

IFRS, sincronicidade e crise financeira: a dinâmica da informação contábil para o mercado de capitais brasileiro

IFRS, synchronicity, and financial crisis: the dynamics of accounting information for the Brazilian capital market

Bruno Figlioli

Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Departamento de Contabilidade, Ribeirão Preto, SP, Brasil

Sirlei Lemes

Universidade Federal de Uberlândia, Faculdade de Ciências Contábeis, Uberlândia, MG, Brasil

Fabiano Guasti Lima

Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Departamento de Contabilidade, Ribeirão Preto, SP, Brasil

Recebido em 05.10.2016 – Desk aceite em 07.11.2016 – 3ª versão aprovada em 19.03.2017 – Ahead of print em 03.07.2017

RESUMO

O objetivo deste estudo é investigar os níveis de sincronicidade das ações negociadas no mercado à vista da Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA) no que se refere ao processo de convergência para as normas contábeis do *International Financial Reporting Standards* (IFRS) no Brasil. O termo sincronicidade diz respeito à magnitude em que informações específicas da empresa e de mercado estão refletidas nos preços das ações. Quanto mais os preços das ações refletirem as informações específicas das empresas, em detrimento das informações de mercado, maior tende a ser o conteúdo informacional desses preços em representar o valor econômico de uma determinada empresa. Para essa investigação, coletaram-se informações de empresas e ações, excetuando-se as informações do setor financeiro, no período de 2005 a 2015. Os dados foram analisados por meio de regressões em corte transversal e em painel. Os resultados apontaram redução nos níveis de sincronicidade das ações no período que compreende a adoção integral das normas contábeis do IFRS no Brasil, a partir de 2010. Para o período de 2008 a 2009, que compreende a adoção parcial do IFRS, não foram encontrados resultados estatisticamente significativos para os níveis de sincronicidade das ações. Contudo, em períodos de crise financeira, houve indícios de redução da relevância da informação contábil, mesmo ela advindo de padrões internacionais de contabilidade. Os resultados obtidos para o cenário brasileiro não corroboram a ideia de que a adoção das IFRS provoca, necessariamente, aumento do conteúdo informacional das demonstrações contábeis e, por conseguinte, reflexo de informações relevantes nos preços das ações.

Palavras-chave: sincronicidade, informação contábil, conteúdo informacional, crise financeira, IFRS.

ABSTRACT

This study aims is to investigate the synchronicity levels of shares traded on the spot market of the São Paulo Stock Exchange, Commodities, and Futures (BM&FBOVESPA) in relation to the accounting convergence process towards International Financial Reporting Standards (IFRS) in Brazil. The term synchronicity refers to the amount that company-specific information and market information are reflected in stock prices. The more share prices reflect company-specific information rather than market information, the greater the information content of these prices will be in terms of representing the economic value of a particular company. For this investigation, information on companies and shares from 2005 to 2015 was collected, excluding the financial sector. The data were analyzed using cross-sectional and panel regressions. The results indicate a reduction in the synchronicity levels of stocks in the period of full adoption of IFRS in Brazil from 2010 onwards. From 2008 to 2009, which includes the partial adoption of IFRS in Brazil, statistically significant results were not found for the synchronicity levels of shares. However, for times of financial crisis, evidence was found of a reduction in the relevance accounting information even with the adoption of international accounting standards. The results obtained for the Brazilian context do not support the idea that the adoption of IFRS necessarily causes an increase in the informational content of financial statements and that relevant information is consequently reflected in stock prices.

Keywords: synchronicity, accounting information, informational content, financial crisis, IFRS.

1. INTRODUÇÃO

Os preços das ações refletem, em um mercado eficiente, as expectativas dos investidores em relação à geração futura de caixa. Para a formação dessas expectativas concorrem tanto informações específicas das empresas quanto informações de mercado, tais como rumores, eventos políticos, entre outros (Roll, 1988).

Morck, Yeung e Yu (2000) empregaram a terminologia sincronicidade para designar a magnitude em que informações específicas e de mercado estão incorporadas nos preços das ações. Tais autores mensuraram o construto de sincronicidade como o resultado do coeficiente de determinação (R^2) a partir do modelo de mercado. O R^2 pode ser interpretado como uma medida inversa do conteúdo informacional dos preços das ações, ou seja, quanto menor o valor dessa medida, maior a eficiência dos preços das ações em refletir informações específicas das empresas e, por conseguinte, seu valor intrínseco. Disso depreende-se que menores níveis de sincronicidade podem ser fatores importantes para as previsões dos preços e retornos de ações.

A literatura em Finanças que trata do conteúdo informacional dos preços das ações aponta diversos fatores associados aos níveis de sincronicidade: direitos de propriedade (Morck et al., 2000), transparência corporativa (Jin & Myers, 2006), cobertura de analistas de investimentos (Chan & Hameed, 2006), qualidade dos reportes financeiros (Hutton, Marcus & Tehranian, 2009), concentração acionária (Boubaker, Mansali & Rjiba, 2014; Gul, Kim & Qiu, 2010), entre outros.

Mais recentemente, Kim e Shi (2012) e Wang e Yu (2015) indicaram que a adoção das normas internacionais de contabilidade – as *International Financial Reporting Standards* (IFRS) – por um determinado país pode levar à maior incorporação das informações específicas das empresas nos preços das ações (baixa sincronicidade). Entretanto, os autores ressaltam que apenas nos países nos quais foram identificados adequados níveis de *enforcement* legal e proteção aos investidores foi observada uma melhora no conteúdo informacional dos preços das ações. Torna-se interessante, portanto, o estudo do processo de convergência às IFRS em mercados menos desenvolvidos por, pelo menos, três razões.

A primeira razão refere-se à comparação dos atributos quantitativos e qualitativos entre duas normatizações diferentes. Países como Brasil, Rússia, Índia e China (BRIC) voltaram, historicamente, as suas normatizações contábeis para o atendimento informacional dos seus governos, enquanto as normatizações internacionais

têm, na figura dos investidores, seus principais usuários (Ghio & Verona, 2015).

A segunda razão diz respeito à interação da informação contábil com os aspectos políticos, econômicos e culturais de cada país. Por exemplo, Piotroski, Wong e Zhang (2015) apontam que as firmas chinesas controladas pelo governo evitam divulgar más notícias do seu desempenho econômico durante datas próximas à Reunião Anual do Partido Chinês. Para os autores, essa característica do mercado chinês viola os direitos de acesso à informação por parte dos investidores.

A terceira razão refere-se aos critérios de mensuração adotados nas IFRS em alguns itens, como os instrumentos financeiros, mensurados a valor justo (*fair value accounting*). Esta marcação a mercado na mensuração de ativos e passivos está sujeita a possíveis vieses, principalmente em mercados pouco líquidos. Em tais mercados são adotadas técnicas de estimação do valor por meio dos fluxos de caixa projetados, o que pode gerar, por sua vez, um considerável aumento na discricionariedade dos gestores nesse processo de estimação. Supostamente os mercados emergentes enquadram-se nesse cenário (Laux & Leuz, 2009; Mala & Chand, 2012).

Nesse contexto, para o estudo da relação entre o construto de sincronicidade das ações em mercados emergentes e a adoção das IFRS, foi definido o cenário brasileiro como alvo de investigação. Conforme Ghio e Verona (2015), o Brasil adotou, sem grandes alterações, as IFRS, diferentemente de países como China e Índia, os quais decidiram adotar uma espécie de agrupamento entre normas contábeis locais e internacionais. Além do mais, o processo de convergência às IFRS no Brasil foi segregado em duas etapas. A primeira consistiu em uma adoção parcial para os anos de 2008 e 2009. Na segunda etapa, a partir de 2010, as empresas foram obrigadas a divulgar seus relatórios contábeis integralmente no formato IFRS.

Dessa forma, o presente trabalho pretende responder à seguinte questão: qual a influência da adoção das normas contábeis do IFRS pelo Brasil nos níveis de sincronicidade das ações negociadas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA)?

Para a investigação da problemática de pesquisa empregaram-se dados das empresas que têm ações listadas na BM&FBOVESPA – exceto as do setor financeiro – no período de 2005 a 2015. Os dados foram analisados mediante a análise de regressão de dados em corte transversal e em dados em painel.

Os resultados alcançados, corroborados por testes adicionais, foram contrastantes entre os períodos de adoção parcial e integral do IFRS. As evidências encontradas não apontaram para alterações nos níveis de sincronicidade no período de adoção parcial (de 2008 a 2009). Identificou-se, contudo, redução nos níveis de sincronicidade para o período de adoção integral (a partir de 2010). Para o período de adoção integral, os resultados corroboram os argumentos de que o IFRS representa uma normatização contábil de melhor qualidade informacional em comparação à normatização local, como encontrado em Barth, Landsman e Lang (2008). Uma possível explicação para os resultados encontrados para o período de adoção parcial do IFRS é que se trata de um período de transição e adaptação do mercado brasileiro às novas normas contábeis.

