

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

ANALYSIS OF LONG-TERM ACCOUNTING MATCHING DETERIORATION

Recebido em: 12.12.2024
Aprovado em: 21.1.2025

Danilce do Carmo Oliveira Ayres

*Mestra em Contabilidade e Administração
pela Fucape Business School em Vitória, ES.*

E-mail: luna_ayres24@hotmail.com

Poliano Bastos da Cruz

*Doutor em Ciências Contábeis e Administração
pela Fucape Business School em Vitória, ES.*

E-mail: poliano@fucape.br

RESUMO

Este trabalho buscou avaliar o *matching* contábil, segundo o qual todas as despesas devem ser combinadas no mesmo período contábil que as receitas, avaliando as determinantes ao longo do tempo em relação à qualidade dos lucros, em relação ao Brasil. Desse modo, investigou-se se, após a adoção das *International Financial Reporting Standards* (IFRS), houve deterioração do *matching* contábil nas empresas listadas na B3. Utilizou-se a qualidade dos lucros como relevância, especificamente na capacida-

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

de do lucro corrente de prever o lucro futuro. Optou-se pelo Registro do Reconhecimento de Receita, pois, nessa modalidade, as receitas são reconhecidas no mesmo período, de modo a mitigar a volatilidade das séries de lucro; para afirmar, usou-se o *matching*. Foram desenvolvidos testes de cointegração com dados quantitativos, secundários e em painel. Foram utilizados dados divulgados entre os anos de 1997 e 2018, visando uma análise longitudinal. Verificou-se o comportamento ao longo do tempo das séries de receita, despesas e lucro para avaliar se a adoção das IFRS deteriorou o *matching* contábil. Foram analisadas 762 empresas, utilizando-se o teste de cointegração de Pedroni (1999), Kao (1999) e Johansen (1991) por meio de painéis visando aferir a deterioração do *matching* contábil ao longo do tempo. Os resultados forneceram evidências de que, após a adoção das IFRS, o *matching* se deteriorou sob uma taxa de 85% ao ano. Este trabalho contribuiu para uma maior compreensão sobre o tema; além disso, recomenda-se, no futuro, a realização de um estudo segregado, com foco na utilização de dados de caráter transversal por seguimentos de empresas por atividade.

PALAVRAS-CHAVE

Matching contábil, qualidade dos lucros, cointegração.

ABSTRACT

This paper aimed to evaluate accounting matching which its definition states that all expenses should be matched in the same accounting period as revenues. Evaluating the determinants over time in relation to the quality of profits, in relation to Brazil. Thus, we investigated whether after the adoption of the International Financial Reporting Standards (IFRS) there was a deterioration of accounting matching in companies listed on B3. It was used earnings quality as relevance, specifically in the ability of current earnings predicting future earnings. We opted for the Revenue Recognition Registration, because in this modality they are recognized in the same period in order to mitigate the volatility of the profit series; to attest this, we used matching. Cointegration tests were developed with quantitative, secondary, and panel data. Data released between the years 1997 and 2018 was used, aiming for a longitudinal analysis. The behavior over time of the revenue, expenses, and profit series was verified to assess whether the adoption of the IFRS has deteriorated the accounting matching. A total of 762 companies were analyzed using the Pedroni (1999), Kao (1999), and Johansen (1991) panel cointegration test to assess the deterioration of accounting matching over time. The results provided evidence that after the

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

adoption of the IFRS, matching deteriorated at a rate of 85% per year. This paper contributed to a deeper understanding of the theme, and we also recommended that a segregated study be carried out in the future, focusing on the use of cross-sectional data by company segments by activity.

KEYWORDS

Matching accounting, earnings quality, cointegration.

INTRODUÇÃO

Gestores, profissionais e investidores necessitam evidenciar e verificar a posição patrimonial e financeira das empresas para tomada de decisão (Cardoso et al., 2015). Para isso, esses agentes se valem de um conjunto de diretrizes organizacionais e operacionais que expressam e norteiam a prática das demonstrações contábeis (Mendes & Freire, 2014). Ewert e Wagenhofer (2015) salientam que as organizações devem desenvolver modelos de negócios que propiciem a investidores e clientes um maior conteúdo preditivo das informações financeiras e contábeis.

Entretanto, a nova dinâmica dos mercados faz com que as empresas demandem maior flexibilidade na elaboração de suas demonstrações financeiras e contábeis, adotando práticas de valor justo em detrimento do custo histórico (Iudícibus & Martins, 2007). Essa mudança nas informações contábeis alterou a maneira como o valor das empresas é apresentado (Mendes & Freire, 2014). De modo específico, houve alterações nas contas patrimoniais ou de resultado, levando, conseqüentemente, a ajustes na apresentação do patrimônio líquido das empresas (Mendes & Freire, 2014).

Nesse sentido, alguns autores (Mashayekhi et al., 2014; Dichev & Tang, 2008; Donelson et al., 2011) argumentam que a deterioração do *matching* contábil, advinda das práticas de valor justo, pode aumentar a volatilidade das séries históricas de lucro e, conseqüentemente, deteriorar sua qualidade informacional. Esse argumento é fundamentado por evidências empíricas que documentam uma correlação positiva entre o nível de *matching* e a persistência do lucro (Mashayekhi et al., 2014).

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

Além disso, considerando a confiança na informação contábil, Rajgopal e Venkatachalam (2011) descobriram associação entre a deterioração da qualidade dos lucros com a volatilidade dos agentes econômicos envolvidos nos retornos acionários. Para corroborar essa afirmativa, a volatilidade pode ajudar os investidores a identificarem melhores estratégias de diversificação. Dichev e Tang (2008) argumentam que se houver deterioração da qualidade do lucro, há um aumento da volatilidade, o que faz com que os investidores possam melhorar suas estratégias de diversificação, concentrando-se em empresas com maior qualidade de relatórios.

A despeito dessas mudanças, a qualidade informacional do lucro ainda é algo relevante para tomada de decisão de investimentos. Christensen et al. (2015) reforça essa ideia, identificando que as divulgações nas quais as empresas informam, por meio de relatórios, sua posição econômico-financeira ainda norteiam acionistas, financiadores, fornecedores e clientes no processo de tomada de decisão de investimento. Especificamente, os investidores avaliam até que ponto os ganhos reportados de uma empresa são livres de erros de mensuração ou manipulação (Mendes, 2014).

