de pesquisas. Nesse sentido, o presente trabalho estuda relacionamentos de longo prazo entre os setores de Energia Elétrica, Consumo, Imobiliário, Telecomunicações, Industrial e Financeiro, através de modelos de cointegração linear e não linear. São utilizadas cotações diárias dos índices setoriais da BM&F/Bovespa durante o período de 2 de janeiro de 2008 a 31 de dezembro de 2011, totalizando 989 observações. Os resultados permitem concluir que apenas os relacionamentos entre Energia-Financeiro e Consumo-Financeiro possuem equilíbrio de longo prazo. Além disso, o modelo não linear ajustou-se melhor aos relacionamentos, com alterações na transmissão de preços em diferentes regimes.

Palavras-chave: Comovimentos. *Threshold*. Setores. Mercado Brasileiro.

Abstract

The study of comovement between assets is very popular in finance. However, applications of nonlinear models occupy little space in this range of research. Accordingly, the present work studies long-term relationships among the sectors of Electric Energy, Consumer, Real Estate, Telecommunications, Industrial and Financial, through linear and nonlinear co-integration models. Are used daily prices of BM&F/Bovespa's sector indexes cover the period of January 2, 2008 to December 31, 2011, totaling 989 observations. The results indicate that only the relationships between Energy and Finance and Consumer and Finance have long-run equilibrium. Moreover, the nonlinear model had better fit to relationships, with changes in price transmission in different regimes.

Keywords: Comovements. *Threshold*. Sectors. Brazilian Market.



1 INTRODUÇÃO

Em 2008, o Brasil adentrou no grupo dos países considerados bons cumpridores de suas obrigações financeiras, dando a ele a conquista de grau de investimento pela agência de risco Standard & Poor's, o que trouxe a redução do risco-país e das taxas de juros dos tomadores brasileiros de crédito (CAROLO, 2008). Com isso, o país começa a presenciar um novo contexto econômico, transcendente às efêmeras especulações vinculadas aos fluxos de capitais, com fortalecimento da proteção contra riscos indesejados (*hedge*) e maximização dos retornos esperados dos investidores no mercado acionário. (SILVA; SANTO E SILVA, 2003)

Isso vai de encontro aos aspectos que caracterizavam o mercado de ações do Brasil até então e dificultavam uma maior elevação do nível financeiro-econômico desse mercado, tais como: i) maior volatilidade do mercado, e consequente aumento na incerteza sobre as informações presentes nas ações; ii) maior concentração do mercado acionário, seja pelo reduzido número de ações negociados, seja pelo alto controle acionário das empresas inseridas; iii) elevados juros que incentivam a compra de títulos públicos, enfraquecendo as ações privadas; entre outros; iv) preconceito das empresas em abrir capital no mercado acionário; entre outros. (NOBREGA *et al.*, 2000)

Não obstante, com tal descaracterização e incentivo ao mercado financeiro brasileiro, setores econômicos do país começam a apresentar sinais de solidez econômica frente a crises globais, com destaque a mais recente, atrelada aos *subprimes* imobiliários norte-americanos em 2008. Com isso, surgem oportunidades de negócios que eram consideradas apenas perspectivas para empresas locais e multinacionais de áreas econômicas como infraestrutura, indústria de base, bens de consumo, varejo e bancos (ANDRADE; FONTINI; JONS JR., 2007). Mais do que isso, não apenas por um conhecimento do panorama econômico pós-crise, atenta-se para o impacto entre os setores econômicos no mercado acionário, exclusivamente no que tange aos relacionamentos de curto e de longo prazo, que influem na tomada de decisão do investidor.

Uma dessas influências está atrelada à arbitragem tomada pelo investidor entre dois ou mais setores. Elementos como: i) custos de transferência, transporte e de oportunidade – ver mais em Gonzáles-Rivera e

Helfand (2001), assim como: ii) barreiras comerciais; ii) informação imperfeita; iv) aversão ao risco; e v) presença monopolística, oligopolista, monopsônica ou oligopsônica, em um ou mais setores (SEXTON *et al.*, 1991; NOGUEIRA *et al.*, 2005), desencorajam o uso da arbitragem pelo investidor, devido ao fato desta ocorrer quando diferenças de preços são substanciais e o retorno esperado é maior que o valor desses custos. (TSAY, 1998)

Especificamente, a arbitragem eleva os preços no setor que tem o preço mais baixo (mais barato) associado à queda de preços no setor mais caro, e caberia a Lei do Preço Único igualar os preços nos dois mercados a longo prazo (BARBOSA *et al.*, 2002). Quanto mais presenciáveis forem os elementos citados anteriormente, na relação de um ou mais setores entre si, mínima será a: i) transmissão de preços entre esses setores; assim como menores as chances de se: ii) igualar preços a longo prazo e: iii) considerar esses setores cointegrados (BALCOME; BAILEY; BROOKS, 2007; FEDERICO, 2007). No entanto, tais setores, mesmo com todas essas restrições, podem estar integrados e não terem preços cointegrados, já que elementos impactantes na transmissão de preços desses agentes, ditos anteriormente, podem apresentar não estacionariedade. (BARRET, 1996; BARRET, 2001)

Contudo, faz-se presente também o histórico de metodologias que observaram a influência de elementos decorrentes dos relacionamentos entre setores espacialmente separados e cujos preços estão em desvio sob a Lei do Preço Único – ver mais em Krugman e Obstfeld (2005): conforme Mattos *et al.* (2010), diversos estudos reconheceram a importância dessas informações (sobretudo de custos de transação) na cointegração entre mercados, entre eles Balke e Fomby (1997), Goodwin e Holt (1999), Goodwin e Piggott (2001), Lo e Zivot (2001), Abdulai (2002), Sephton (2003), Meyer (2004), Ben-kaabia *et al.* (2005), entre outros.

Estritamente a este estudo, a fim de atender ao objetivo de verificar possíveis relações entre os índices setoriais que influenciam no mercado financeiro brasileiro, será utilizado o modelo de cointegração em diversos índices setoriais da economia brasileira, com base na correção de erro vetorial em *threshold* (TVECM). Nesse modelo, o ajuste dos preços não precisa ocorrer instantaneamente, e sim quando o desvio exceder um limite crítico, permitindo, dessa forma, a presença de



não arbitragem (BALKE; FOMBY, 1997). Além disso, o problema da não estacionariedade também é resolvido: mesmo quando duas variáveis (ou mais) sejam não estacionárias, pode existir uma combinação de ambas que apresente estacionariedade, levando a um relacionamento estável (um equilíbrio em longo prazo), no qual está representado no modelo de correção de erro vetorial que compartilha a tendência estocástica comum (ENGLE; GRANGER, 1987). Essas observações serão vistas com maior detalhe na metodologia.