Outro importante resultado diz respeito aos níveis de sincronicidade durante períodos de crise financeira no mercado financeiro brasileiro. Nesses períodos, identificaram-se aumentos nos níveis de sincronicidade independentemente da adoção parcial e integral das IFRS. Exemplo disso é que os níveis de sincronicidade para 2014 e 2015 não foram estatisticamente diferentes dos encontrados para 2005, período esse anterior à adoção das IFRS.

Em períodos de crises financeiras, a atuação de

investidores menos sofisticados (*noise traders*) pode desviar sistematicamente os preços dos ativos em relação ao seu valor intrínseco (De Long, Shleifer, Summers & Waldman, 1990). Esse fator pode ser uma explicação plausível para os níveis de sincronicidade verificados neste estudo para os períodos de crises financeiras.

Os resultados obtidos têm importantes implicações para investidores, reguladores e normatizadores da área contábil. Para os investidores, traz informações do processo de formação dos preços das ações, principalmente em períodos de maior turbulência do mercado financeiro; para os reguladores e normatizadores da área contábil, traz importantes contribuições sobre o processo de convergência contábil em direção às IFRS. Por exemplo, o período da adoção parcial das IFRS no Brasil mostrou ser crítico nesse processo de convergência contábil no que se refere à redução da assimetria informacional entre as empresas e os investidores.

Este artigo está dividido em cinco seções. A primeira refere-se a esta introdução. A segunda seção trata da fundamentação teórica, a qual aborda a normatização contábil do IFRS, o construto de sincronicidade e o desenvolvimento das hipóteses. A terceira seção apresenta os aspectos metodológicos. A quarta apresenta e analisa os resultados e, por fim, a seção cinco traz as considerações finais.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Normatização Contábil – IFRS

Os informes contábeis divulgados pelas empresas assumem importante função no processo de avaliação (*valuation*) e na gestão dos diversos contratos estabelecidos com as partes interessadas. Para o processo de avaliação, a informação contábil pode auxiliar os investidores, atuais e potenciais, a prever, com maior exatidão, os benefícios econômicos futuros e seus riscos. Para a gestão de contratos, a informação contábil pode ser empregada como meio de controle e na avaliação de desempenho dos recursos empresariais, mitigando conflitos de interesses entre as diversas partes interessadas. A eficácia dessas funções da informação contábil passa, também, pelo exame do código a partir do qual foi desenvolvido, ou seja, sua normatização (Bruggemann, Hitz & Sellhorn, 2013).

A normatização contábil estabelece os princípios, regras e diretrizes para reconhecimento, mensuração e divulgação dos fatos contábeis. Assim, uma normatização contábil específica (*United States Generally Accepted*

Accounting Principles – US GAAP –, IFRS, normas locais) tem um determinado equilíbrio entre seus aspectos qualitativos e quantitativos (Glaum, Baete, Groethe & Oberdorster, 2013a). Por exemplo, a normatização contábil de países influenciados pelos sistemas legais do direito consuetudinário (*commom-law*) tende a ser baseada em princípios, diferentemente dos países influenciados pelo modelo direito romano (*code-law*), no qual a normatização contábil é baseada em regras (Ali & Hwang, 2000; Ball, Kothari & Robin, 2000).

A questão da normatização contábil ganhou novos contornos para pesquisa. Recentemente, mais de 130 jurisdições passaram pelo processo de convergência contábil de padrões locais para padrões internacionais do IFRS (Deloitte Global Services, 2016). Contudo, pesquisas têm apontado resultados contrastantes em relação às consequências econômicas trazidas por esse processo de convergência.

Daske, Hail, Leuz e Verdi (2013) examinaram as mudanças de liquidez de mercado e custo de capital

próprio para empresas de 30 países que adotaram, de forma voluntária e mandatória, os padrões contábeis *International Accounting Standard (IAS)/IFRS*. Os autores encontraram evidências de que apenas as empresas que integraram esse processo de convergência contábil em suas estratégias de aumento de transparência (*serious adopters*) apresentaram aumento significativo de liquidez de suas ações cotadas em bolsa de valores e redução do custo do capital próprio.

Outros trabalhos identificaram efeitos positivos da adoção dos padrões contábeis do IFRS apenas em ambientes de maior *enforcement* e de proteção dos direitos dos acionistas. Exemplos disso são: aumento do conteúdo informacional na divulgação dos relatórios contábeis (Landsman, Maydew & Thornock, 2012), aumento da cobertura e da acurácia da previsão de lucros por parte de analistas de mercado (Tan, Wang & Welker, 2011), aumento da liquidez acionária (Christensen, Hail & Leuz, 2013), entre outros.

Para Christensen, Lee e Walker (2007), a convergência aos padrões internacionais de contabilidade não beneficia de forma igualitária os países, gerando ganhadores e perdedores. Daske et al. (2013) e Daske, Hail, Leuz e Verdi (2008) sugerem que o ambiente institucional, político e a estrutura de propriedade verificados nos países são fatores importantes para explicar os supostos benefícios trazidos pela adoção das IFRS.

Nesse sentido, pesquisas apontam para a distinção nas consequências econômicas relacionadas ao processo de adoção das IFRS para mercados desenvolvidos e não desenvolvidos. Para os países emergentes, por exemplo, a percepção da sociedade em relação aos níveis de corrupção de seus governos, o baixo *enforcement* legal e as violações dos direitos de propriedade são fatores que mitigam a qualidade da informação contábil (Houque & Monem, 2016).

Estudos como os de Nnadi e Soobaroyen (2015) e Hamberg, Mavruk e Sjogren (2013) indicam que os incentivos para que os países emergentes adotem as IFRS situam-se na maior atração dos investimentos diretos estrangeiros e na participação nas cadeias de trocas internacionais. Esses incentivos justificam-se para o caso dos países emergentes, pois parcela significativa de geração de suas riquezas dá-se por meio da exportação de *commodities*: petróleo (Rússia), soja e minério de ferro (Brasil), entre outros.

Outro ponto importante no processo de convergência para as IFRS, principalmente para os mercados emergentes, refere-se aos períodos de crises financeiras.

Laux e Leuz (2009, p. 827) entendem que “existem preocupações legítimas em relação à mensuração dos ativos a preços de mercado em períodos de crises financeiras”.

Os autores percebem que normatizações contábeis, como as IFRS, as quais permitem que alguns itens possam ser mensurados a valor de mercado, podem não ser adequadas para mercados com baixa liquidez. Nessas condições, os demonstrativos contábeis perderiam comparabilidade, dado que os gestores poderiam empregar um alto grau de discricionariedade para estimação do valor dos ativos. Supostamente, os mercados emergentes têm menor liquidez em comparação aos mercados desenvolvidos. Ainda segundo os autores, em períodos de crise financeira, a marcação de ativos a mercado cria incentivos para que os gestores transfiram, para um único período, os resultados ruins de períodos anteriores (*big bath accounting*).

Para o caso brasileiro, Pelucio-Grecco, Geron, Grecco e Lima (2014) investigaram os níveis dos *accruals* discricionários de empresas listadas na BM&FBOVESPA e não encontraram evidências de manipulação de resultados (*earnings management*) após a adoção completa das IFRS. Silva, Weffort, Flores e Silva (2014) identificaram, para as empresas listadas na BM&FBOVESPA, indícios de manipulação de resultados em períodos de crises financeiras no Brasil. Assim, períodos de maior instabilidade dos mercados financeiros podem reduzir a qualidade da informação contábil divulgada pelas empresas.

Como as idiosincrasias identificadas para os mercados emergentes tendem a diminuir a relevância da informação contábil para a tomada de decisões, o processo de convergência contábil para as IFRS pode não reduzir a assimetria de informações entre companhias e investidores. Nesse sentido, foi investigado o teor informacional dos reportes de empresas brasileiras por meio do construto de sincronicidade.

2.2 Sincronicidade

Denomina-se sincronicidade a magnitude em que as informações de mercado e as específicas das empresas estão refletidas nos preços das ações (Morck et al., 2000). Quanto mais os preços das ações refletirem informações de mercado (maior sincronicidade), pior tende a ser a qualidade informacional de tais preços, sem relação à capacidade de os investimentos empresariais gerarem benefícios econômicos futuros a partir dos seus fundamentos econômicos e financeiros. Roll (1988) propôs que as informações de mercado explicariam apenas uma pequena parcela dos preços das ações e, portanto, as informações específicas das empresas teriam papel relevante no processo de precificação.

Morck et al. (2000) identificaram maior sincronicidade para os mercados emergentes em comparação aos mercados desenvolvidos e atribuíram essa diferença aos

baixos níveis de proteção dos direitos de propriedade identificados em mercados menos desenvolvidos.

Para Jin e Myers (2006), os ambientes de maior transparência corporativa proporcionam as condições necessárias para que um montante maior de informações relevantes possa ser acessado pelos investidores e, com isso, reduzir os níveis de sincronicidade. Nesse sentido, torna-se razoável questionar se a adoção das IFRS pode influenciar os níveis de sincronicidade para as ações negociadas em bolsa de valores.