Contudo, mensurar a qualidade do lucro pode se revelar uma tarefa difícil, e a literatura tem incorrido em um debate quase que metodológico de como melhor fazê-lo (Dichev & Tang, 2008; Dechow et al., 2010; Donelson et al., 2011; Dichev et al., 2013). Nesse sentido, Costa et al. (2002) e Dechow et al. (2010) consideram os lucros como “de melhor qualidade” se caracterizarem com precisão o montante pelo qual o valor do acionista aumentou ou diminuiu durante um período. Kolozsvari et al. (2015) apontam que as escolhas contábeis promovem alterações nas divulgações, o que pode fazer com que as empresas difiram quanto à qualidade das informações.

Portanto, este estudo tem o seguinte problema de pesquisa: identificar se houve uma deterioração no equilíbrio a longo prazo do *matching* contábil entre séries temporais de receita e despesa nas empresas listadas na B3.

Para responder a esse problema de pesquisa, o presente trabalho objetiva identificar se há deterioração no equilíbrio a longo prazo do *matching* entre as séries de receita e despesa das empresas listadas na B3, contribuindo de forma metodológica para o mercado.

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

Tomando como base as informações que as empresas divulgam no mercado, a persistência dos lucros é uma forma de se mensurar a qualidade das informações contábeis. Nesse sentido, o *matching* contábil adota padrões de mensuração que asseguram uma verificabilidade dos registros por estar associada ao uso de políticas contábeis baseadas no custo histórico (Donelson et al., 2011).

Desse modo, nota-se que a avaliação dos investidores requer qualidade informacional das séries temporais dos lucros, visto que usualmente elas são utilizadas para prever o lucro futuro de uma empresa.

Assim, a acuidade dessas previsões é crucial para tomada de decisão de investimento (Baber et al., 2014). Devido a isso, os defensores do *matching* entendem que, para se garantir que haja persistência no lucro, é necessário adotar práticas contábeis baseadas no custo histórico, de modo a reduzir a volatilidade das séries de lucro e assim elevar sua persistência (Sousa et al., 2016; Paulo et al., 2008).

Nesse sentido, a discussão sobre o nível de *matching* mostra-se central, visto que uma corrente de autores (Dichev & Tang, 2008) acredita que o casamento entre despesas e receitas é crucial para garantir a capacidade preditiva das séries de lucro. Segundo Coelho e Lima (2007), investigar o *matching* é relevante porque há indícios de que o descasamento entre receitas e despesas pode gerar uma diminuição na persistência dos lucros. Devido a isso, os estudos acerca do *matching* (Mashayekhi et al., 2014; Dichev & Tang, 2008) têm se concentrado em investigar se há diminuição na correlação entre receitas e despesas, argumentando que esse descasamento pode gerar muito ruído nas séries de lucro, comprometendo sua capacidade preditiva (Mashayekhi et al., 2014).

A literatura, no entanto, tem falhado em verificar, por meio de uma abordagem de séries temporais, se efetivamente a adoção de práticas de valor justo tem comprometido o equilíbrio a longo prazo entre as séries de receita e despesa. Isso posto, este estudo busca identificar se há deterioração no equilíbrio a longo prazo entre as séries de receita e despesa das empresas listadas na B3. Para atingir esse objetivo, analisou-se a cointegração das séries de lucro, receita e despesas, o que difere daquilo que foi feito na literatura até o momento. Ressalta-se que duas séries são temporais se os meios estacionários tiverem média e variância constantes. No entanto, se não for estacionário no

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

nível, precisamos verificar sua cointegração. Sendo assim, a cointegração analisa se duas séries têm covariância constante ao longo do tempo.

Estudar o comportamento da qualidade dos lucros em países emergentes se faz necessário devido ao interesse de investidores nesses mercados, dadas as taxas de retorno superiores às dos países desenvolvidos (Fernandes & Linhares, 2017). Todavia, avaliar o comportamento da qualidade dos lucros em séries históricas por meio da correlação pode não ser a forma mais adequada, visto que, ao aplicar essa técnica, não é possível avaliar o equilíbrio a longo prazo das séries. Desse modo, argumenta-se que é necessário adotar uma nova abordagem metodológica, a qual explore de maneira mais acurada o comportamento das séries temporais (Coelho, 2007). Assim, o presente estudo se vale da análise de cointegração em painel, visto que esta se mostra mais apropriada para avaliar o movimento conjunto de séries no tempo (Jalil & Feridun, 2011; Chou & Lee, 2003; Araújo & Macedo, 2018).

FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Qualidade nos lucros (*earning quality*)

Com a evolução tecnológica, a consequente revolução dos serviços relacionados à tecnologia e a adoção das normas internacionais no Brasil em 2009, por meio do Conselho de Normas Internacionais de Contabilidade – IASB (*International Accounting Standard Board*), utilizando o Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC), o qual colocou em vigor as *International Financial Reporting Standards* (IFRS), torna-se obrigatório para todas as empresas de capital aberto e as de capital fechado de médio e grande porte seguir essas normas (Cardoso et al., 2015). Em virtude disso, instituições financeiras, acionistas e investidores passaram a tomar decisões de investimento com base em demonstrações financeiras nesse novo padrão (Christensen, 2015).

A expectativa do mercado foi de uma melhoria na qualidade informacional das séries de lucro, que depende da fidedignidade com a qual essa nova padronização contábil reflete a posição econômico-financeira das empresas (Dechow et al., 2010). Desse

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

modo, a qualidade dos lucros é condicionada à relevância de seu conteúdo informacional, especificamente na capacidade do lucro corrente de prever o lucro futuro, para que seja possível continuar realizando o processo de tomada de decisões de investimentos com base em informações contábeis (Costa et al. 2002; Silvestre et al., 2018). Ou seja, quando a informação contábil não estiver relacionada a um processo de decisão, esta carece de sentido (Beyer et al., 2014; Souza et al., 2019).

Contudo, a baixa qualidade dos lucros não implica necessariamente perda de utilidade das informações e das normas contábeis, pois a finalidade dessas informações tende a variar com o ambiente institucional (Ball & Shivakumar, 2005). Desse modo, é importante frisar que, neste trabalho, a qualidade dos lucros refere-se ao fato do lucro presente ser um bom indicador para lucros futuros (Costa & Teixeira, 2002). Assim, essa característica dos lucros poderá respaldar qualquer decisão, seja ela econômica, política, relacionada à privatização, entre outras que dependam de uma representação fidedigna da situação financeira das empresas (Ben-Nasr et al., 2015). Por isso, a série de lucros pode ser utilizada como critério de avaliação da confiabilidade e viabilidade financeira das empresas, podendo indicar a capacidade das empresas de gerar fluxos de caixa futuros, de forma consistente, ou seja, com baixa incerteza (volatilidade) (Ewert & Wagenhofer, 2015).