Foram selecionados os seis principais índices encontrados na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BMF&F/Bovespa), a saber: i) índice setorial de Telecomunicações (ITEL), que medirá o comportamento do setor de telecomunicações; ii) índice de Energia Elétrica (IEE), que mensurará o comportamento do setor de Energia Elétrica; iii) índice do Setor Industrial (INDX), que examinará o desempenho das ações mais representativas do setor; iv) índice de Consumo (ICON); que observará o comportamento das ações das empresas representativas dos setores de consumo cíclico e não cíclico; v) Índice Imobiliário (IMOB), que medirá o comportamento das ações das empresas representativas dos setores da atividade imobiliária (construção civil, intermediação imobiliária e exploração de imóveis); e vi) Índice Financeiro, que medirá o comportamento das ações das empresas que compreendem o setor financeiro (IFNC) (intermediários financeiros, serviços financeiros diversos e previdências e seguros). Além disso, esses índices terão representação amostral em cotações diárias que compreende o período de 2 de janeiro de 2008 a 30 de setembro de 2010, totalizando 680 observações.

Além dessa Introdução, o presente trabalho será estruturado da seguinte forma: a Seção 2 explanará sobre os índices pertencentes a BMF&F/Bovespa que compõem o presente estudo; na Seção 3, serão apresentados os aspectos metodológicos desta pesquisa, expondo a natureza dos dados utilizados, bem como o procedimento econométrico acerca dos modelos de cointegração; na Seção 4, será apresentada a análise dos resultados obtidos, e na Seção 6 serão expostos as conclusões do artigo em questão.

2 ÍNDICES SETORIAIS

Os índices da BMF&F/Bovespa são indicadores de desempenho de um conjunto de ações, ou seja, mostram a valorização de um determinado grupo de papéis ao longo do tempo. Os preços das ações podem variar por fatores relacionados à empresa ou por fatores externos, como o crescimento do país, do nível de emprego e da taxa de juros. Assim, as ações de um índice podem apresentar um comportamento diferente no mesmo período, podendo ocorrer valorização ou ao contrário, desvalorização.

Com base nessa ótica, essa seção apresenta os índices da BMF&F/Bovespa que integram o presente estudo, enfatizando suas características principais, assim como sua pontuação é calculada. Tais informações estão baseadas nos documentos disponíveis no site oficial da BMF&F/Bovespa. Cumpre ressaltar que companhias que estejam sob o regime de recuperação judicial, processo falimentar, situação especial, ou ainda que tenham sofrido ou estejam em prolongado período de suspensão de negociação não integrarão os índices expostos.

Para computação dos índices foram empregados o índice de negociabilidade (IN), que visa mensurar a participação de cada ação nas carteiras teóricas, e a fórmula de cálculo dos índices, que objetiva quantificar o nível deles. As formulações [1] e [2] representam, respectivamente, o índice de negociabilidade e a fórmula de cálculo dos índices.

$$IN = \sqrt{\frac{n_i}{N} \times \frac{v_i}{V}}. \quad [1]$$

Onde n_i é o número de negócios com a ação i no mercado à vista (lote-padrão); N é o número total v_i de negócios à vista (lote-padrão) na BMF&F/Bovespa; volume financeiro gerado pelos negócios com a ação “ i ” no mercado à vista; V é o volume financeiro total do mercado à vista da BMF&F/Bovespa; e IN é o índice de negociabilidade.

$$Índice_t = \frac{\sum_{i=1}^n Q_{i,t-1} P_{i,t}}{\sum_{i=1}^n Q_{i,t-1} P_{i,t-1}}. \quad [2]$$

Onde n número de ações integrantes da carteira teórica do índice; $Q_{i,t}$ quantidade teórica da ação i disponível à negociação no dia t ; $P_{i,t}$ é o preço da ação i no fechamento do dia t .

2.1 Índice Setorial de Telecomunicações

A BM&F/Bovespa considera que, decorridos alguns anos da cisão e da privatização da Telebrás (efetuada em julho de 1998), o setor de telecomunicações já concluiu a maior parte das reestruturações acionárias que eram esperadas como etapa seguinte à privatização, já permitindo, dessa forma, a mensuração consistente da negociação das empresas desse importante setor.

Dessa forma foi criado o Índice Setorial de Telecomunicações (ITEL), que tem por objetivo oferecer uma visão segmentada do mercado acionário, medindo o comportamento do setor de telecomunicações. O índice inclui tanto ações de empresas de telefonia fixa quanto de empresas de telefonia celular listadas na BM&F/Bovespa. Tendo essa consistência em vista, a BM&F/Bovespa fixou a base de 1.000 pontos do ITEL para a data de 30 de dezembro de 1999, quando então as empresas resultantes da cisão da Telebrás já estavam sendo negociadas há aproximadamente um ano. (BM&F/BOVESPA, 2010)

Não obstante, para compor o ITEL é necessário ter participação em termos de volume financeiro superior a 0,01% do volume do mercado à vista da BM&F/Bovespa nos últimos 12 meses; obter participação em termos de presença em pregão superior a 80% nos últimos 12 meses; e apresentar valor mínimo de valor de mercado das ações em circulação de R\$ 20 milhões. A mesma empresa pode ter mais de uma ação participando do índice, desde que cada ação atenda isoladamente aos critérios de inclusão.

2.2 Índice de Energia Elétrica

O Índice de Energia Elétrica (IEE) tem por objetivo oferecer uma visão seccionada do mercado acionário, medindo o comportamento do setor de energia elétrica. O IEE é composto pelas ações das empresas mais representativas do setor de energia elétrica listadas na BM&F/Bovespa, que têm igual peso na carteira teórica do índice. Essas ações devem atender aos critérios de inclusão descritos abaixo.

Assim sendo, pertencem à carteira do índice as ações que possuem participação em termos de volume financeiro igual a, no mínimo, 0,01% do volume do mercado à vista da BM&F/Bovespa nos últimos 12

meses, foram negociadas em no mínimo 80% do total de pregões do período, e que tenha apresentado no mínimo dois negócios por dia em pelo menos 80% dos pregões em que foi negociada. Uma empresa participa da carteira somente com seu tipo mais líquido, ou seja, aquele que apresentar o maior índice de negociabilidade no período. (BM&F/BOVESPA, 2010)

2.3 Índice do Setor Industrial

Fruto de um convênio entre a FIESP e a BM&F/Bovespa, o Índice do Setor Industrial (INDX) foi desenvolvido com o objetivo de medir o desempenho das ações mais representativas do setor industrial, importante segmento da economia brasileira. Sua carteira teórica é composta pelas ações mais representativas da indústria, que são selecionadas entre as mais negociadas na BM&F/Bovespa em termos de liquidez e são ponderadas na carteira pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação.