Kim e Shi (2012), utilizando dados de 34 países no período de 1998 a 2004, encontraram evidências de redução nos níveis de sincronicidade para as empresas que adotaram voluntariamente as IFRS. Segundo os autores, esse efeito seria mais significativo para as empresas acompanhadas por reduzido número de analistas de mercado, alta qualidade dos *accruals* e baixa infraestrutura institucional. Para Wang e Yu (2015), a adoção das IFRS por um determinado país não garante, necessariamente, melhor qualidade informacional dos preços das ações. Wang e Yu (2015) apontaram que a redução dos níveis de sincronicidade foi verificada apenas para os países com alto *enforcement legal*.

Dasgupta, Gan e Gao (2010) abordaram a questão de sincronicidade sob outro aspecto e desenvolveram um modelo teórico que traz um padrão dinâmico em relação aos níveis de sincronicidade. Seguindo as hipóteses levantadas pelos autores, inicialmente os níveis de sincronicidade seriam reduzidos com a adoção das IFRS. Tais normas aumentariam a qualidade da informação contábil em comparação aos padrões locais de contabilidade. Posteriormente, haveria aumento nos níveis de sincronicidade, dado que os agentes econômicos antecipariam com maior acurácia o desempenho empresarial. A informação contábil corrente não traria “surpresas” para a estimação dos fluxos futuros de caixa para o processo de avaliação de ações.

Dessa forma, a literatura sobre sincronicidade tem apontado, em maior ou menor grau, que as consequências econômicas da adoção das IFRS são dependentes de fatores relacionados ao ambiente institucional, *enforcement legal* e direitos de propriedade. Além disso, se o modelo teórico de Dasgupta et al. (2010) pode ser aplicado ou mesmo generalizado para outros mercados, como os emergentes, ainda é uma questão em aberto.

2.3 Desenvolvimento das Hipóteses

Dentre os mercados emergentes, o Brasil tem um ambiente propício para investigação das possíveis consequências econômicas, dado o processo de convergência aos padrões contábeis do IFRS.

De acordo com Ghio e Verona (2015), o Brasil adotou as IFRS sem muitas alterações, basicamente em um processo de simples imitação. Além do mais, esse processo de convergência contábil foi dividido em duas etapas no cenário brasileiro. A primeira refere-se ao período de 2008 a 2009, com a adoção parcial de normas do IFRS. Na segunda etapa, a partir de 2010, as empresas foram obrigadas a divulgar suas demonstrações contábeis integralmente no formato IFRS.

Diferentemente de Dasgupta et al. (2010), foi elaborada, para o presente estudo, a hipótese de que houve aumento nos níveis de sincronicidade das ações negociadas na BM&FBOVESPA, no período que corresponde à adoção parcial dos padrões contábeis do IFRS.

Conforme Glaum, Schmidt, Street e Vogel (2013b), em períodos de transição para as IFRS, as empresas podem não apresentar o mesmo nível de adequação em relação às normas contábeis exigidas. Nessa situação, pode haver aumento na assimetria de informações entre gestores e investidores atuais e potenciais. Nesse sentido, tem-se a primeira hipótese:

H₁: o período de convergência parcial para as IFRS no Brasil é caracterizado pelo aumento no nível de sincronicidade das ações negociadas na BM&FBOVESPA em comparação ao período de vigência da norma local e do período de adoção integral.

Em relação ao período de adoção integral, foi elaborada a hipótese de redução do nível de sincronicidade das ações negociadas na BM&FBOVESPA. No período de adoção integral, foi esperado maior nível no atendimento à nova normatização contábil por parte das empresas. Foi esperado, também, o aumento do conteúdo informacional dos relatórios contábeis no período de adoção integral. A normatização contábil brasileira, no período de pré-adoção, pode ser caracterizada como voltada para o atendimento das necessidades informacionais da esfera governamental. Nesse caso, os reportes contábeis eram percebidos pelos investidores como pouco relevantes para o processo de tomada de decisão (Lopes, 2006).

H₂: o período de convergência integral das IFRS no Brasil é caracterizado pela diminuição no nível de sincronicidade das ações negociadas na BM&FBOVESPA, em comparação ao período de vigência da norma local e com o período de adoção parcial.

Ademais, foi elaborada hipótese que relaciona os períodos de crise financeira com o construto de sincronicidade. Esperou-se aumento dos níveis de

sincronicidade em períodos de crise financeira. Esse efeito seria verificado tanto para as normas locais quanto para as IFRS.

Segundo De Long et al. (1990), a atuação de investidores menos sofisticados (*noise traders*) no mercado de capitais pode desviar, sistematicamente, o preço dos ativos em relação ao seu valor justo em períodos de maior turbulência nos mercados financeiros. Esses agentes dificultariam processos de arbitragens dos preços das ações, pois, supostamente, seus processos de decisão não envolvem informações da capacidade das empresas em gerar benefícios econômicos futuros. Assim, a informação contábil perderia relevância. Portanto, tem-se a terceira hipótese:

H₃: períodos de crise financeira estão associados a maiores níveis de sincronicidade das ações negociadas na

BM&FBOVESPA, independentemente da normatização contábil adotada.

Para o cenário brasileiro, consideraram-se dois períodos de maior turbulência dos mercados financeiros. O primeiro refere-se a 2008 e 2009 (crise internacional) como reflexo da crise financeira norte-americana (crise dos títulos *subprime*). Segundo Mensi, Hammoudeh, Reboredo e Nguyen (2014), a crise financeira americana impactou de forma direta e indireta o mercado brasileiro de títulos de dívidas (*bonds*) e o mercado acionário. O segundo período refere-se a 2014 e 2015 (crise nacional), no qual foi identificada forte retração da economia brasileira. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2016), em 2014 e 2015 a variação média em volume do produto interno bruto (PIB) brasileiro, considerando dados trimestrais, foi de -2,99%.

3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Coleta de Dados e Amostra

Os dados utilizados neste estudo foram coletados por meio do banco de dados Economática*. Quando necessário, foram coletados já ajustados para proventos de quaisquer naturezas e referem-se às informações das empresas e ações listadas na BM&FBOVESPA no período de 2005 a 2015.

Para composição da amostra excluíram-se as observações pertencentes ao setor financeiro. Algumas características desse setor, como indicadores de liquidez e de estrutura de capital, são pouco comparáveis com os demais setores.

Também foram excluídas as ações inativas para negociação e as observações que não apresentaram, para um determinado período, todas as informações necessárias

para a condução dos testes estatísticos e econométricos. Além do mais, excluíram-se as observações que se referem aos períodos em que determinada empresa apresentou patrimônio líquido negativo, pois os resultados dessa pesquisa estão embasados no pressuposto de continuidade das empresas (*going concern*). Com os filtros empregados para exclusões de dados, a amostra final foi composta, na média, pelas ações com maior nível de negociabilidade no mercado à vista da BM&FBOVESPA. A amostra final foi composta por 674 observações das ações sob análise.

Os setores de atuação econômica das empresas pertencentes à amostra são: energia elétrica, papel e celulose, petróleo e gás, químico, siderurgia e metalurgia, *software* e telecomunicações. A Tabela 1 apresenta as frequências simples e acumuladas das observações que compõem a amostra.

Tabela 1 Composição da amostra segundo o setor de atuação econômica das empresas

Setores	Empresa (n)	Observações (n)	Frequência (%)	Frequência acumulada (%)
Energia elétrica	37	303	44,96	44,96
Siderurgia e metalurgia	17	144	21,36	66,32
Químico	10	78	11,57	77,89
Petróleo e gás	5	60	8,90	86,80
Telecomunicações	5	41	6,08	92,88
Software	4	25	3,71	96,59
Papel e celulose	4	23	3,41	100,00
Total	82	674	100	-

Fonte: Elaborada pelos autores.

3.2 Modelagem Econométrica

Para a operacionalização do construto de sincronicidade foi, inicialmente, empregado o modelo de mercado. Geralmente o modelo de mercado associa os retornos das ações (variável dependente) aos retornos da carteira de mercado (variável independente). Para

$$R_{it} = \alpha + \beta_t MKT_t + \varepsilon_t \quad \boxed{1}$$

em que: R_{it} : retorno da ação i no período t ; MKT_t : retorno da carteira de mercado no período t . Foram empregados os retornos do índice Bovespa como representativo dos retornos da carteira de mercado; ε : termo de erro.

O presente estudo levou em consideração as recomendações de Chan e Hameed (2006) para elaboração do construto de sincronicidade, no sentido de empregar apenas a variável representativa da carteira de mercado como explicativa dos retornos das ações. Segundo Chan e Hameed (2006), os mercados emergentes tendem a apresentar alta concentração setorial, o que dificultaria

isso, utilizou-se a técnica de regressão linear para cada ação que compõe a amostra. Por sua vez, as regressões lineares foram desenvolvidas a partir de dados semanais e referem-se ao período anual, de 2005 a 2015. A modelagem econométrica ficou assim definida:

a distinção de um possível efeito relacionado ao mercado como um todo ou específico de cada setor para os níveis de sincronicidade das ações.