Nesse sentido, há quem argumente que a adoção de práticas baseadas em valor justo, como as IFRS, apesar de conferir flexibilidade à contabilidade para retratar a real posição financeira da empresa, não traz benefícios aos usuários dos relatórios contábeis (Dichev & Tang, 2008; Donelson et al., 2011). Isso decorre do fato de que essas práticas podem resultar em uma diminuição do conteúdo informacional das séries de lucro devido a uma deterioração no *matching* contábil (Schipper & Vincent, 2003). Contudo, há estudos que argumentam que, mesmo havendo uma política contábil baseada no custo histórico consistentemente aplicada ao longo do tempo, os lucros podem ser afetados por mudanças de investimentos (Costa & Teixeira, 2002; Donelson et al. (2011), Dechow et al., 2010) pela possibilidade de manipulação e gerenciamento dos lucros (Dichev et al., 2013; Sultana et al., 2017). A despeito disso, a qualidade do lucro tem sido geralmente

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

associada ao uso de políticas contábeis baseadas no custo histórico, devido à correlação positiva da adoção dessas políticas com a persistência dos lucros (Christensen, 2015).

Registro do reconhecimento de receita e despesa

O princípio da prudência contábil se propõe a oferecer para organizações uma informação precisa e criteriosa. Uma ideia por trás desse princípio é adotar um regime de caixa para reduzir a volatilidade das séries de lucro (Paulo et al., 2008; Watts, 2003). Além disso, o princípio da prudência reflete que todos os custos devem ser totalmente reconhecidos e que apenas os lucros realizados são reconhecidos na demonstração do resultado (Oulasvirta, 2016). Portanto, para escolher uma alternativa contábil, com base nesses preceitos, deve-se utilizar uma abordagem contábil que permita um maior grau de acuidade para o reconhecimento dos ganhos (Watts, 2003). Nesse caso, o lucro tende a comunicar de forma mais precisa as informações para o mercado (Armstrong et al., 2010).

Assim, o conservadorismo reflete a essência da contabilidade em requerer maior grau de verificação das informações por meio dos demonstrativos contábeis (Ball & Shivakumar, 2005; Ball et al., 2008). Apesar disso, após a adoção das IFRS, as empresas têm argumentado que a padronização das divulgações de suas demonstrações gera benefícios superiores aos investidores, relativos às práticas que mantinham o *matching* elevado (Sousa et al., 2016).

Portanto, os relatórios financeiros devem documentar as transações e os eventos de modo acurado, para que as medidas de desempenho geradas possam refletir os ativos das organizações (Byzalov & Basu, 2016). Desse modo, o desempenho das firmas pode ser reconhecido e mensurado por meio das demonstrações financeiras divulgadas publicamente ao mercado (Wagenhofer, 2014). É importante destacar que sem o princípio de equivalência e/ou as regras de reconhecimento, as firmas seriam forçadas a registrar receitas e despesas quando recebessem ou pagassem à vista (Byzalov & Basu, 2016). Em razão disso, as regras de reconhecimento poderiam distorcer a avaliação dos resultados de uma empresa, sugerindo que ela estaria melhor ou pior do que sua situação real (Wagenhofer, 2014).

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

Desse modo, ao optar pela vinculação entre receitas e despesas, estabelece-se que ambas devem ser reconhecidas no mesmo período, de modo a mitigar a volatilidade das séries de lucro (Barker, 2015). Se não fosse esse o caso, as despesas provavelmente seriam reconhecidas como incorridas, o que pode anteceder ou seguir o período no qual o montante de receita relacionado é reconhecido (Byzalov & Basu, 2016). Adicionalmente, o reconhecimento de despesas é um elemento fundamental do regime de competência contábil, ao afirmar que as receitas são reconhecidas quando recebidas e as despesas quando consumidas (Barker, 2015).

Desse modo, se uma empresa reconhecer as despesas quando pagar os fornecedores, tem-se a adoção do regime de caixa (Wagenhofer, 2014). Em consonância com o regime de competências, se uma empresa deseja que suas demonstrações financeiras sejam divulgadas corretamente, ela deve usar o princípio de reconhecimento de despesas ao registrar suas transações comerciais. Caso contrário, os investidores poderão tirar conclusões equivocadas utilizando as informações das demonstrações contábeis (Ryan, 2014). No Brasil, as empresas somente passaram a utilizar o regime de competência para divulgação de suas demonstrações com base nas IFRS (Sousa et al., 2016).

Matching contábil

Em um mercado competitivo como o mercado de crédito desenvolvido, os investidores têm buscado cada vez mais qualidade nas informações contábeis, principalmente nas séries históricas de lucro. Devido a isso, reduções na qualidade dos lucros, tanto advindas do aumento da volatilidade quanto da queda na persistência dos lucros, devem ser investigadas e modeladas (Srivastava, 2014). De fato, a baixa previsibilidade do lucro futuro devido advinda do aumento da volatilidade das séries e/ou da queda da persistência pode ser oriunda da deterioração do *matching* contábil (Dichev & Tang, 2008).

Em contrapartida, a utilização do *matching* em detrimento do valor justo pode fazer com que as mudanças registradas nas contas patrimoniais não reflitam, de fato, todas as alterações que são significativas para retratar o desempenho das empresas (Mendes & Freire, 2014). Desse modo, nota-se um claro *trade-off* entre comunicar as informações

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

contábeis com base no valor justo para retratar o valor de mercado das empresas e aumentar a volatilidade dos lucros, ou manter um elevado nível de *matching*, assegurando a estabilidade das séries de lucro a longo prazo e não refletindo o real valor de mercado das empresas (Mashayekhi et al., 2014).

Considerando a abordagem que garante um alto grau de *matching* por meio da prática contábil, as empresas devem reconhecer as receitas e suas despesas relacionadas no mesmo período contábil (Mendes & Freire, 2014). Isto é, devem relatar receitas juntamente com as despesas que as trouxeram (Barker, 2015). Para Dichev e Tang (2008), o conceito de correspondência é evitar a declaração incorreta de ganhos em um período. Relatar as receitas por um período sem especificar todas as despesas que as trouxeram pode resultar em lucros exagerados (Dichev & Tang, 2008), ou seja, com alta volatilidade e baixa persistência.