Integrarão a carteira do INDX as ações que tiverem sido emitidas por empresas classificadas em um dos subsegmentos do setor industrial com registro de negociação na BM&F/Bovespa, forem uma das 150 ações com maior índice de negociabilidade apurados nos doze meses anteriores à formação da carteira, tiverem sido negociadas em pelo menos 70% dos pregões ocorridos nos doze meses anteriores à formação da carteira. (BM&F/BOVESPA, 2010)

2.4 Índice de Consumo

O Índice BM&F/BM&F/Bovespa de Consumo (ICON) tem por objetivo oferecer uma visão direcionada do mercado acionário, medindo o comportamento das ações das empresas representativas dos setores de consumo cíclico e não cíclico. As ações componentes são selecionadas por sua liquidez, e são ponderadas nas carteiras pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação.

Não obstante, o ICON é composto pelas empresas listadas na BM&F/Bovespa mais representativas dos setores de consumo cíclico e não cíclico, que atendem aos critérios de inclusão descritos abaixo. (BM&F/BOVESPA, 2010)

Dessa forma, são incluídas na carteira do índice as ações que obtêm inclusão em uma relação de ações



cujos índices de negociabilidade somados representem 98% do valor acumulado de todos os índices individuais nos últimos 12 meses antes da formação da carteira e que possuem participação em termos de presença em pregão igual ou superior a 95% no período.

A mesma empresa pode ter mais de uma ação participando da carteira, desde que cada ação atenda isoladamente aos critérios de inclusão. Empresas com menos de 12 meses de listagem somente são elegíveis se tiverem mais de seis meses de negociação, e se apresentarem no mínimo 95% de presença em pregão nos últimos seis meses do período de análise.

2.5 Índice Imobiliário

O Índice BM&F/Bovespa Imobiliário (IMOB) tem por objetivo oferecer uma visão focada do mercado acionário, medindo o comportamento das ações das empresas representativas dos setores da atividade imobiliária compreendidos por construção civil, intermediação imobiliária e exploração de imóveis. As ações componentes são selecionadas por sua liquidez, e são ponderadas nas carteiras pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação.

O IMOB é composto pelas empresas listadas na BM&F/Bovespa mais representativas dos seguintes setores do ramo imobiliário: construção civil, intermediação imobiliária e exploração de imóveis, que estejam incluídas em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 98% do valor acumulado de todos os índices individuais, e que obtenham participação em termos de presença em pregão igual ou superior a 95% no período.

A mesma empresa pode ter mais de uma ação participando da carteira, desde que cada ação atenda isoladamente aos critérios de inclusão. Empresas com menos de 12 meses de listagem somente são elegíveis se tiverem mais de seis meses de negociação, e se apresentarem no mínimo 95% de presença em pregão nos últimos seis meses do período de análise. (BM&F/BOVESPA, 2010)

2.6 Índice Financeiro

O Índice BM&F/Bovespa Financeiro (IFNC) tem por objetivo oferecer uma visão segmentada do mercado acionário, medindo o comportamento das ações das

empresas representativas dos setores de intermediários financeiros, serviços financeiros diversos e previdência e seguros. As ações componentes são selecionadas por sua liquidez, e são ponderadas nas carteiras pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação.

São incluídas na carteira do índice as ações que atenderem aos seguintes critérios, com base nos 12 meses anteriores: i) inclusão em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 98% do valor acumulado de todos os índices individuais; ii) participação em termos de presença em pregão igual ou superior a 95% no período.

A mesma empresa pode ter mais de uma ação participando da carteira, desde que cada ação atenda isoladamente aos critérios de inclusão. Empresas com menos de 12 meses de listagem somente são elegíveis se tiverem mais de seis meses de negociação, e se apresentarem no mínimo 95% de presença em pregão nos últimos seis meses do período de análise. (BM&F/BOVESPA, 2010)

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção, o presente trabalho apresenta aspectos metodológicos necessários para a estimação das relações entre os índices setoriais que influenciam no mercado financeiro brasileiro e respectiva análise. Para tanto, são delineados a delimitação do estudo e a natureza dos dados, bem como das etapas a serem realizadas para a aplicação do modelo de cointegração proposto.

3.1 Delimitação

Visando estimar as relações intersetoriais dos índices previamente expostos, para que se possa conhecer a realidade sem nela interferir ou modificá-la, o presente trabalho tem caráter descritivo longitudinal em sua pesquisa. Sob esse caráter, serão apresentadas as características das séries temporais desses índices, sobremaneira de suas relações de longo prazo, sem ter o compromisso de explicar os fenômenos que as descrevem, embora esses fenômenos sejam a base de explicação para tanto. (VIEIRA, 2002; GIL, 2002)

Diante disso, a fim de auferir qual dentre os índices pertencentes à BM&F/Bovespa, contidos no

presente estudo, apresentam cointegração, foram coletados dados, representantes do nível dos índices em pontos para estimação dos retornos, compreendidos entre as datas de 2 de janeiro de 2008 a 31 de dezembro de 2011, totalizando 989 observações. A escolha desse intervalo de tempo se deu pela necessidade de obter o mesmo número de dias de negociação para cada índice, na intenção de evitar qualquer tipo de viés temporal, coletando dados que se iniciam na data de implementação do índice mais recentemente implementado pela BM&F/Bovespa. Além disso, como se trata de uma análise com modelos de longo prazo, é de fundamental importância utilizar o maior número de observações possível, mesmo que elas contenham períodos de forte turbulência.

3.2 Threshold Cointegration

Quando se trata de séries temporais, uma das principais preocupações para realizar uma análise estatística é a estacionariedade. Conforme Tsay (2010), em sua forma fraca, a estacionariedade de uma série temporal implica em sua expectativa, variância e autocovariância serem finitas e invariantes com o tempo. No entanto, existem consideráveis argumentos teóricos (SAMUELSON, 1965) e empíricos (NELSON; PLOSER, 1982) a favor da presença da não estacionariedade em séries econômicas, especialmente para a classe das diferenciáveis. Uma série diferenciada (integrada) é definida como uma série que é não estacionária, mas cuja diferença é estacionária.

Introduzido por Engle e Granger (1987), o conceito de cointegração tornou-se um passo indispensável na análise de séries temporais não estacionárias. A ideia subjacente é que, mesmo que duas variáveis (ou mais) sejam não estacionárias, pode existir uma combinação de ambas que apresente estacionariedade. Esta ferramenta econométrica leva a interpretações interessantes sobre a maneira como variáveis apresentam um relacionamento estável (um equilíbrio a longo prazo), podendo ser representado em um modelo de correção de erro vetorial, compartilhando uma tendência estocástica comum.