Posteriormente, os R^2 das regressões lineares, obtidos a partir do modelo de mercado, foram utilizados para o desenvolvimento do construto de sincronicidade. De acordo com Morck et al. (2000), os níveis de sincronicidade das ações podem ser obtidos por meio de uma transformação logística do R^2 . Essa variável ficou assim definida:

$$Sinc_{it} = \ln \left(\frac{R_{it}^2}{1 - R_{it}^2} \right) \quad \boxed{2}$$

em que: $Sinc_{it}$: sincronicidade da ação i para o período t ; \ln : logaritmo neperiano; R_{it}^2 : coeficiente de determinação do modelo de mercado em relação à ação i e para o período t .

Na investigação da relação entre os níveis de sincronicidade das ações negociadas na BM&FBOVESPA,

dado o processo de convergência às IFRS, empregou-se a técnica de regressão linear, a partir de dados em corte transversal e em dados em painel. A modelagem econométrica foi assim definida:

$$Sinc_{it} = \alpha + \beta_1 IFRS_{parcial} + \beta_2 IFRS_{integral} + \beta_3 Crise + \beta_4 VM + \beta_5 VOL + \beta_6 Preço_PL + \beta_7 ROA + \beta_8 Ebit_Juros + \beta_9 Liquidez_Acionária + \beta_{10} Pref_Ord + \beta \Sigma_n^1 setor + \varepsilon_t \quad \boxed{3}$$

em que: $Sinc_{it}$: sincronicidade da ação i para o período t ; $IFRS_{parcial}$: variável *dummy* que assume valor 1 para as observações referentes a 2008 e 2009, e valor 0 para as demais observações; $IFRS_{integral}$: variável *dummy* que assume valor 1 para as observações a partir de 2010, e valor 0 para as demais observações; $Crise$: variável *dummy* que assume valor 1 para as observações referentes a 2008, 2009, 2014 e 2015, e valor 0 para as demais observações; VM : valor de mercado das empresas, para essa variável empregou-

se a escala logarítmica; VOL : volume de negociação das ações, para essa variável empregou-se a escala logarítmica; $Preço_PL$: relação entre preço e patrimônio líquido por ação; ROA : retorno sobre o ativo; $Ebit_Juros$: relação entre lucro antes de juros e impostos (*Ebit*) e despesas financeiras; $Liquidez_Acionária$: liquidez em bolsa de valores; $Pref_Ord$: variável *dummy* que assume valor 1 para as ações preferenciais e valor 0 para as ações ordinárias; $setor$: setor de atuação das empresas; ε_t : termo de erro.

A Tabela 2 apresenta os resultados esperados para as regressões lineares do modelo 3.

Tabela 2 Resultados esperados: modelo 3

Variáveis principais	Coefficientes Sinal esperado	Proxy
IFRS _{parcial} Hipótese 1	+	Período de adoção parcial dos padrões contábeis do IFRS.
IFRS _{integral} Hipótese 2	-	Período de adoção integral dos padrões contábeis do IFRS.
Crise Hipótese 3	+	Período de turbulência no mercado financeiro brasileiro.
Variáveis de controle	Coefficientes Sinal esperado	Proxy
VM	+	Porte das empresas.
VOL	-	Volume de negociação das ações.
Preço_PL	-	Potencial de crescimento dos resultados empresariais.
ROA	-	Rentabilidade dos ativos.
Ebit_Juros	-	Capacidade da empresa quanto ao pagamento de despesas financeiras.
Liquidez_Acionária	-	Negociabilidade das ações.
Pref_Ord	-	Segregação das ações com prerrogativas no recebimento de dividendos (ações preferenciais) e ações com direitos a votos nas assembleias de acionistas (ações ordinárias).

IFRS: International Financial Reporting Standards.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Pode-se observar, na Tabela 2, que foi esperado, para a análise de regressão linear, sinal dos coeficientes distintos para o período de adoção parcial e integral dos padrões contábeis do IFRS (IFRS_{parcial} e IFRS_{integral}). Para a variável Crise, esperou-se sinal positivo do seu coeficiente. Esses resultados, quanto ao sinal dos coeficientes, além de sua significância estatística, podem corroborar os indícios levantados por meio das hipóteses 1, 2 e 3 em relação ao construto de sincronicidade e ao processo de convergência para as IFRS no Brasil.

Em relação às variáveis de controle, esperou-se sinal positivo para o coeficiente da variável VM (valor de mercado). Segundo Piotroski e Roulstone (2004), as empresas de maior porte tendem a apresentar maiores níveis de sincronicidade, pois geralmente agem como uma espécie de *benchmarking* do desempenho empresarial para

as firmas de menor porte e, ainda, podem sinalizar eventos de natureza macroeconômica com certa antecipação.

Para as demais variáveis de controle foi esperado sinal negativo para seus coeficientes, pois essas variáveis estão relacionadas, em maior ou menor grau, com os níveis de transações das ações. Por exemplo, os índices de liquidez das ações preferenciais são maiores em comparação com as ações ordinárias no mercado acionário brasileiro. Essa característica do mercado brasileiro pode gerar incentivos para que mais informações específicas das empresas sejam refletidas nos preços das ações preferenciais, diminuindo os níveis de sincronicidade.

Como forma de se identificar a evolução temporal dos níveis de sincronicidade, no período de 2005 a 2015, foi elaborada uma nova modelagem econométrica. Segue a descrição (modelo 4).

4

$$Sinc_{it} = \alpha + \beta_1 D_{2006} + \beta_2 D_{2007} + \beta_3 D_{2008} + \beta_4 D_{2009} + \beta_5 D_{2010} + \beta_6 D_{2011} + \beta_7 D_{2012} + \beta_8 D_{2013} + \beta_9 D_{2014} + \beta_{10} D_{2015} + \beta_{11} VM + \beta_{12} VOL + \beta_{13} Preço_PL + \beta_{14} ROA + \beta_{15} Ebit_Juros + \beta_{16} Liquidez_Acionária + \beta_{17} Pref_Ord + \beta \sum_{i=1}^I setor + \epsilon_t$$

em que: $Sinc_{it}$: sincronicidade da ação i para o período t ; D_{2006} a D_{2015} : variáveis *dummies* que assumem valor 1 para as observações referentes aos respectivos anos, e valor 0 para as demais observações; VM : valor de mercado das empresas, para essa variável foi empregada a escala

logarítmica; VOL : volume de negociação das ações, para essa variável foi empregada a escala logarítmica; $Preço_PL$: relação entre preço e patrimônio líquido por ação; ROA : retorno sobre o ativo; $Ebit_Juros$: relação entre lucro antes de juros e impostos (*Ebit*) e despesas

financeiras; *Liquidez_Acionária*: liquidez em bolsa de valores; *Pref_Ord*: variável *dummy* que assume valor 1 para ações preferenciais e valor 0 para ações ordinárias; *setor*: setor de atuação das empresas; ε_t : termo de erro.

A modelagem econométrica 4 considera 2005 como ano-base. Portanto, os coeficientes para o período de 2006 a 2015 serão analisados como alterações marginais em relação ao coeficiente do ano-base (coeficiente de intersecção no modelo 4).

Para o modelo 4, foi expurgada a variável Crise visando evitar problemas de multicolinearidade. Esperou-se

aumento nos níveis de sincronicidade para os períodos de crise do mercado financeiro brasileiro. Os períodos de crise, para este estudo, correspondem a 2008 e 2009 (crise internacional) e 2014 e 2015 (crise nacional).

No modelo 4, esperou-se aumento nos níveis de sincronicidade para 2008 e 2009 (período de adoção parcial dos padrões contábeis do IFRS) e redução dos níveis de sincronicidade para 2010 a 2015 (período de adoção integral dos padrões contábeis do IFRS). Para as demais variáveis (controle), esperou-se o mesmo padrão de sinais dos coeficientes apresentados no modelo 3.

4. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Evidências Empíricas

As estatísticas descritivas são apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3 Estatísticas descritivas

Painel A					
Variável sincronicidade	Observações (n)	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação	Diferença de médias Estatística z
Amostra total	674	-2,403	2,393	-0,996	-
Pré-adoção IFRS (A)	127	-2,818	2,549	-0,905	-
Adoção parcial IFRS (B)	121	-1,720	2,320	-1,349	(B-A) 3,550
Adoção integral IFRS (C)	426	-2,657	2,328	-0,876	(C-B) -3,918
Adoção integral do IFRS – Exclusão dos anos 2014 e 2015	272	-2,923	2,382	-0,815	-
Período de não crise (D)	441	-2,698	2,456	-0,910	-
Período de crise (E)	233	-1,942	2,219	-1,143	(E-D) 4,054
Painel B					
Variáveis de controle Amostra total	Observações (n)	Média	Mediana	Desvio-padrão	Coefficiente de variação
VM	674	14,795	15,210	1,961	0,133
VOL	674	11,283	10,964	3,800	0,337
Preço_PL	674	2,215	1,407	6,805	3,072
ROA	674	15,945	4,839	315,052	19,759
Ebit_Juros	674	-0,792	-2,084	88,880	-112,222
Liquidez_Acionária	674	0,340	0,005	0,882	2,594
Pref_Ord ações preferenciais (%)	41,50	-	-	-	-
Ações ordinárias (%)	58,50	-	-	-	-

CV: coeficiente de variação; Pré adoção International Financial Reporting Standards (IFRS): compreende os anos de 2005 a 2007; Adoção parcial IFRS: compreende os anos de 2008 a 2009; Adoção Integral IFRS: compreende os anos de 2010 a 2015. Período de crise: compreende os anos de 2008, 2009, 2014 e 2015; Período de não-crise: compreende os anos de 2005, 2006, 2007, 2010, 2011, 2012 e 2013; VM: valor de mercado das empresas; VOL: volume de negociação das ações; Preço_PL: relação entre preço e patrimônio líquido por ação; ROA: retorno sobre o ativo; Ebit_Juros: relação entre o lucro antes de juros e impostos (Ebit) e despesas financeiras; Liquidez_Acionária: liquidez em bolsa de valores e; Pref_Ord: variável *dummy* que assume o valor 1 para as ações preferenciais e o valor 0 para as ações ordinárias.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Por meio da Tabela 3 (painel A), apresentam-se as estatísticas descritivas para a variável sincronicidade. Essas estatísticas referem-se à amostra total, no período de adoção parcial e integral das IFRS, e para os períodos de crise e de não crise.

Identificaram-se diferenças estatisticamente significativas para a média da variável sincronicidade em relação aos períodos investigados. Houve indícios de aumento nos níveis médios de sincronicidade para o período de adoção parcial das IFRS em comparação ao período de pré-adoção (estatística $z = 3,550$). Ademais, houve indícios de diminuição dos níveis médios de sincronicidade para o período de adoção integral das IFRS em relação ao período de adoção parcial (estatística $z = -3,918$). Para a variável Crise, identificou-se aumento da sincronicidade média para os períodos de crise em comparação aos períodos de não crise (estatística $z = 4,054$).

Os resultados encontrados por meio dos testes de diferenças de médias corroboram as hipóteses 1, 2 e 3 levantadas neste estudo. Contudo, esses testes bivariados para as médias devem ser entendidos com muita cautela,

pois, entre outros fatos, não empregaram nenhuma variável de controle.

A Tabela 3 (painel B) apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis de controle. Um problema potencial para o emprego dessas variáveis nas modelagens econométricas foi o alto coeficiente de variação (CV) verificado em algumas variáveis (ROA e Ebit_Juros). Para isso, empregaram-se procedimentos estatísticos (distância de Cook e medida de leverage) para identificação de valores influentes (exacerbados) nos resíduos das regressões lineares auxiliares (não tabulados). As observações identificadas como *outliers* foram expurgadas da amostra. No entanto, não houve mudanças significativas na qualidade do ajuste dos dados em relação ao modelo de regressão linear. Dessa forma, optou-se pela manutenção de todos os dados na amostra.

Posteriormente, realizou-se o teste de correlação de Spearman entre as variáveis contínuas. Segundo Gujarati (2006), esse teste não pressupõe que os dados provêm de uma distribuição normal. Os resultados são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 Coeficientes de correlação de Spearman

	Sinc	VM	VOL	Preço_PL	ROA	Ebit_Juros	Liquidez
Sinc	1						
VM	0,1176***	1					
VOL	0,1198***	0,6603***	1				
Preço_PL	-0,0760*	-0,0020	-0,0114	1			
ROA	0,006	-0,0340	0,0325	0,0819**	1		
Ebit_Juros	-0,005	-0,0835**	-0,0370	-0,0025	-0,0007	1	
Liquidez	0,094**	0,4811***	0,5597***	-0,0013	-0,0139	0,0262	1

***: *significante ao nível de 1%*; **: *significante ao nível de 5%*; *: *significante ao nível de 10%*.

Ebit_Juros: relação entre lucro antes de juros e impostos (Ebit) e despesas financeiras; *Liquidez*: liquidez em bolsa de valores; *Preço_PL*: relação entre preço e patrimônio líquido por ação; *ROA*: retorno sobre o ativo; *Sinc*: sincronicidade; *VM*: valor de mercado das empresas; *VOL*: volume de negociação das ações.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Por meio da Tabela 4, identificaram-se coeficientes de correlações significativos entre a variável sincronicidade (variável dependente) e as variáveis VM, VOL, Liquidez e Preço_PL (variáveis de controle). As variáveis VM, VOL e Liquidez apresentaram coeficientes de correlação relativamente altos entre si, na ordem de 0,50, o que

pode trazer problemas de multicolinearidade para as análises de regressões lineares. Contudo, as estatísticas de inflação de variâncias não apontaram níveis elevados de multicolinearidade para os modelos econométricos.

Os resultados para as análises das regressões lineares são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 Resultados das regressões com dados em corte transversal e dados em painel

Variáveis	Dados em corte transversal		Dados em painel	
	Regressão com erro-padrão robusto	Mínimos quadrados ponderados: VM	Efeitos aleatórios (erro-padrão robusto)	Efeitos aleatórios [termos de erro AR (1)]
Constante	-5,113*** (0,901)	-2,902*** (0,348)	-3,920*** (1,262)	-4,481*** (1,087)
IFRS _{parcial}	-0,148 (0,364)	-0,338 (0,366)	-0,053 (0,417)	0,013 (0,372)
IFRS _{integral}	-0,775*** (0,242)	-0,913*** (0,238)	-0,757*** (0,252)	-0,719*** (0,251)
Crise	0,739*** (0,236)	0,749*** (0,231)	0,673** (0,267)	0,629*** (0,240)
VM	0,170*** (0,065)	-	0,079 (0,090)	0,123 (0,081)
VOL	0,003 (0,032)	0,053** (0,027)	0,018 (0,040)	0,008 (0,040)
Preço_PL	-0,030*** (0,009)	-0,029*** (0,009)	-0,027*** (0,008)	-0,027** (0,013)
ROA	-0,000269 (0,000067)	-0,0000675 (0,0000514)	0,0001114 (0,0000697)	0,0000546 (0,000285)
Ebit_Juros	0,0001 (0,0008)	0,0001 (0,001)	0,0003959 (0,0006786)	0,0006356 (0,0009731)
Liquidez acionária	-0,108 (0,105)	-0,023 (0,100)	-0,035 (0,133)	-0,057 (0,173)
Pref_Ord	0,141 (0,190)	0,010 (0,190)	0,144 (0,257)	0,142 (0,253)
Setor	Sim	Sim	Sim	Sim
F-Sig	0,000***	0,000***	Wald χ^2 141,44***	Wald χ^2 66,01***
R ² ajustado (%)	13,89	13,93	R ² overall 13,49	R ² overall 13,70
n	674	674	674	674
Teste RESET	0,273	0,8854	Teste Breusch-Pagan 0,000***	NA
Link test	Linear	Linear	Teste de Chow 0,000***	NA
Fator de inflação da variância	1,52	1,40	Teste de Sargan-Hansen 0,1519	NA
-	-	-	Teste de Wooldridge 0,0031***	NA

***: significativa ao nível de 1%; **: significativa ao nível de 5%; *: significativa ao nível de 10%.

AR(1): modelo autorregressivo de ordem 1; Crise: período de crise financeiro-econômica; Ebit_Juros: relação entre lucro antes de juros e impostos (Ebit) e despesas financeiras; Liquidez Acionária: liquidez em bolsa de valores; IFRS_{integral}: período de adoção integral das normas contábeis do International Financial Reporting Standards (IFRS); IFRS_{parcial}: período de adoção parcial das normas contábeis do IFRS; NA: não se aplica; Preço_PL: relação entre preço e patrimônio líquido por ação; Pref_Ord: variável dummy que assume valor 1 para as ações preferenciais e valor 0 para as ações ordinárias; ROA: retorno sobre o ativo; VM: valor de mercado das empresas; VOL: volume de negociação das ações.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os modelos de regressões lineares com dados em corte transversal (modelo com erros-padrão robustos à heterocedasticidade dos dados e modelo com ponderação das variáveis pelo valor de mercado das empresas) apresentaram significância estatística para o teste F, apontando para a adequabilidade dos modelos. O teste RESET não evidenciou problemas com a forma funcional dos modelos e o *Link test* identificou apenas padrões lineares.

Os resultados apresentados na Tabela 5 apontam que o sinal do coeficiente para a variável IFRS_{parcial} para os dois modelos de regressão linear, são negativos. Porém não foram estatisticamente significantes. Quanto ao coeficiente da variável IFRS_{integral}, apresentou sinal negativo e significância estatística ao nível de 1%, indicando redução nos níveis de sincronicidade das ações listadas na BM&FBOVESPA no período de adoção integral das IFRS. Identificou-se, também, que o coeficiente relacionado aos períodos de crise financeira apresentou sinal positivo e significância estatística ao nível de 1%.