Desse modo, Dichev e Tang (2008) apresentam o resultado de que a teoria do *matching* advinda da má combinação manifesta o ruído na relação econômica do avanço das despesas para gerar receita. Como resultado, um *matching* ruim diminui a correlação entre as receitas e despesas contemporâneas, aumentando a volatilidade dos lucros e diminuindo a persistência destes, além de induzir uma autocorrelação negativa em suas variações. Os autores analisaram uma amostra de mil empresas nos Estados Unidos.

No entanto, para Dichev e Tang (2008), o *matching* contábil requer que a empresa combine as despesas com as receitas relacionadas para relatar seu lucro de maneira acurada em um intervalo de tempo específico. Segundo os autores, a correspondência é baseada em uma relação de causa e efeito entre esses eventos, ou seja, na relação entre despesas e receitas. Caso essa associação não mantenha a relação causal apropriada, as informações contábeis mostrarão uma despesa no período contábil quando um custo estiver esgotado ou tiver expirado (Dichev & Tang, 2008).

Por fim, alinhado com essa ideia, é importante frisar que, se um custo não puder ser vinculado a receitas ou a um período contábil, a despesa deve ser registrada imediatamente (Donelson et al., 2011). Para Dichev e Tang (2008), a preservação do *matching* contábil é útil para melhoria da previsão de lucros e avaliação baseada em informações

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

contábeis, as quais requerem estabilidade e persistência nas séries de lucro. Uma forma de verificar essas características é analisar os padrões históricos para verificar as correlações entre receitas e despesas como medida de um nível elevado de *matching*. Isso se reflete em uma busca pela qualidade informacional dos lucros e pelas previsões consistentes dos resultados e avaliações patrimoniais (Mendes & Freire, 2014).

Neste trabalho, seguiu-se uma abordagem de séries temporais para avaliar a tendência conjunta a longo prazo entre receita e despesa, bem como a dessas duas séries com o lucro. Seguindo Dichev e Tang (2008), que apresentaram quatro proposições para estabelecer evidências de um “*matching* pobre”, advindo da adoção de práticas de valor justo, investigou-se três delas, como segue:

Proposição 1: um “*matching* fraco” diminui a correlação contemporânea entre receitas e despesas.

H1: a adoção das IFRS no Brasil deteriorou o equilíbrio a longo prazo entre despesas e receitas, e conseqüentemente as séries não são cointegradas.

Nessa primeira proposição, analisou-se a intensidade da correlação entre receitas e despesas. Logo na primeira hipótese, buscou-se avaliar se as receitas e as despesas mantêm aproximadamente a mesma variação a longo prazo. Adicionado a isso, observou-se se há evidências de que a adoção das IFRS ao longo do tempo afeta o equilíbrio entre as séries de receita e despesa.

Proposição 2: um “*matching* fraco” diminui a persistência dos lucros.

H2: a adoção das IFRS no Brasil diminuiu a persistência dos lucros a longo prazo, deteriorando o equilíbrio a longo prazo entre despesas e receitas com o lucro, e conseqüentemente as séries não são cointegradas.

Nessa segunda proposição, argumentou-se que a deterioração do *matching* leva a uma diminuição da persistência dos lucros ao longo do tempo. Para testar essa proposição, Dichev e Tang (2008) estimaram uma regressão dos lucros, para verificar sua

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

persistência e a correlação dessa com a deterioração do *matching*. Desse modo, Dichev e Tang (2008) argumentaram que foi possível verificar se o *matching* deteriorado induz uma autocorrelação negativa nas mudanças dos lucros. Na hipótese 2, argumentamos que, se a adoção das IFRS de fato diminui a persistência dos lucros a longo prazo, então as séries de receita e despesa não serão cointegradas com as séries de lucro.

Proposição 3: os efeitos do *matching* fraco são aliviados em horizontes temporais mais longos.

H3: a adoção das IFRS no Brasil não afetou o equilíbrio a longo prazo entre despesas, receitas e lucro, e conseqüentemente as séries são cointegradas.

Mesmo que a adoção das IFRS ocasione uma deterioração do *matching* a curto prazo e esse efeito persistir a longo prazo, então as séries de receita, despesa e lucro não cointegrarão.

A terceira proposição é sobre a qual essa pesquisa se concentra. Dichev e Tang (2008) argumentam que se as informações contábeis de receitas e despesas se autocorrigem ao longo do tempo, por sua vez, a longo prazo, haverá reversão do descasamento entre receita e despesa. Assim, se o *matching* for melhor avaliado analisando-se o movimento a longo prazo das séries temporais, o descasamento de despesas e receitas se resolve ao longo do tempo, e os desvios contemporâneos das séries de lucros podem persistir, mas diminuem também ao longo do tempo (Dichev & Tang, 2008).

Baseado nesse contexto, usou-se o teste de cointegração como método de avaliação para as análises, pois o teste consiste em permitir a verificação da existência de um equilíbrio ou uma relação a longo prazo entre as variáveis econômicas (Chou & Lee, 2003). O argumento do presente trabalho é de que, se a longo prazo as séries de receita, despesa e lucro mantiverem uma tendência conjunta, então as séries de lucro podem ser utilizadas para tomada de decisões a longo prazo. Desse modo, o problema de deterioração de *matching* se reduziria a uma questão de curto prazo.

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

METODOLOGIA

Para alcançar os objetivos propostos pela pesquisa, foram coletados dados a partir da plataforma de análise de dados financeiros Economática, a qual contém dados contábeis de empresas listadas na B3, organizados em painel. Para isso, utilizou-se de cortes transversais de períodos antes e após a adoção das IFRS no Brasil em 2010. Foram usados os períodos trimestrais desde o primeiro trimestre de 1997 até o segundo trimestre de 2018, respectivamente.

Este estudo realizou os testes de cointegração em painel de Pedroni (1999), Kao (1999) e Johansen (1991). Ao computar os testes de Pedroni (1999), foram usadas várias especificações de tendência, seleção de comprimento de retardo e métodos de estimativa, permitindo a heterogeneidade dos interceptos e coeficientes entre indivíduos. Esses testes diferenciam-se, ainda, pela hipótese alternativa: caso as variáveis sejam cointegradas, então os resíduos devem ser I (0) estacionários.