Nesse sentido, o primeiro passo para efetuar a análise proposta neste estudo é verificar se as séries compostas pelos preços de negociação dos índices setoriais são integradas de mesma ordem. Para tanto,

serão aplicados os seguintes testes: i) Dickey- Fuller Aumentado (ADF), proposto por Dickey e Fuller (1981); ii) Dickey-Pantula, introduzido por Dickey e Pantula (1987); iii) KPSS, desenvolvido por Kwiatkowski *et al.* (1992), e; iv) teste ADF com mínimos quadrados generalizados (ADF-GLS), proposto por Elliot *et al.* (1996). Os testes verificarão as séries em nível e em primeira diferença

Dessa forma, após verificar a ordem de integração das séries estudadas, será utilizado o procedimento de cointegração proposto por Engle e Granger (1987), visando auferir se existe a presença de um equilíbrio de longo prazo, ou seja, a relação entre as variáveis é estável. Para tanto, será efetuado um teste de presença de raiz unitária nos resíduos do relacionamento entre as séries temporais, ou seja, sua combinação linear (TSAY, 2010). A representação do relacionamento de longo prazo entre as séries temporais analisadas está representada na formulação [3].

$$I_{1,t} - \beta I_{2,t} = e_t. \quad [3]$$

Na formulação [3], $I_{1,t}$ e $I_{2,t}$ são, respectivamente, os preços de negociação dos índices no instante t ; β é uma constante; e_t é o termo de resíduo da relação de longo prazo entre as séries. Dessa equação é possível obter o vetor de cointegração $(1, -\beta)$.

Tal conceito recebeu um interesse significativo devido ao teorema conhecido como representação de Granger, que afirma que as variáveis cointegradas possuem um modelo vetorial de correção de erro (VECM), que pode ser visto como um modelo VAR, incluindo uma variável que representa os desvios do equilíbrio de longo prazo. Esse modelo visa efetuar ajustes em curto prazo para corrigir os desvios ocorridos no equilíbrio de longo-prazo. O VECM a ser estimado está exposto na formulação [4].

$$\begin{bmatrix} \Delta I_{1,t} \\ \Delta I_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \beta_1 \begin{bmatrix} \Delta I_{1,t-1} \\ \Delta I_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \beta_p \begin{bmatrix} \Delta I_{1,t-p} \\ \Delta I_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}. \quad [4]$$

Na formulação [4], $ECT_{t-1} = I_{1,t-1} - \beta I_{2,t-1}$, onde $I_{1,t}$ e $I_{2,t}$ são, respectivamente, os preços de negociação dos índices no instante t ; $\Delta I_{1,t}$ e $\Delta I_{2,t}$ são, respectivamente, as diferenças entre os preços de negociação dos dias t e $t-1$; β e α_{ij} são constantes; $\varepsilon_{1,t}$ e $\varepsilon_{2,t}$ são os resíduos do modelo de correção de erro dos índices, respectivamente.

Dessa forma, para escolher o número de defasagens empregadas na estimação do VECM, o critério de informação de Akaike (AIC), (Akaike, 1973; Akaike, 1974). A representação matemática de tal critério está exposta na formulação [5].

$$AIC = \log \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_t - \hat{y}_t)^2 \right] + \frac{2}{k} N \quad [5]$$

Em que k é o número de parâmetros no modelo; N é o número de observações; y_t é o valor observado da variável dependente do modelo no tempo t ; \hat{y}_t é o valor estimado da variável dependente do modelo no instante t ; Não obstante, após estimação do modelo VECM, por meio do teste Q de Ljung e Box (1978), representado pela formulação [6], que testa a hipótese nula de que os dados são aleatórios contra a alternativa de não aleatoriedade deles, procurou-se identificar a presença de correlação serial no modelo.

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}. \quad [6]$$

Na formulação [6], n é o tamanho da amostra; $\hat{\rho}_k^2$ é a autocorrelação da amostra na defasagem k ; h é o número de defasagens sendo testadas. A estatística Q de Ljung e Box segue a distribuição de qui-quadrado (χ^2).

Analisar o comportamento de variáveis econômicas com base em apenas um regime pode não captar a realidade, devido à complexidade inerente ao mercado. Assim sendo, Balke e Fomby (1997) enfatizam que, no conceito de cointegração, há o pressuposto implícito de que o ajustamento dos desvios do equilíbrio de longo prazo é feito instantaneamente a cada período. Existem, contudo, argumentos na teoria econômica para invalidar esta hipótese de linearidade. (LÉVY *et al.*, 1997; DUTTA *et al.*, 1999; DAMANIA; YANG, 1998; WARD, 1982)

Buscando solucionar essa questão, Balke e Fomby (1997) introduziram o conceito de cointegração limiar (*threshold cointegration*), que permite levar em consideração as principais críticas levantadas contra cointegração linear. Neste modelo, o ajuste não precisa ocorrer instantaneamente, e sim quando o desvio exceder um limite crítico. Eles baseiam seu processo de adaptação no modelo *self-exciting threshold autoregressive* (SETAR), introduzido por Chan (1983) e amplamente discutido em Tong (1990). No modelo

SETAR, os coeficientes autorregressivos (defasados) tomam diferentes valores, dependendo se o valor prévio está acima ou abaixo de certo limiar, exibindo regime de alterações dinâmicas. Enquanto o trabalho de Balke e Fomby (1997) centrou-se na representação da relação de longo prazo, a extensão para um *threshold* VECM (TVECM) foi feita por vários autores, sendo o limiar de regimes aplicado no termo de correção de erro (GRANGER; LEE, 1989; SEO, 2006) ou nas defasagens e intercepto (HANSEN; SEO, 2002; LO; ZIVOT, 2001). Não obstante, no presente estudo será aplicado o limiar de regimes tanto nos coeficientes dos termos de correção de erro, como no intercepto e defasagens. A representação matemática do modelo utilizado está exposta nas formulações [7] e [8].