As regressões lineares de dados em painel foram segmentadas em dois modelos. O primeiro empregou efeitos aleatórios com erros-padrão robustos à heterocedasticidade dos dados, a partir dos resultados encontrados para os testes de Breusch-Pagan, Chow e Sargan-Hansen. Para mitigar possíveis problemas de autocorrelação dos dados indicados pelo teste de Wooldridge, empregou-se o modelo autorregressivo de

ordem 1. Esse segundo modelo também empregou efeitos aleatórios.

Os resultados apresentados na Tabela 5 estão bem próximos aos encontrados na análise de dados em corte transversal. O coeficiente da variável IFRS_{parcial} não se mostrou estatisticamente significativo. Os coeficientes das variáveis IFRS_{integral} e Crise apresentaram, respectivamente, sinais negativos e positivos e, também, mostraram-se estatisticamente significantes. Portanto, para essa análise, houve indicações de redução dos níveis de sincronicidade apenas no período de adoção integral dos padrões IFRS, enquanto em períodos de crise financeira houve indicações de aumento da sincronicidade das ações.

Em relação às variáveis de controle, apenas a variável Preço_PL mostrou significância estatística em todos os modelos econométricos (baseados em dados em *cross-sectional* e em dados em painel). Houve indícios que os níveis de sincronicidade são menores para as empresas com potencial de crescimento de geração de caixa atual e futura. Uma explicação razoável para esse efeito é que os investidores teriam, para as empresas com essa característica (alta relação preço/patrimônio líquido), incentivos em utilizar informações específicas das empresas para acessar a qualidade dos investimentos empresariais.

Na Tabela 6 são apresentados os resultados referentes à evolução dos níveis de sincronicidade para o período de 2005 a 2015.

Tabela 6 Resultados das regressões a partir de bases anuais (base 2005)

Variáveis	Regressão com erro-padrão robusto	Mínimos quadrados ponderados: VM	Efeitos aleatórios (erro-padrão robusto)	Efeitos aleatórios [termos de erro AR(1)]
Constante	-4,850*** (0,962)	-2,495*** (0,454)	-3,892*** (1,280)	-4,340*** (1,010)
D ₂₀₀₆	-0,130 (0,500)	-0,163 (0,499)	-0,115 (0,457)	-0,145 (0,434)
D ₂₀₀₇	-1,034** (0,464)	-1,017** (0,454)	-0,978** (0,427)	-0,959 (0,444)
D ₂₀₀₈	0,118 (0,447)	-0,069 (0,434)	0,148 (0,369)	0,125 (0,428)
D ₂₀₀₉	0,221 (0,470)	0,022 (0,474)	0,282 (0,450)	0,283 (0,424)
D ₂₀₁₀	-1,074** (0,434)	-1,210*** (0,423)	-0,998** (0,392)	-0,982** (0,416)
D ₂₀₁₁	-1,699*** (0,470)	-1,778*** (0,451)	-1,620*** (0,457)	-1,632*** (0,419)
D ₂₀₁₂	-1,172** (0,195)	-1,358*** (0,480)	-1,184** (0,468)	-1,147*** (0,424)
D ₂₀₁₃	-0,815* (0,422)	-1,011** (0,409)	-0,815** (0,410)	-0,812* (0,424)
D ₂₀₁₄	-0,439 (0,440)	-0,586 (0,422)	-0,452 (0,379)	-0,428 (0,422)
D ₂₀₁₅	-0,465 (0,466)	-0,603 (0,444)	-0,490 (0,445)	-0,504 (0,422)

Tabela 6 Cont.

VM	0,181*** (0,065)	-	0,104*** (0,091)	0,141* (0,081)
VOL	0,003 (0,032)	0,055** (0,027)	0,017 (0,039)	0,009 (0,040)
Preço_PL	-0,029*** (0,009)	-0,028*** (0,009)	-0,026*** (0,008)	-0,026** (0,013)
ROA	-0,0000284 (0,0000692)	-0,000071 (0,0000545)	0,0000953 (0,0000747)	0,0000498 (0,0002846)
Ebit_Juros	2,16e-06 (0,0009011)	7,06e-06 (0,001003)	0,0002613 (0,0007102)	0,0005208 (0,0009816)
Liquidez acionária	-0,129 (0,108)	-0,037 (0,104)	-0,082 (0,132)	-0,0916 (0,174)
Pref_Ord	0,144 (0,190)	0,009 (0,190)	0,143 (0,257)	0,144 (0,253)
Setor	Sim	Sim	Sim	Sim
F-Sig	0,000***	0,000***	Wald χ^2 167,57***	Wald χ^2 78,38***
R ² ajustado (%)	15,40	15,24	R ² overall 15,12	R ² overall 15,25
N	674	674	674	674
Teste RESET	0,6528	0,9235	-	-
Link test	Linear	Linear	-	-
Fator de inflação da variância	1,74	1,68	-	-
Teste Breusch-Pagan	-	-	0,000***	-
Teste de Chow	-	-	0,000***	-
Teste de Sargan-Hansen	-	-	0,0614	-
Teste de Wooldridge	-	-	0,0044***	-

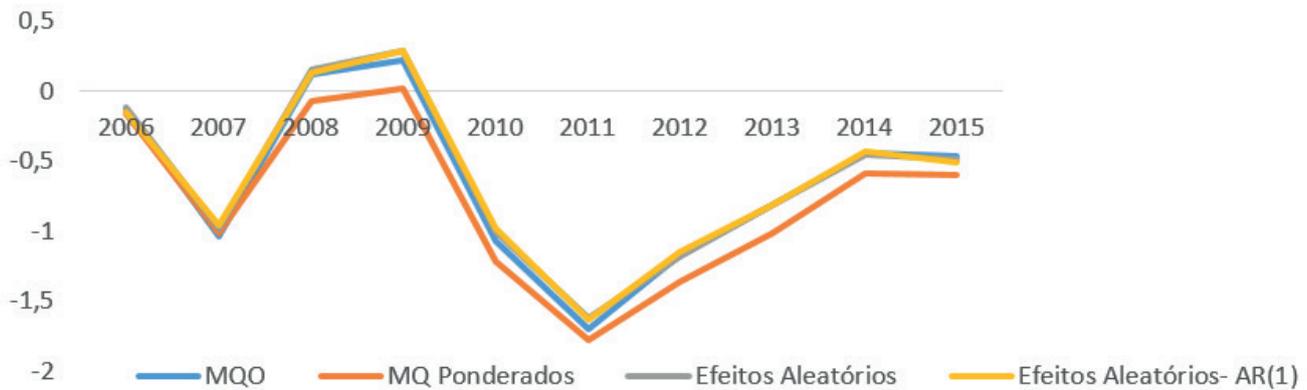
***:significante ao nível de 1%; **: significante ao nível de 5%; *: significante ao nível de 10%.

$AR(1)$: modelo autorregressivo de ordem 1; D_{2006} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2006, e valor 0 para as demais observações; D_{2007} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2007, e valor 0 para as demais observações; D_{2008} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2008, e valor 0 para as demais observações; D_{2009} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2009, e valor 0 para as demais observações; D_{2010} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2010, e valor 0 para as demais observações; D_{2011} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2011, e valor 0 para as demais observações; D_{2012} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2012, e valor 0 para as demais observações; D_{2013} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2013, e valor 0 para as demais observações; D_{2014} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2014, e valor 0 para as demais observações; D_{2015} : variável dummy que assume valor 1 para as observações referentes ao ano de 2015, e valor 0 para as demais observações; Ebit_Juros: relação entre lucro antes de juros e impostos (Ebit) e despesas financeiras; Liquidez acionária: liquidez em bolsa de valores; Preço_PL: relação entre preço e patrimônio líquido por ação; Pref_Ord: variável dummy que assume valor 1 para as ações preferenciais e valor 0 para as ações ordinárias; ROA: retorno sobre o ativo; VM: valor de mercado das empresas; VOL: volume de negociação das ações.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados apresentados na Tabela 6 evidenciam que os coeficientes das variáveis D_{2008} e D_{2009} , as quais estão relacionadas ao período de adoção parcial das IFRS, não se mostraram estatisticamente significativos. Observou-se que os coeficientes das variáveis D_{2010} a D_{2013} apresentaram sinais negativos e significância estatística. Esses resultados

indicam redução dos níveis de sincronicidade das ações negociadas na BM&FBOVESPA para os anos de 2010 a 2013. Contudo, os coeficientes das variáveis D_{2014} e D_{2015} não apresentaram significância estatística. Como análise adicional, a Figura 1 apresenta a evolução dos coeficientes que estão relacionados aos níveis de sincronicidade.



AR(1): modelo autorregressivo de ordem 1; MQ ponderados: mínimos quadrados ponderados; MQO: mínimos quadrados ordinários.

Figura 1 Coeficientes dos níveis de sincronicidade dos modelos econométricos (base 2005)

Fonte: Elaborada pelos autores.

De forma geral, os resultados apontam que não houve alterações nos níveis de sincronicidade das ações para o período de adoção parcial das IFRS no Brasil. Esse resultado sugere que não houve aumento do conteúdo informacional trazido pelas IFRS. Nesse sentido, não houve evidências que suportassem a hipótese 1 deste estudo.