Acerca do teste de Kao (1999), foi possível analisar questões relacionadas com a não estacionariedade das séries temporais em painel usadas, ou seja, quando ela se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante. Foram investigadas ainda as formas de cointegração na amostra com uma forma paramétrica, na versão *Within-Group*.

Por último, foram computados os testes de Johansen-Fisher (Johansen, 1991), que são baseados no modelo tradicional de cointegração. Contudo, esses testes podem sofrer distorções sérias se algumas hipóteses feitas na derivação do procedimento não forem satisfeitas, como a estabilidade da estrutura estimada no período amostral analisado. Nesse caso, foram realizadas hipóteses distintas sobre a tendência, para evitar distorções das séries.

Ao realizar os testes de cointegração em painel por meio de três abordagens distintas – Pedroni (1999), Kao (1999) e Johansen (1991) –, buscou-se detectar se há relacionamento a longo prazo entre as séries de despesa, receita e lucro. Os métodos identificam quando duas variáveis são cointegradas, o que implica a existência de um equilíbrio a longo prazo entre elas. Desse modo, tentou-se analisar o *matching* contábil a longo prazo.

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

Nesse contexto, este estudo também se baseou nas explicações de Dichev e Tang (2008), os quais comentam sobre a forma que são tratados receitas, lucros e custos deflacionados pelo ativo médio, e verificou-se que o *matching* atua como um ruído na relação econômica. Contudo, diferentemente de Dichev e Tang (2008), foram utilizadas basicamente as séries temporais de receita, despesa e lucro, testando a deterioração do *matching* com testes de cointegração em painel utilizando as receitas, despesas e lucros ao longo do tempo nas empresas listadas na B3.

ANÁLISE DOS RESULTADOS

Coleta de dados

Foram utilizadas empresas dos grupos econômicos que estão relacionadas às características das empresas listadas na B3. As empresas e a quantidade de dados estão apresentadas na Tabela 1, a seguir.

TABELA 1 – Descrição das empresas

Empresas	Quantidade
Administração de empresas e empreendimentos	59
Agricultura, pecuária, silvicultura, pesca e caça	8
Artes, entretenimento e recreação	4
Assistência médica e social	11
Comércio atacadista	8
Comércio varejista	34
Construção	40
Educação	8
Empresa de eletricidade, gás e água	73
Hotel e restaurante	5
Imobiliária e locadora de outros bens	16
Indústria manufatureira	295
Informação	60
Mineração, exploração de pedreiras e extração de petróleo e gás	17

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

Empresas	Quantidade
Outros serviços (exceto administração pública)	2
Serviços de apoio a empresas e gerenciamento de resíduos e remediação	8
Serviços financeiros e seguros	75
Serviços profissionais, científicos e técnicos	5
Transporte e armazenamento	34
Total geral de empresas	762

Fonte: B3 (2024).

Estudos feitos por Dichev e Tang (2008) argumentam que firmas que apresentam um “*matching* pobre” proporcionam maior volatilidade dos lucros, acompanhada por uma queda na persistência, devido a uma deterioração na correlação entre despesas e receitas, implicando-se também a autocorrelação negativa nas mudanças da qualidade dos lucros. Adaptou-se o cálculo para o Brasil, e as despesas, o lucro líquido e a receita foram retirados da plataforma Economática. Fundamentada nesse contexto, segue a Tabela 2 para verificação das observações explicitadas.

TABELA 2 – Descrição das análises das observações

Dados	Descrição	Referência
Lucro líquido	Lucro líquido do exercício	Dichev e Tang (2008)
Receitas	Receita líquida total	Dichev e Tang (2008)
Despesas	Diferença entre receitas e lucros	Dichev e Tang (2008)
Painel (receita, despesa)	Teste de cointegração residual de Pedroni – Hipótese sobre tendência	Pedroni (1999)
1 – Painel (receita, lucro líquido)	Teste de cointegração residual de Pedroni – Hipótese sobre tendência	Pedroni (1999)
1 – Painel (lucro líquido, despesa)	Teste de cointegração residual de Pedroni – Hipótese sobre tendência	Pedroni (1999)
1 – Painel (receita, despesa)	Teste de cointegração residual de Kao – Hipótese sobre tendência	Kao (1999)
2 – Painel (receita, lucro líquido)	Teste de cointegração residual de Kao – Hipótese sobre tendência	Kao (1999)

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

Dados	Descrição	Referência
2 – Painel (lucro líquido, despesa)	Teste de cointegração residual de Kao – Hipótese sobre tendência	Kao (1999)
2 – Painel (receita, despesa)	Teste de cointegração em painel de Johansen-Fisher – Hipótese sobre tendência	Johansen (1991)
3 – Painel (receita, lucro líquido)	Teste de cointegração em painel de Johansen-Fisher – Hipótese sobre tendência	Johansen (1991)
3 – Painel (lucro líquido, despesa)	Teste de cointegração em painel de Johansen-Fisher – Hipótese sobre tendência	Johansen (1991)
3 – Painel (receita, despesa)	Teste de cointegração em painel de Johansen-Fisher – Hipótese sobre tendência	Johansen (1991)

Fonte: Elaborada pelos autores (2024).

O lucro líquido é o resultado do confronto das receitas com os custos e as despesas de determinado período. Nesse caso, dos períodos trimestrais do ano de 1997 até o segundo trimestre do ano de 2018. As receitas abarcam os recursos adquiridos pela atividade das empresas. Também se utilizou o mesmo período para o lucro líquido. As despesas englobam o total das despesas das empresas, seguindo os mesmos moldes do lucro líquido e das receitas.

Os resultados dos painéis 1 de (receita, despesa), (receita, lucro líquido) e (lucro líquido, despesa) foram baseados no teste de cointegração residual de Pedroni (1999), que testa a hipótese nula de não cointegração. Quanto aos resultados dos painéis 2 de (receita, despesa), (receita, lucro líquido) e (lucro líquido, despesa), estes foram computados por meio do teste de cointegração residual de Kao (1999) para séries não estacionárias. Por fim, os resultados dos painéis 3 de (receita, despesa), (receita, lucro líquido) e (lucro líquido, despesa) basearam-se no teste de cointegração em painel de Johansen-Fisher (Johansen, 1991), que permite identificar quantos vetores de cointegração existem entre as séries.

A amostra inicial contou com 49.316 observações de empresas por trimestre, listadas ao longo do período de 1997 a 2018 na B3, dentro de um total de 762 empresas.