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta I_{1,t} \\ \Delta I_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{cases} \begin{bmatrix} c_1^L \\ c_2^L \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1^L \\ \alpha_2^L \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \beta_1^L \begin{bmatrix} \Delta I_{1,t-1} \\ \Delta I_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \beta_p^L \begin{bmatrix} \Delta I_{1,t-p} \\ \Delta I_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t}^L \\ \varepsilon_{2,t}^L \end{bmatrix} & (i) \\ \begin{bmatrix} c_1^M \\ c_2^M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1^M \\ \alpha_2^M \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \beta_1^M \begin{bmatrix} \Delta I_{1,t-1} \\ \Delta I_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \beta_p^M \begin{bmatrix} \Delta I_{1,t-p} \\ \Delta I_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t}^M \\ \varepsilon_{2,t}^M \end{bmatrix} & (ii) \\ \begin{bmatrix} c_1^H \\ c_2^H \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1^H \\ \alpha_2^H \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \beta_1^H \begin{bmatrix} \Delta I_{1,t-1} \\ \Delta I_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \beta_p^H \begin{bmatrix} \Delta I_{1,t-p} \\ \Delta I_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t}^H \\ \varepsilon_{2,t}^H \end{bmatrix} & (iii) \end{cases} \quad [7] \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} \Delta I_{1,t} \\ \Delta I_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{cases} (i) \text{ se } ECT_{t-1} \leq \theta_L \\ (ii) \text{ se } \theta_L \leq ECT_{t-1} \leq \theta_H \\ (iii) \text{ se } \theta_H \leq ECT_{t-1} \end{cases} \quad [8]$$

Nas formulações [9] e [10], L , M e H indicam os regimes de baixa, média e alta, respectivamente; c , α e β_i são parâmetros; $ECT_{t-1} = I_{1,t-1} - \beta_1 I_{2,t-1}$, onde $I_{1,t}$ e $I_{2,t}$ são, respectivamente, os preços dos índices no instante t ; ΔPbr_t e ΔPar_t são, respectivamente, as diferenças entre os preços de negociação dos dias t e $t-1$; $\varepsilon_{1,t}$ e $\varepsilon_{2,t}$ são os resíduos do modelo de correção de erro dos índices setoriais, respectivamente. Visando estimar o número adequado de defasagens do modelo, bem como verificar a sua presença de correlação serial, serão aplicados os procedimentos explicitados anteriormente.

Assim sendo, serão estimados os relacionamentos de longo prazo entre os índices setoriais contidos neste estudo, de tal forma que, por motivos de espaço, serão apresentados apenas os estreitamentos que obtiverem significância estatística. De posse dos modelos de cointegração linear e com uso de limiares para regimes, será feita a análise dos resultados obtidos. Finalmente, os modelos estimados serão comparados no que tange ao ajuste, por intermédio dos critérios apresentados anteriormente.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente, a Figura 1 apresenta os dados utilizados. Visando auferir os possíveis equilíbrios de longo prazo entre os setores presentes neste artigo, por meio da estacionariedade dos resíduos desses relacionamentos, foram efetuados testes de raiz unitária nos resíduos das equações estimadas a partir dos dados coletados. Dessa forma, verificou-se que apenas os resíduos dos relacionamentos entre os setores Financeiro-Energia

Elétrica e Financeiro-Consumo são estacionários. Tal resultado confirma a existência de um equilíbrio em longo prazo entre esses índices setoriais. Primeiramente, serão analisados os resultados obtidos para o relacionamento IFNC e IEE, e posteriormente aqueles encontrados para a relação entre IFNC e ICON.

Assim sendo, para o relacionamento IFNC-IEE foi obtido o vetor de cointegração (1, -0,1545). Dessa forma, foi possível estimar o vetor de correção de erro para este relacionamento. Os resultados deste modelo estão presentes na Tabela 1.

Tabela 1: Modelo VECM estimado para o relacionamento IFNC-IEE

| SETOR | COEFICIENTES | | | | | | |
|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------|------------------|------------------|---------------------------|
| | ECT-1 | Δ IFNC-1 | Δ IEE-1 | Δ IFNC-2 | Δ IEE-2 | Δ IFNC-3 | Δ IEE-3 |
| Δ IFNC | -0,048 (0,014) | 0,189 (0,055) | -0,049 (0,013) | -0,107 (0,056) | 0,013 (0,013) | 0,009 (0,055) | -0,030 (0,013) |
| Δ IEE | -0,063 (0,061) | 0,101 (0,237) | -0,069 (0,056) | -0,242 (0,239) | 0,050 (0,057) | 0,239 (0,237) | -0,110 (0,056) |
| AIC | | | | | | | 12628,34 |
| Teste Q (Δ IFNC) | | | | | | | 8,5191 (p valor = 0,3845) |
| Teste Q (Δ IEE) | | | | | | | 6,2352 (p valor = 0,6209) |

*Resultados significativos ao nível de 5% em negrito.

Fonte: Elaborada pelos autores deste artigo

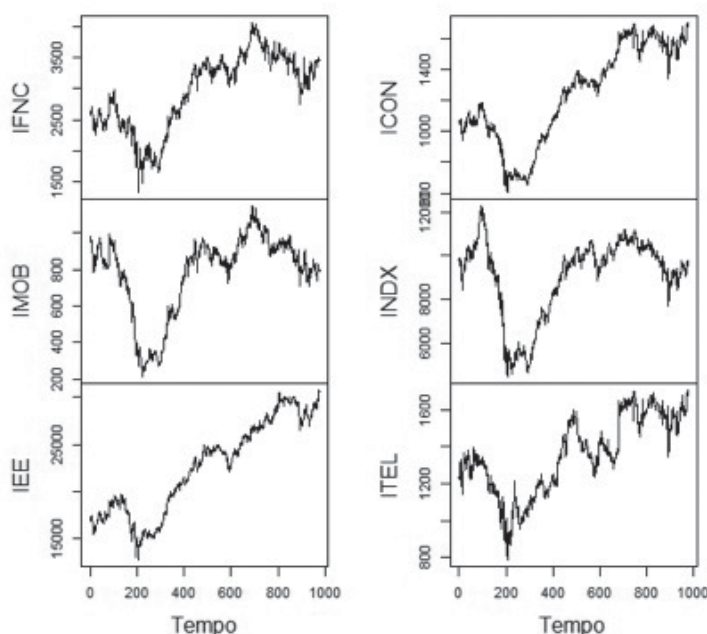


Figura 1: Preços diários dos índices setoriais analisados

Fonte: Elaborada pelos autores deste artigo



Como pode ser auferido, com base nos resultados expostos na Tabela 1, além do relacionamento de longo prazo previamente estimado, ocorreu transmissão de retornos do IEE para o IFNC com impacto negativo, como indicam os coeficientes significativos que correspondem a um e três dias de negociação defasados. Tal impacto não se deu em sentido inverso. Ainda, verificou-se que o termo de correção de erro foi significativamente diferente de zero na equação que representa os retornos do setor financeiro, evidenciando que desequilíbrios do relacionamento em

longo prazo são ajustados por meio do modelo de curto prazo. Além disso, os resultados calculados para as estatísticas Q indicam a não ocorrência de correlação serial nos resíduos das séries estimadas por meio do modelo TVECM.