Para o período de adoção integral dos padrões contábeis do IFRS, houve indícios de redução nos níveis de sincronicidade das ações. Porém, em períodos de crise financeira, os resultados sugerem perda de relevância da informação contábil para o processo de tomada de decisões. Por exemplo, mesmo sob a vigência das IFRS, os anos de 2014 e 2015 apresentaram, estatisticamente, os mesmos níveis de sincronicidade das ações negociadas na BM&FBOVESPA em comparação a 2005 (período de pré-adoção). Dessa forma, os resultados trouxeram

evidências que suportam as hipóteses 2 e 3 deste estudo.

4.2 Testes Adicionais

Como forma de mitigar possíveis vieses dos modelos econométricos desenvolvidos neste estudo, principalmente pela omissão de variáveis relevantes na explicação dos níveis de sincronicidade das ações, desenvolveram-se testes adicionais por meio de um modelo Probit em dados em painel. Essa modelagem econométrica é menos sensível à não normalidade e heterocedasticidade dos dados, o que pode trazer maior consistência aos resultados.

O modelo Probit integrou novas variáveis de controle que estão relacionadas com características da divulgação de informações contábeis pelas empresas, níveis de aplicação dos recursos empresariais em ativos imobilizados em comparação com ativo total e estrutura de propriedade do capital votante das empresas (modelo 5).

$$Sinc_Bin_{it} = \beta_1 IFRS_{parcial} + \beta_2 IFRS_{integral} + \beta_3 Crise + \beta_4 VM + \beta_5 Imob + \beta_6 Privado_Público + \beta_7 Cross_Listing + \beta_8 Penny + \beta_9 VAR_Accruals + \beta \Sigma_n^I setor + \epsilon_t$$

5

em que: $Sinc_Bin_{it}$: variável *dummy* representativa do nível de sincronicidade da ação i para o período t , assume valor 1 para as observações que apresentam valores acima da mediana para os níveis de sincronicidade da ação i para o período de 2005 a 2015, e valor 0 para as demais observações; $IFRS_{parcial}$: variável *dummy* que assume valor 1 para as observações referentes a 2008 e 2009, assume valor 0 para as demais observações; $IFRS_{integral}$: variável *dummy* que assume valor 1 para as observações a partir de 2010, e valor 0 para as demais observações; *Crise*: variável *dummy* que assume valor 1 para as observações referentes a 2008, 2009, 2014 e 2015, e valor 0 para as demais observações; *VM*: valor de mercado do patrimônio líquido das empresas, para essa variável foi empregada a escala logarítmica; *Imob*: variável representativa da participação porcentual de ativos imobilizados em relação ao ativo total; *Privado_Público*: variável *dummy* que assume valor 1 para as empresas que têm capital votante controlado pela iniciativa privada, e valor 0 para as empresas que têm capital votante controlado pelo setor público; *Cross_Listing*: variável *dummy* que assume valor 1 para as empresas que têm ações negociadas no mercado norte-americano por meio de *American Depositary Receipts* (ADRs), e valor 0 para as demais observações; *Penny*: variável *dummy* que assume valor 1 para as ações que na média anual foram cotadas no mercado à vista da BM&FBOVESPA por valor igual ou inferior a R\$1,00, e valor 0 para as demais observações; *VAR_Accruals*: variável representativa do desvio-padrão dos *accruals*, para o cálculo dos *accruals* foram empregadas contas do balanço patrimonial das empresas: variação do

ativo circulante (ΔAC), variação das disponibilidades ($\Delta Disp$), variação do passivo circulante (ΔPC), variação dos empréstimos e financiamentos de curto prazo (ΔFE), variação dos impostos a pagar (ΔImp) e despesa com depreciação (DD). A expressão para o cálculo dos *accruals* foi definida como: $(\Delta AC - \Delta Disp) - (\Delta PC - \Delta FE - \Delta Imp) - DD$. Todas as variáveis foram escalonadas pelo ativo total anual médio. Para o cálculo do desvio-padrão dos *accruals*, foram consideradas três publicações anuais dos demonstrativos contábeis das empresas (t_2, t_1 e t); *Setor*: setor de atuação econômica das empresas; ε_i : termo de erro.

Os níveis de sincronicidade das ações no modelo 5 foram controlados pelo porte das empresas, conforme recomendado por Piotroski e Roulstone (2004). Para isso, empregou-se a variável *VM* (valor de mercado do patrimônio líquido das empresas). A variável *Imob* teve por objetivo controlar os resultados pela métrica relacionada à estrutura de aplicação dos recursos empresariais em ativos tangíveis e intangíveis (Brown & Kimbrough, 2011). A inclusão das variáveis *Cross_Listing* e *Privado_Público* teve como objetivo controlar os resultados por mecanismos de governança corporativa referentes à divulgação da informação contábil pelas empresas (Li, Brockman & Zurbrugg, 2015). A variável *Penny* considerou o risco de liquidez associado aos investimentos em ações de menor valor (Chiang & Zheng, 2015) e, por fim, a variável *VAR_Accruals* controlou os resultados pelo possível efeito de gerenciamento de resultados para os níveis de sincronicidade das ações (Kim & Shi, 2012).

Os resultados do modelo Probit são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 Modelo Probit em dados em painel

Variáveis	Sinal esperado dos coeficientes	Coefficientes	Erro-padrão
$IFRS_{parcial}$	+	-0,589	0,368
$IFRS_{integral}$	-	-0,843***	0,256
Crise	+	0,883***	0,240
VM	+	-0,008	0,080
Imob	-	-1,236*	0,633
Privado_Público	-	-0,006	0,537
Cross_Listing	-	-0,384***	0,138
Penny	+	0,5354	0,568
VAR_Accruals	+	2,026	3,205
	Setor	Sim	-
	n	674	-
	Wald χ^2	37,57***	-

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

Crise: período de crise financeiro-econômica; *Cross_Listing*: variável *dummy* que assume valor 1 para as empresas que possuem ações negociadas no mercado norte-americano por meio de *American Depositary Receipts* (ADRs), e valor 0 para as demais observações; $IFRS_{integral}$: período de adoção integral das normas contábeis do *International Financial Reporting Standards* (IFRS); $IFRS_{parcial}$: período de adoção parcial das normas contábeis do IFRS; *Imob*: variável representativa da participação porcentual de ativos imobilizados em relação ao ativo total; *Penny*: variável *dummy* que assume valor 1 para as ações que em uma média anual foram cotadas no mercado à vista da BM&FBOVESPA por um valor igual ou inferior a R\$ 1,00, e valor 0 para as demais observações; *Privado_Público*: variável *dummy* que assume valor 1 para as empresas que possuem o capital votante controlado pela iniciativa privada, e valor 0 para as empresas que possuem o capital votante controlado pelo setor público; *VAR_Accruals*: variável representativa do desvio-padrão dos *accruals*; *VM*: valor de mercado do patrimônio líquido das empresas.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados apresentados na Tabela 7 corroboram a ideia de que os níveis de sincronicidade das ações analisadas são estatisticamente menores a partir da adoção das IFRS pelo Brasil, em comparação ao período anterior a essa normatização contábil. O coeficiente da variável IFRS_{integral} apresentou sinal negativo e significância estatística ao nível de 1%. Os resultados não foram significativos para a variável IFRS_{parcial}.

Para a variável Crise, seu coeficiente apresentou sinal positivo e significância estatística ao nível de 1%. Os resultados alcançados pelo modelo Probit para a variável Crise sugerem maior probabilidade de aumento dos níveis de sincronicidade das ações em períodos de maior turbulência dos mercados financeiros.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A adoção das IFRS foi um dos principais marcos regulatórios contábeis no Brasil. A normatização contábil brasileira, historicamente, não era voltada para o atendimento das demandas de informações por parte dos investidores e incluía-se em um contexto que pode ser caracterizado pelo baixo *enforcement* legal e institucional. Nessas circunstâncias, a adoção de normas internacionais de contabilidade pode não refletir possíveis consequências econômicas, como menores níveis de sincronicidade das ações negociadas em bolsa de valores.

Para o período de adoção parcial das IFRS não foram encontradas alterações significativas nos níveis de sincronicidade das ações. Dessa forma, pode inferir-se que se trata de um período crítico em um processo de convergência contábil. Alguns fatores podem contribuir para isso: os diferentes níveis de *compliance* das empresas no atendimento da normatização contábil, questões de experiência de acionistas e analistas de mercado na análise de informações contábeis advindas das IFRS, o cronograma em que as diferentes normas foram exigidas para as empresas, entre outros.

Os resultados alcançados por este estudo apontaram a redução dos níveis de sincronicidade para as ações listadas na BM&FBOVESPA, apenas para o período de adoção integral das IFRS. Esse resultado, portanto, corrobora a hipótese de que as IFRS são mais relevantes para o processo de tomada de decisões dos investidores em comparação

Em relação às variáveis de controle, verificou-se que apenas as variáveis Imob e *Cross_Listing* apresentaram significância estatística. Para a variável Imob, seu coeficiente foi apenas marginalmente significativo, ao nível de 10%, indicando associação negativa entre os níveis de sincronicidade das ações e a participação de ativos tangíveis em relação ao total do ativo contábil das empresas analisadas. A variável *Cross_Listing* apresentou coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 1%, o que pode sinalizar que a quantidade e a qualidade das informações contábeis requeridas para negociação das ADRs no mercado norte-americano podem proporcionar condições para que os preços das ações reflitam de forma mais consistente as informações contábeis relevantes.