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

A princípio, não foram excluídas nenhuma das observações sobre as empresas para melhor avaliarmos o comportamento das séries ao longo do tempo, com o objetivo de investigar se houve uma deterioração de seu equilíbrio a longo prazo.

Análise de resultados

Durante os períodos trimestrais de 1997 até o segundo trimestre de 2018, como corte transversal, foram analisadas 762 empresas utilizando testes em painel e os testes de cointegração de Pedroni (1999), Kao (1999) e Johansen (1991) para investigar a deterioração do equilíbrio a longo prazo das séries contábeis ao longo do tempo. A seguir, será apresentado, na Tabela 3, um resumo dos testes realizados.

TABELA 3 – Resumo: teste de cointegração de Pedroni, Johansen-Fisher e Kao

Testes	Média empresas	Período	Quantidade de observações	Cointegram
Pedroni	562	1997M01 2018M02	49.316	Sim
	564	1997M01 2018M02	49.316	Não*
Johansen-Fisher	564	1997M01 2018M02	49.316	Sim
Kao	564	1997M01 2018M02	49.316	Sim

Nota: A Tabela 3 contém a estatística da amostra em que “Quantidade de observações” é o número de observações, totalizando 49.316. Não* significa que houve testes em que não teve cointegração.

Fonte: Elaborada pelos autores (2024).

Foram feitos 117 testes no total, entre eles 0,854701 apresenta resultados satisfatórios de acordo com nossa pesquisa. De maneira geral, o *matching* deteriora ao longo do tempo com uma margem de 85% durante esse processo, corroborando nossa expectativa, entre o período de 1997 a 2018.

Resultado do teste de cointegração de Pedroni

Na Tabela 4, está demonstrado o teste de cointegração de Pedroni em relação às receitas e despesas, verificando as hipóteses sobre tendência, em que foram identificadas cada uma delas.

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

TABELA 4 – Resumo: teste de cointegração residual de Pedroni

Pedroni Residual	Ord.	Hipóteses sobre tendência	Período	Empresa	Quantidade de observações	Cointegram
(Receita, despesa)	1	Sem tendência determinística	1997M01 2018M02	562	49.316	<i>Sim</i>
	2	Intercepto e tendência determinística	1997M01 2018M02	555	49.316	<i>Sim</i>
	3	Sem intercepto ou tendência determinística	1997M01 2018M02	570	49.316	<i>Sim</i>
(Receita, lucro líquido)	1	Sem tendência determinística	1997M01 2018M02	564	49.316	<i>Não</i>
	2	Intercepto e tendência determinística	1997M01 2018M02	556	49.316	<i>Sim</i>
	3	Sem intercepto ou tendência determinística	1997M01 2018M02	573	49.316	<i>Sim</i>
(Lucro líquido, despesa)	1	Sem tendência determinística	1997M01 2018M02	610	49.316	<i>Sim</i>
	2	Intercepto e tendência determinística	1997M01 2018M02	601	49.316	<i>Sim</i>
	3	Sem intercepto ou tendência determinística	1997M01 2018M02	618	49.316	<i>Sim</i>

Nota: A Tabela 4 contém a estatística da amostra em que “Quantidade de observações” são o número de observações, totalizando 49.316, para “Hipóteses sobre tendência”, sendo estas sem tendência determinística, intercepto e tendência determinística e sem intercepto ou tendência determinística, no período do primeiro trimestre de 1997 ao segundo trimestre de 2018, resultando no fato de que todas as hipóteses cointegram. Portanto, H1 foi rejeitada somente para onde foi testado despesa e receita, H2 foi rejeitada onde foi testado receita e lucro e despesa e lucro e H3 foi suportada.

Fonte: Elaborada pelos autores (2024).

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

Ainda na Tabela 4, resultou-se na não deterioração do *matching*, pois a longo prazo as séries receitas (Rec) e despesas (Des) e lucro líquido (Luc_Liq) e despesa (Des) cointegram, ou seja, têm uma tendência comum. Então, foi demonstrado o teste de cointegração de Pedroni em relação às receitas (Rec) e despesas (Des), verificando as hipóteses sobre tendência, no qual foi usado intercepto e tendência determinística, empregando o coeficiente AR comum e individual.

Continuando na Tabela 4, resultou-se na não deterioração do equilíbrio a longo prazo das séries, pois a longo prazo as séries receitas (Rec) e lucro líquido (Luc_Liq) não cointegram, ou seja, não têm uma tendência em comum, quando se trata de “sem tendência determinística”. Nos demais, verificando as hipóteses sobre intercepto de tendência determinística, em “sem intercepto ou tendência determinística”, empregando o coeficiente de AR comum e individual, houve uma cointegração no *matching*.

TABELA 5 – Teste de cointegração residual de Pedroni

Série: RECEITA__EM_MOEDA_ORIG__DESPESA				
Período: 1997M01 2018M02				
Quantidade de observações: 49.316				
Cortes transversais de dados incluídos: 570				
Hipótese nula: não cointegram				
Hipótese alternativa: coeficiente AR comum (Dentro-dimensão)				
Sem intercepto ou tendência determinística	Estatística	Prob.	Estatística ponderada	Prob.
Estatística v-Painel	-14,6775	1,0000	-15,6325	1,0000
Estatística rho-Painel	-30,9320	0,0000	-19,3538	0,0000
Estatística PP-Painel	-20,3407	0,0000	-12,0988	0,0000
Estatística ADF-Painel	-2,5311	0,0057	1,0201	0,8461
Hipótese alternativa: coeficiente AR individual (Entre-dimensão)				
Sem intercepto ou tendência determinística	Estatística	Prob.		
Estatística rho-Grupo	-17,6586	0,0000		
Estatística PP-Grupo	-23,0724	0,0000		
Estatística ADF-Grupo	-4,3089	0,0000		

Fonte: Elaborada pelos autores (2024).

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

A Tabela 5 contém a estatística da amostra, em que “Quantidade de observações” são o número de observações, totalizando 49.316, para “Hipóteses sobre tendência”, sendo esta sem intercepto ou tendência determinística, no período do primeiro trimestre de 1997 ao segundo trimestre de 2018 (1997M01 2018M02), contendo hipótese nula de que não cointegram e um total de cortes transversais de dados incluídos de 570.