Posteriormente, visando obter um quadro mais flexível, condizente com a realidade, foi estimado o modelo TVECM, responsável por captar o relacionamento de curto prazo com divisão por regimes. Os resultados obtidos são exibidos na Tabela 2.

Tabela 2: Modelo TVECM estimado para o relacionamento IFNC-IEE

| REGIME | SETOR | COEFICIENTES | | | | | | |
|--------------------------|---------------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | | ECT-1 | Δ IFNC-1 | Δ IEE-1 | Δ IFNC-2 | Δ IEE-2 | Δ IFNC-3 | Δ IEE-3 |
| Baixa (82,7%) | Δ IFNC | -0,063 (0,001) | 0,152 (0,011) | -0,037 (0,011) | -0,080 (0,188) | 0,024 (0,106) | 0,011 (0,854) | -0,035 (0,016) |
| | Δ IEE | -0,105 (0,194) | -0,262 (0,300) | -0,022 (0,719) | -0,207 (0,422) | 0,144 (0,021) | 0,379 (0,132) | -0,135 (0,027) |
| Média (10,6%) | Δ IFNC | -0,018 (0,590) | 0,005 (0,981) | -0,041 (0,335) | 0,091 (0,638) | -0,099 (0,024) | -0,074 (0,706) | 0,006 (0,906) |
| | Δ IEE | -0,090 (0,520) | -0,234 (0,779) | 0,033 (0,855) | 0,917 (0,260) | -0,545 (0,003) | -0,706 (0,394) | 0,113 (0,576) |
| Alta (6,6%) | Δ IFNC | -0,029 (0,311) | 0,598 (0,010) | -0,074 (0,262) | -0,319 (0,321) | 0,104 (0,143) | -0,047 (0,873) | -0,051 (0,306) |
| | Δ IEE | -0,018 (0,882) | 3,594 (2,6e-04) | -0,698 (0,012) | 0,864 (0,524) | 0,070 (0,815) | 0,109 (0,930) | -0,142 (0,501) |
| AIC | 12619,22 | | | | | | | |
| Teste Q (Δ IFNC) | 7,2516 (p-valor = 0,5097) | | | | | | | |
| Teste Q (Δ IEE) | 9,2327 (p-valor = 0,3230) | | | | | | | |

*Resultados significativos ao nível de 5% em negrito.

Fonte: Elaborada pelos autores deste artigo

Nesse sentido, verificou-se a existência de dois limiares (163,3 e 275,9), implicando na formatação com três regimes (baixa, média e alta). Inicialmente, percebe-se a predominância de dados pertencentes ao regime de baixa (82,7%), seguido de média (10,6%) e alta (6,6%). No que tange à transmissão de retornos entre os índices, o modelo TVECM apresenta diferenças em relação ao VECM comum. Tais diferenças se dão fundamentalmente no sentido de, no regime de alta, os retornos do IEE sofrerem impacto significativo dos resultados do IFNC, evidenciando que, em situações distintas da normalidade (maioria dos casos) o relacio-

namento de curto prazo entre estes setores sofre alterações. Corroborando com a utilização de regimes, há o fato de o modelo TVECM ter obtido melhor ajuste se comparado com o VECM, como aponta o menor valor do AIC. Ainda, percebe-se que não houve correlação serial nas séries estimadas pelo modelo TVECM, como indicado pelas estatísticas Q calculadas.

Não obstante, para o relacionamento IFNC-ICON foi obtido o vetor de cointegração (1, -2,317710). Dessa forma, foi possível estimar o vetor de correção de erro para esse relacionamento. Os resultados deste modelo estão presentes na Tabela 3.

Tabela 3: Modelo VECM estimado para o relacionamento IFNC-ICON

| SETOR | COEFICIENTES | | | | | | |
|--------------------------|---------------------------|--------------------------------|---------------------------------|-------------------|-------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| | ECT-1 | Δ IFNC-1 | Δ CON-1 | Δ IFNC-2 | Δ CON-2 | Δ IFNC-3 | Δ CON-3 |
| Δ IFNC | -0,035 (0,019) | 0,140 (0,064) | -0,495 (0,226) | -0,049 (0,063) | -0,029 (0,225) | 0,002 (0,063) | -0,417 (0,225) |
| Δ ICON | 0,002 (0,005) | 0,020 (0,018) | -0,111 (0,063) | -0,007 (0,018) | -0,031 (0,063) | 0,036 (0,018) | -0,179 (0,063) |
| AIC | 8787,673 | | | | | | |
| Teste Q (Δ IFNC) | 6,7611 (p-valor = 0,5626) | | | | | | |
| Teste Q (Δ IEE) | 1,6699 (p-valor = 0,9895) | | | | | | |

*Resultados significativos ao nível de 5% em negrito.

Fonte: Elaborada pelos autores deste artigo

Como pode ser percebido, com base nos resultados expostos na Tabela 1, além do relacionamento de longo prazo previamente estimado, ocorreu transmissão de retornos entre ICON e IFNC com impacto negativo dos resultados de períodos de negociação defasados do setor de consumo e positivo para retornos passados do setor financeiro, como indicam os coeficientes significativos que correspondem a um e três dias. Além disso, os resultados calculados para as estatísticas Q indicam a não ocorrência de correlação serial nos resíduos

das séries estimadas por meio do modelo TVECM. Entretanto, verificou-se que o termo de correção de erro não foi significativamente diferente de zero em nenhuma das equações que representam os retornos dos índices setoriais, evidenciando que desequilíbrios do relacionamento em longo prazo não foram ajustados por meio do modelo de curto prazo. Visando contornar tal questão, foi estimado o modelo TVECM para captar o relacionamento de curto prazo entre IFNC e ICON. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4: Modelo TVECM estimado para o relacionamento IFNC-ICON