à normatização contábil anterior. O suposto aumento de transparência da informação contábil trazida pelas IFRS e, por conseguinte, a redução da assimetria informacional entre gestores e acionistas atuais e potenciais podem ser uma explicação plausível para os níveis de sincronicidade verificados no mercado de capitais brasileiro.

Contudo, em períodos de crise financeira, os resultados indicaram que a informação contábil perde relevância, mesmo advinda das IFRS. Assim, as possíveis surpresas trazidas pela informação contábil não seriam refletidas nos preços das ações; tais preços refletiriam, nesses períodos, aspectos comportamentais dos investidores.

Outro ponto importante neste trabalho foi a consideração de informações apenas de ações listadas na bolsa de valores brasileira. Esse desenho de pesquisa teve como objetivo controlar os resultados por aspectos do ambiente regulatório no Brasil, uma vez que todas as empresas da amostra situam-se nesse ambiente. A inserção na amostra de informações sobre empresas e ações de outros países, com possíveis diferenças no ambiente regulatório, pode, por um lado, aumentar a generalização dos resultados, mas, em contrapartida, pode gerar inferências inadequadas.

Para pesquisas futuras, sugere-se a investigação das características de reconhecimento, mensuração e divulgação da informação contábil sob os padrões do IFRS e suas relações com os níveis de sincronicidade das ações.

REFERÊNCIAS

Ali, A., & Hwang, L. (2000). Country-specific factors related to financial reporting and the value relevance of accounting data. *Journal of Accounting Research*, 38(1), 1-25.

Ball, R., Kothari, S. P., & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29, 1-51.

- Barth, M. E., Landsman, W. R., & Lang, M. H. (2008). International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research*, 46(3), 467-498.
- Boubaker, S., Mansali, H., & Rjiba, H. (2014). Large controlling shareholders and stock price synchronicity. *Journal of Banking & Finance*, 40, 80-96.
- Brown, N. C., & Kimbrough, M. D. (2011). Intangible investment and the importance of firm-specific factors in the determination of earnings. *Review of Accounting Studies*, 16, 559-573.
- Bruggemann, U., Hitz, J. M., & Sellhorn, T. (2013). Intended and unintended consequences of mandatory IFRS adoption: a review of extant evidence and suggestions for future research. *European Accounting Review*, 22, 1-37.
- Chan, K., & Hameed, A. (2006). Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets. *Journal of Financial Economics*, 80, 115-147.
- Chiang, T. C., & Zheng, D. (2015). Liquidity and stock returns: evidence from international markets. *Global Finance Journal*, 27, 73-97.
- Christensen, H. B., Hail, L., & Leuz, C. (2013). Mandatory IFRS reporting and changes in enforcement. *Journal of Accounting and Economics*, 56, 147-177.
- Christensen, H. B., Lee, E., & Walker, M. (2007). Cross-sectional variation in the economic consequences of international accounting harmonization: the case of mandatory IFRS adoption in the UK. *The International Journal of Accounting*, 42, 341-379.
- Dasgupta, S., Gan, J., & Gao, N. (2010). Transparency, price informativeness, and stock return synchronicity: theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(5), 1189-1220.
- Daske, H., Hail, L., Leuz, C., & Verdi, R. S. (2008). Mandatory IFRS reporting around the world: early evidence on the economic consequences. *Journal of Accounting Research*, 46(5), 1085-1142.
- Daske, H., Hail, L., Leuz, C., & Verdi, R. S. (2013). Adopting a label: heterogeneity in the economic consequences around IAS/IFRS adoptions. *Journal of Accounting Research*, 51(3), 495-547.
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldman, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.
- Deloitte Global Services (2016). Use of IFRS by jurisdiction. Recuperado de <http://www.iasplus.com/en/jurisdictions>
- Ghio, A., & Verona, R. (2015). Accounting harmonization in the BRIC countries: a common path? *Accounting Forum*, 39, 121-139.
- Glau, M., Baetge, J., Grothe, A., & Oberdorster, T. (2013a). Introduction of international accounting standards, disclosure quality, and accuracy of analysts' earnings forecasts. *European Accounting Review*, 22(1), 79-116.
- Glau, M., Schmidt, P., Street, D. L., & Vogel, S. (2013b). Compliance with IFRS 3 and IAS 36 required disclosures across 17 European countries: company and country-level determinants. *Accounting and Business Research*, 43(3), 163-204.
- Gujarati, D. (2006). *Econometria básica* (Monteiro, M. J. C., Trad.) (Ed. rev.) (4a. ed.). Rio de Janeiro, RJ: Elsevier (2003).
- Gul, F. A., Kim, J. B., & Qiu, A. A. (2010). Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: evidence from China. *Journal of Financial Economics*, 95, 425-442.
- Hamberg, M., Mavruk, T., & Sjogren, S. (2013). Investment allocation decisions, home bias, and the mandatory IFRS adoption. *Journal of International Money and Finance*, 36, 107-130.
- Houque, M. N., & Monem, R. M. (2016). IFRS adoption, extent of disclosure, and perceived corruption: a cross-country study. *The International Journal of Accounting*, 51(3), 363-378.
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., & Tehranian, H. (2009). Opaque financial reports, R², and crash risk. *Journal of Financial Economics*, 94, 67-86.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2016). *Séries históricas e estatísticas*. Recuperado de <http://seriesestatisticas.ibge.gov.br/series.aspx?no=1&op=1&vcodigo=ST12&t=produto-interno-bruto-br-variacao-volumebrtaxa>
- Jin, L., & Myers, S. C. (2006). R² around the world: new theory and new tests. *Journal of Financial Economics*, 79, 257-292.
- Kim, J. B., & Shi, H. (2012). IFRS reporting, firm-specific information flows, and institutional environments: international evidence. *Review of Accounting Studies*, 17(3), 474-517.
- Landsman, W. R., Maydew, E. L., & Thornock, J. R. (2012). The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. *Journal of Accounting and Economics*, 53, 34-54.
- Laux, C., & Leuz, C. (2009). The crisis of fair-value accounting: making sense of the recent debate. *Accounting, Organizations and Society*, 34, 826-834.
- Li, S., Brockman, P., & Zurbruegg, R. (2015). Cross-listing, firm-specific information, and corporate governance: evidence from Chinese A-shares and H-shares. *Journal of Corporate Finance*, 32, 347-362.
- Lopes, A. B. (2006). Financial accounting in Brazil: an empirical examination. *Latin American Business Review*, 6, 45-68.
- Mala, R., & Chand, P. (2012). Effect of the global financial crisis on accounting convergence. *Accounting & Finance*, 52, 21-46.
- Mensi, W., Hammoudeh, S., Reboredo, J. C., & Nguyen, D. K. (2014). Do global factors impact BRICs stock markets? A quantile regression approach. *Emerging Markets Review*, 19, 1-17.
- Morck, R., Yeung, B., & Yu, W. (2000). The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements? *Journal of Financial Economics*, 58, 215-260.
- Nnadi, M., & Soobaroyen, T. (2015). International financial reporting standard and foreign direct investment: the case of Africa. *Advances in Accounting, Incorporating Advances in International Accounting*, 31, 228-238.
- Pelucio-Grecco, M. C., Geron, C. M. S., Grecco, G. B., & Lima, J. P. C. (2014). The effect of IFRS on earnings management in Brazilian non-financial public companies. *Emerging Markets Review*, 21, 42-66.

- Piotroski, J. D., & Roulstone, D. (2004). The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices. *The Accounting Review*, 79(4), 1119-1151.
- Piotroski, J. D., Wong, T. J., & Zhang, T. (2015). Political incentives to suppress negative information: evidence from Chinese listed firms. *Journal of Accounting Research*, 53(2), 405-459.
- Roll, R. (1988). R-squared. *The Journal of Finance*, 43, 541-566.
- Silva, A. F., Weffort, E. F. J., Flores, E. S., & Silva, G. P. (2014). Earnings management and economic crises in the Brazilian capital market. *Revista de Administração de Empresas – RAE*, 54(3), 268-283.
- Tan, H., Wang, S., & Welker, M. (2011). Analyst following and forecast accuracy after mandated IFRS adoptions. *Journal of Accounting Research*, 49(5), 1307-1357.
- Wang, J. W., & Yu, W. W. (2015). The information content of stock prices, legal environments and accounting standards: international evidence. *European Accounting Review*, 24(3), 471-493.

Endereço para correspondência

Bruno Figlioli

Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de
Ribeirão Preto, Departamento de Contabilidade
Avenida Bandeirantes, 3900, Bloco B2, Sala 42 – CEP: 14040-900
Monte Alegre – Ribeirão Preto – SP – Brasil
E-mail: figlioli@usp.br