Pedroni (1999) propõe vários testes de cointegração que permitem interceptos heterogêneos e coeficientes de tendência entre seções transversais. Considere a seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + \epsilon_{i,t}$$

Para $t=1, \dots, T$; $i=1, \dots, N$; $m=1, \dots, M$; presume-se que y e x sejam integrados de ordem um, por exemplo, $I(1)$. Os parâmetros α_i e β_i são efeitos individuais e de tendência que podem ser ajustados para zero, se desejado.

A Tabela 5 veio para demonstrar o teste em painel de cointegração residual de Pedroni, o qual no teste de raiz da unidade de painel mostra claramente que a análise de cointegração é necessária para obter a equação de equilíbrio a longo prazo. Os resultados de cointegração do painel usando o método de Pedroni (1999) são mostrados na Tabela 5. Com as estatísticas de painel de exceção v , painel p e grupo p , todas as estatísticas PP e ADF mostram que as estatísticas são maiores que o valor crítico indicado.

Resultados do teste de cointegração residual de Kao

Na Tabela 6, é demonstrado o resumo do teste de cointegração residual de Kao em relação a receita, lucro líquido e despesas, verificando as hipóteses sobre tendência, em que foram identificados os tipos de hipóteses de cada uma delas.

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

TABELA 6 – Resumo: teste de cointegração residual de Kao

Ord.	Série	Hipóteses sobre tendência	Período	Quantidade de observações	Cointegram
1	(Receita, despesa)	Sem tendência determinística	1997M01 2018M02	49.316	Sim
2	(Receita, lucro líquido)	Sem tendência determinística	1997M01 2018M02	49.316	Sim
3	(Lucro líquido, despesa)	Sem tendência determinística	1997M01 2018M02	49.316	Sim

Nota: A Tabela 6 contém a estatística da amostra em que “Quantidade de observações” são o número de observações, totalizando 49.316, para “Hipóteses sobre tendência”, sendo esta sem tendência determinística, no período do primeiro trimestre de 1997 ao segundo trimestre de 2018, resultando no fato de que todas as hipóteses cointegram. Portanto, H1 foi rejeitada somente para onde foi testado despesa e receita, H2 foi rejeitada onde foi testado receita e lucro e despesa e lucro e H3 foi suportada.

Fonte: Elaborada pelos autores (2024).

Na Tabela 6, foi demonstrado o teste de cointegração residual de Kao em relação às receitas e despesas, verificando as hipóteses sobre tendência, em que foi usado “sem tendência determinística”, empregando a ADF, variância residual e HAC. Ainda na Tabela 6, resultou-se na deterioração do *matching*, pois a longo prazo as séries receitas (Rec) e despesas (Des) cointegram, ou seja, têm uma tendência comum. Continuando o resultado da deterioração do *matching*, temos que a longo prazo as séries receitas (Rec) e lucro líquido (Luc_Liq) cointegram. Por fim, ainda na deterioração do *matching*, temos que a longo prazo as séries lucro líquido (Luc_Liq) e despesas (Des) cointegram.

TABELA 7 – Teste de cointegração residual de Kao (receita, despesa)

Série: RECEITA_EM_MOEDA_ORIG_DESPESA		
Período: 1997M01 2018M02		
Quantidade de observações: 49.316		
Hipótese nula: não cointegram		
Sem tendência determinística	Estatística-t	Prob.
ADF	21,316	0,000
Variância residual	256000000000,000	
Variância HAC	121000000000,000	

Nota: A Tabela 7 contém a estatística da amostra em que “Quantidade de observações” são os números de observações, totalizando 49.316, para “Hipóteses sobre tendência”, sendo esta sem tendência determinística, no período do primeiro trimestre de 1997 ao segundo trimestre de 2018 (1997M01 2018M02), com a hipótese nula de não cointegram.

Fonte: Elaborada pelos autores (2024).

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

O teste de Kao (1999) segue a mesma abordagem básica que os testes de Pedroni (1999), mas determina interceptos específicos de seção cruzada e coeficientes homogêneos nos regressores do primeiro estágio. No caso bivariado descrito em Kao (1999), temos:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \epsilon_{it}$$

Para $t=1, \dots, T$; $i=1, \dots, N$. De maneira geral, podemos considerar a execução da equação de regressão do primeiro estágio, o fato de α_i e β_i ser heterogêneo, ser homogêneo entre as seções transversais e definir todos os coeficientes de tendência para zero.

A seguir, temos resultados do teste em relação à cointegração de Johansen-Fisher (Johansen, 1991) e podemos verificar por meio deste a deterioração do *matching* a longo prazo, com todas as séries cointegradas, ou seja, tendo uma tendência em comum.

Resultados do teste de cointegração de Johansen-Fisher

Na Tabela 8, é demonstrado o resumo do teste de cointegração em painel de Johansen-Fisher (Johansen, 1991) em relação a receita, lucro líquido e despesas, verificando as hipóteses sobre tendência, em que foram identificados os tipos de hipóteses de cada uma delas.

TABELA 8 – Resumo: teste de cointegração em painel de Johansen-Fisher

Painel de Johansen-Fisher	Ord.	Hipóteses sobre tendência	Período	Quantidade de observações	Cointegram
(Receita, despesa)	1	Sem tendência determinística	1997M01 2018M02	49.316	Sim
	2	Sem tendência determinística (restringindo a constante)	1997M01 2018M02	49.316	Sim
	3	Tendência determinística linear	1997M01 2018M02	49.316	Sim
	4	Tendência determinística linear (restrita)	1997M01 2018M02	49.316	Sim

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

Painel de Johansen-Fisher	Ord.	Hipóteses sobre tendência	Período	Quantidade de observações	Cointegram
	5	Tendência determinística quadrática	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
(Receita, lucro líquido)	1	Sem tendência determinística	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
	2	Sem tendência determinística (restringindo a constante)	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
	3	Tendência determinística linear	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
	4	Tendência determinística linear (restrita)	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
	5	Tendência determinística quadrática	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
(Lucro líquido, despesa)	1	Sem tendência determinística	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
	2	Sem tendência determinística (restringindo a constante)	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
	3	Tendência determinística linear	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
	4	Tendência determinística linear (restrita)	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>
	5	Tendência determinística quadrática	1997M01 2018M02	49.316	<i>Sim</i>

Nota: A Tabela 8 contém a estatística da amostra em que “Quantidade de observações” estão totalizando 49.316, para “Hipótese sobre tendência”, sendo estas sem tendência determinística, sem tendência determinística (restringindo a constante), tendência determinística linear, tendência determinística linear (restrita) e tendência determinística quadrática, no período do primeiro trimestre de 1997 ao segundo trimestre de 2018, resultando no fato de que todas as hipóteses cointegram. Portanto, H1 foi rejeitada somente para onde foi testado despesa e receita, H2 foi rejeitada onde foi testado receita e lucro e despesa e lucro e H3 foi suportada.