| Regime | Setor | Coeficientes | | | | | | | | |
|--------------------------|---------------|---------------------------|--------------------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------------------|
| | | ECT | Δ IFNC-1 | Δ ICON-1 | Δ IFNC-2 | Δ ICON-2 | Δ IFNC-3 | Δ ICON-3 | Δ IFNC-4 | Δ ICON-4 |
| Baixa (49,6%) | Δ IFNC | -0,060 (0,014) | 0,188 (0,033) | -0,492 (0,096) | 0,084 (0,316) | -0,104 (0,717) | -0,042 (0,612) | -0,565 (0,047) | 0,182 (0,028) | -0,488 (0,083) |
| | Δ ICON | -0,005 (0,435) | 0,038 (0,126) | -0,139 (0,098) | 0,007 (0,758) | -0,008 (0,920) | 0,014 (0,552) | -0,194 (0,017) | 0,053 (0,025) | -0,173 (0,031) |
| Média (5%) | Δ IFNC | 1,670 (0,026) | -0,166 (0,419) | -0,008 (0,994) | 0,190 (0,450) | -1,880 (0,074) | -0,432 (0,162) | -0,690 (0,527) | 0,038 (0,907) | -2,825 (0,032) |
| | Δ ICON | 0,494 (0,021) | -0,014 (0,807) | -0,208 (0,502) | 0,028 (0,692) | -0,454 (0,129) | 0,057 (0,516) | -0,218 (0,482) | -0,085 (0,365) | -0,339 (0,364) |
| Alta (45,4%) | Δ IFNC | -0,026 (0,357) | 0,073 (0,482) | -0,225 (0,541) | -0,149 (0,154) | -0,023 (0,951) | 0,015 (0,880) | 0,108 (0,770) | -0,119 (0,238) | 0,917 (0,012) |
| | Δ ICON | 0,006 (0,439) | -0,010 (0,738) | 5,9e-04 (0,995) | -0,013 (0,668) | -0,065 (0,542) | 0,044 (0,126) | -0,077 (0,462) | -0,032 (0,263) | 0,248 (0,017) |
| AIC | 8763,995 | | | | | | | | | |
| Teste Q (Δ IFNC) | | 3,9612 (p-value = 0,8606) | | | | | | | | |
| Teste Q (Δ IEE) | | 1,1180 (p-value = 0,9974) | | | | | | | | |

*Resultados significativos ao nível de 5% em negrito.

Fonte: Elaborada pelos autores deste artigo



Assim sendo, verificou-se a existência de dois limiares (2,83 e 27,36), implicando em uma formatação com três regimes (baixa, média e alta). Primeiramente, percebe-se a predominância de dados pertencentes aos regimes de baixa (49,6%) e alta (45,4%), com pouco restando ao regime de média (5%). No que tange à transmissão de retornos entre os índices, tanto no regime de alta como de média, os retornos do IFNC sofreram impacto significativo dos resultados do ICON. Porém o regime de alta, ao oposto do de média, não apresentou termo de correção de erro significativo. Já no regime de baixa, houve transmissão bilateral entre os retornos destes setores, além de termo de correção de erro significativo. Novamente, o modelo TVECM obteve melhor ajuste se comparado com o VECM, como aponta o menor valor do AIC. Ainda, percebe-se que não houve correlação serial nas séries estimadas pelo modelo TVECM, como indicado pelas estatísticas *Q* calculadas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo apresentou como objetivo a observação de possíveis relações entre indicadores setoriais que estão presentes no mercado financeiro brasileiro, com o emprego do modelo de cointegração de correção de erro vetorial em *threshold* (TVECM). Foram considerados os índices dos seguintes setores: Telecomunicações (ITEL), Energia Elétrica (IEE), Industrial (INDX), Consumo (ICON), Imobiliário (IMOB) e Financeiro (IFNC), todos concernentes ao banco de dados disponibilizado pela BM&F/Bovespa, num total de 680 observações.

Contudo, ao aplicar o método, foram constatados, que entre todas as relações de índices setoriais, apenas as relações IFNN-IEE e IFNC-ICON obtiveram vetores de co-integração, e respectiva transmissão de preços. No entanto, ressalta-se a possibilidade da existência de cointegração entre outros índices setoriais, mesmo sem ter a presença de preços cointegrados, sob os quais os relacionamentos são regidos em elementos transcendentais à transmissão de retornos de preços entre os setores (BARRET, 1996; 2001). Tal relacionamento traz uma implicação estratégica da ótica do investidor, a dificuldade de diversificação em ativos desses setores. Isso porque o comovimento entre os setores leva a

ganhos e perdas de forma conjunta, contrariando a ideia de um investimento cobrir perdas de outro.

Como resultado, o relacionamento IFNC-IEE apresentou, por meio do modelo VECM, um vetor de cointegração (1, -0,1545), sob qual foi estimado um relacionamento de longo prazo cuja transmissão de retornos, de impacto negativo, se deu do índice de Energia Elétrica para o Financeiro, com defasagens de um e três dias de negociação. Também, por meio de correção de erro significativamente diferente de zero, foi constatado desequilíbrios do relacionamento em longo prazo ajustados mediante modelo de curto prazo.

No entanto, mediante a estimação do modelo TVECM nesse relacionamento, percebe-se a predominância de dados ao regime de baixa dos retornos (82,7%). Contudo, diferentemente do modelo anterior, nos períodos de alta é verificado que os retornos do índice do setor de Energia Elétrica apresentam impactos significativos dos resultados obtidos pelo índice do setor Financeiro, evidenciando que o relacionamento de curto prazo entre esses setores sofre alterações. Tais alterações podem ser advindas de elementos como custos de transação, barreiras de entrada, imperfeições da informação, aversões a riscos e aspectos de concorrência imperfeita que dificultam a arbitragem nesses setores. (GONZÁLES-RIVERA; HELFAND, 2001; SEXTON *et al.*, 1991; NOGUEIRA *et al.*, 2005; TSAY, 1998)

Para o relacionamento IFNC-ICON, o modelo VECM apresentou vetor de cointegração (1, -2,317710), cujo relacionamento de longo prazo estimado proporcionou transmissão de retornos, cujo impacto é negativo para o setor de Consumo e positivo para os retornos defasados em um e três dias para o Setor Financeiro. Consequentemente, mediante correção de erro, foi observado que desequilíbrios de longo prazo não foram ajustados por meio do modelo de curto prazo.

A fim de encontrar esse equilíbrio foi utilizado o modelo TVECM, em regimes que predominam baixas (49,6%) e altas (45,4%). No regime de baixa foi observado equilíbrio de longo prazo ajustados ao modelo de curto prazo, com transmissão bilateral entre os retornos desses setores; ao contrário, no regime de alta tal equilíbrio com ajuste não ocorre, e a transmissão de retornos é de impacto negativo para IFNC.

Além disso, tanto no relacionamento IFNC-IEE como no relacionamento IFNC-ICON, foi verificado

um melhor ajuste do modelo TVECM em relação ao modelo VECM, tendo ambos não apresentando correlação serial dos resíduos nas séries estimadas.

Como limitação, o presente trabalho destaca: i) dificuldade de acesso a todas as informações que especifiquem os relacionamentos intersetoriais para melhor análise dos resultados; ii) discrepância amostral no que tange às cotações dos diferentes índices setoriais pesquisados; e iii) impossibilidade de empregar todas os indicadores dos setores existentes;

Por fim, sugere-se que, em futuros estudos acerca do tema, sejam estabelecidos estudos aprofundados a respeito de aspectos teóricos que envolvam estes e outros relacionamentos intersetoriais, assim como possíveis aplicações de diferentes índices setoriais na economia doméstica e internacional.

REFERÊNCIAS

- ABDULAI, A. Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. **Applied Economics**, London, v. 34, p. 679-687, 2002.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on automatic control**, New York, n.19, 1974.
- AKAIKE, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. **Proceedings of the 2nd International Symposium of Information Theory**, 1973.
- ANDRADE, E; FANTONI, R. B.; JONES JR., W. B. O futuro dos negócios no Brasil. **The McKinsey Quarterly**. Maio de 2007. Disponível em: <http://download.mckinseyquarterly.com/LA-BrazilCorpPerformance_Portuguese.pdf>. Acesso em: 15 ago. 2010.
- BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J. Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize and soya prices. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, v. 89, n. 2, p. 308-323, 2007.
- BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Threshold Cointegration. **International Economic Review**, Osaka, v. 38, n. 3, p. 627-645, Aug. 1997.
- BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, jul.-dez. 2002.
- BARRET, C. B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets? **American Journal of Agricultural Economics**, New York, v. 78, n. 3, p. 825-829, 1996.
- BARRET, C. B. Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets. **Review of Agricultural Economics**, East Lansing, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.
- BEN-KAABIA, M.; GIL, J. M.; AMEUR, M. Vertical integration and non-linear price adjustments: the Spanish poultry sector. **Agribusiness**, New York, v. 21, n. 2, p. 253-271, 2005.
- BM&F/BOVESPA. Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo. **Índices de BM&F/Bovespa**, 2010. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/indices/BuscarIndices.aspx?idioma=pt-br>>. Acesso em: 15 ago. 2010.
- CAROLO, Alexandre. Brasil conquista grau de investimento da Standard & Poor's. **Jornal Cana – Mercado & Cotações**, p. 38-40. Maio, 2008. Disponível em: <<http://www.jornalcana.com.br/pdf/173/%5Cmercot.pdf>>. Acesso em: 18 ago. 2010.
- CHAN, K. S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimation of a threshold autoregressive model. **The Annals of Statistics**, Hayward, 21, 520-533, 1993.
- DAMANIA, R.; YANG, B. Z. Price Rigidity and Asymmetric Price Adjustment in a Repeated Oligopoly. **Journal of Institutional and Theoretical Economics**, Tübingen, v. 154, n. 4, 1998.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, Menasha, v. 49, n. 4, p. 1.057-1.072, 1981.
- DICKEY, D.; PANTULA, S. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. **Journal of Business & Economic Statistics**, Washington, v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987.



- DUTTA, S. *et al.* Menu costs, posted prices, and multiproduct retailers. **Journal of Money, Credit, and Banking**, Columbus, v. 31, n. 4, p. 683-703, 1999.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.; STOCK, H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, Menasha, v. 64, p. 813-836, 1996.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and Error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Menasha, v. 55, p. 251-76, 1987.
- FEDERICO, G. Market integration and market efficiency: the case of 19th century Italy. **Exploration in Economic History**, Orlando, v. 44, p. 293-316, 2007.
- GOODWIN, B. K.; HOLT, M. T. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector. **American Journal of Agricultural Economics** Oxford, v. 81, n. 3, p. 630-637, Aug. 1999.
- GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 83, n. 2, p. 302-317, May, 2001.
- HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The Determination of the Order of an Autoregression, **Journal of the Royal Statistical Society**, London, B, 41, 190-195, 1979.
- HANSEN, B. E.; SEO, B. Testing for two-regime threshold cointegration in VECMtor error-correction models. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 110, p. 293-318, 2002.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558 p.
- KWIATKOWSKI, D. *et al.* Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 54, p. 159-178, 1992.
- LEVY, D. *et al.* The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence From Large U. S. Supermarket Chains. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 112, n. 3, p. 791-825, 1997.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models. **Biometrika**, Cambridge, n. 65, p. 297-303, 1978.
- LO, M. C.; ZIVOT, E. Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. **Macroeconomic Dynamics**, New York, v. 5, p. 533-576, 2001.
- _____. Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price. **Macroeconomic Dynamics**, New York, v. 5, n. 4, p. 533- 576, 2001.
- MACKINNON, J. **Critical values for cointegration tests**. Long-run economic relationships: readings in cointegration. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- MATTOS, L. B. *et al.* Transmissão de preços entre mercados regionais de carne de frango no Brasil. Universidade Federal de Viçosa - UFV. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, MG, v. 8, n. 1, p. 85-97, 2010.
- MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs: a threshold VECMtor error correction approach. **Agricultural Economics**, Prague, v. 31, n. 21, p. 327-334, 2004.
- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 10, n. 2, p. 139-162, 1982.
- NOBREGA, M. *et al.* O mercado de capitais: sua importância para o desenvolvimento e os entraves com que se defronta no Brasil. **Tendência – consultoria integrada Bovespa**, São Paulo, maio 2000. Disponível: <<http://www.bovespa.com.br>>. Acesso em: 18 ago. 2010.
- NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 91-112, 2005.
- SAMUELSON, P. Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. **Industrial Management Review**, Cambridge, v. 6, p. 41-49, 1965.

SCHETTKAT, Ronald; YOCARINI, Lara. The shift to services employment: a review of the Literature.

Structural Change and Economic Dynamics, Amsterdam, v. 17, p 127-147, 2006.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model.

Annals of statistics, Cleveland, n. 6, 1978.

SEPHTON, P. S. Spatial market arbitrage and threshold cointegration. **American Journal of Agricultural**

Economics, Oxford, v. 85, n. 4, p. 1.041-1.046, nov. 2003.

SEXTON, R. J.; KLING, C. L.; CARMAN, H. F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery.

American Journal of Agricultural Economics, Oxford, v. 73, n. 3, p. 569-580, 1991.

SILVA, W. V.; SANTO, E. L.; SILVA, L. S. C. Co-integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte-americano: uma análise empírica, **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 69-78, julho-setembro, 2003.

TONG, H. Non-Linear Time Series. **A Dynamical System Approach**. Oxford: Oxford Science Publications, 1990.

TSAY, R. S. Testing and modeling multivariate threshold models. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 93, p. 1.188-1.202, 1998.

TSAY, R. S. Analysis of financial time series. 3. ed. New York, **John Wiley & Sons**, 2010.

WARD, R. Asymmetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Pricing for fresh Vegetables. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 64, n. 2, p. 205-212, 1982.