Fonte: Elaborada pelos autores (2024).

Na Tabela 9, é demonstrado o teste de cointegração em painel de Johansen-Fisher (Johansen, 1991) em relação às receitas e despesas, verificando as hipóteses sobre tendência, em que foi usado “sem tendência determinística”, empregando um número de CEs hipotetizados. Ainda na análise, esta resultou-se na não deterioração do *matching*, pois a longo prazo as séries receitas (Rec) e despesa (Des) cointegram, ou seja, têm uma tendência comum quanto aos vetores de cointegração existentes entre as variáveis.

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

TABELA 9 – Teste de cointegração em painel de Johansen-Fisher (receita, despesa)

Série: RECEITA__EM_MOEDA_ORIG__DESPESA				
Período: 1997M01 2018M02				
Quantidade de observações: 49.316				
Hipótese sobre tendência: tendência determinística quadrática				
Número de CEs hipotefizados	Estatística* de Fisher (teste do traço)	Prob.	Estatística* de Fisher (MA)	Prob.
Nenhum	6664,000	0,000	5491,000	0,000
Ao menos 1	4805,000	0,000	4805,000	0,000

Fonte: Elaborada pelos autores (2024).

A Tabela 9 contém a “Quantidade de observações”, que são os números de observações, totalizando 49.316, para “Hipóteses sobre tendência”, sendo esta sem tendência determinística, no período do primeiro trimestre de 1997 ao segundo trimestre de 2018 (1997M01 2018M02), com a hipótese nula de que não cointegram.

Fisher (1932) deriva um teste combinado que usa os resultados dos testes individuais independentes. O resultado de Fisher propõe uma abordagem alternativa ao teste de cointegração em dados de painel, combinando testes de seções transversais individuais para obter a estatística de teste para o painel completo.

Se x_1 é o valor p de um teste de cointegração individual para a seção transversal, então, sob a hipótese nula para o painel:

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow X^2 2N$$

Por padrão, relata x^2 o valor baseado em p-valores de MacKinnon, Haug e Michelis (1999) para o teste do traço de cointegração de Johansen (1991) e teste do autovalor máximo.

Johansen (1991) sugere a aplicação do princípio de Pantula para decidir qual modelo deve ser usado. O princípio de Pantula envolve a estimativa de todos os três modelos e a apresentação dos resultados dos que apresentam hipótese mais restritiva (isto é, r = número de relações de cointegração = 0 e modelo 2) ou menos restritiva

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

(isto é, $r = \text{número de variáveis que entram o VAR-1} = n-1$). A seleção de modelos é processada movendo-se do modelo mais restritivo, em cada estágio, comparando o traço da estatística ao seu valor crítico, parando apenas quando, pela primeira vez, a hipótese nula não pode ser rejeitada.

Continuando, o resultado indica a não deterioração do *matching*, pois a longo prazo as séries receitas (Rec) e lucro líquido (Luc_Liq) cointegram, ou seja, têm uma tendência comum quanto aos vetores de cointegração existentes entre as variáveis. Ainda assim, resultou-se na não deterioração do *matching*, pois a longo prazo as séries lucro líquido (Luc_Liq) e despesas (Des) cointegram, ou seja, têm uma tendência comum quanto aos vetores de cointegração existentes entre as variáveis.

CONCLUSÃO

O objetivo deste estudo foi identificar se, após a adoção das IFRS, houve uma deterioração do *matching* contábil nas empresas listadas na B3. Verificou-se o comportamento ao longo do tempo das séries de receita, despesas e lucro, analisando se a adoção das IFRS deteriorou o *matching* contábil, resultando na deterioração entre o equilíbrio a longo prazo das séries de receita e despesa.

O estudo se baseou principalmente nos autores Dichev e Tang (2008), quando estes argumentam que firmas que apresentam um “*matching* pobre” proporcionam maior volatilidade dos lucros acompanhada por uma queda na persistência, devido a uma deterioração na correlação entre despesas e receitas. Também houve uma implicação na autocorrelação negativa nas mudanças dos lucros.

Este estudo também realizou os testes de cointegração de Pedroni (1999), Kao (1999) e Johansen (1991), todos em painel, os quais buscaram detectar se há relacionamento a longo prazo entre as variáveis, mais especificamente despesa, receita e lucro. Os métodos explicam que, quando duas variáveis são cointegradas, estas implicam a existência de um equilíbrio a longo prazo entre elas. Deste modo, foi feita a análise do *matching* contábil ao longo do tempo.

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

Os resultados evidenciaram que existe cointegração quando baseados no teste de Pedroni (1999) e Johansen-Fisher (Johansen, 1991); no entanto, percebeu-se no teste de Kao (1999) uma possibilidade de não integração ao longo do tempo para empresas cujo *matching* se deteriora ao longo do tempo. Assim, nas hipóteses levantadas, tivemos: H1 rejeitada somente para onde foi testado despesa e receita; H2 rejeitada onde foi testado receita e lucro e despesa e lucro; e H3 suportada.

Por meio desses resultados, este estudo contribuiu para uma maior compreensão sobre o tema; além disso, recomenda-se, no futuro, a realização de um estudo segregado, visando a utilização de dados de caráter transversal por seguimentos de empresas por atividade, para um maior aprofundamento no tema.

REFERÊNCIAS

- Antunes, M. T. P., Grecco, M. C. P., Formigoni, H., & Neto, O. D. M. (2012). A adoção no Brasil das normas internacionais de contabilidade IFRS: o processo e seus impactos na qualidade da informação contábil. *Revista de Economia e Relações Internacionais*, 10(20), 5–19.
- Araújo, J. P., & Macedo, M. R. G. O. (2018). Cointegration Analysis among the Variables of the Ohlson Model for Brazilian Companies. *Applied Finance and Accounting*, 4(1), 122–145. <https://doi.org/10.11114/afa.v4i1.2969>
- Armstrong, C. S., Guay, W. R., & Weber, J. P. (2010). The role of information and financial reporting in corporate governance and debt contracting. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2–3), 179–234. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.10.001>
- B3. (2024). Site da B3, a Bolsa de Valores do Brasil. https://www.b3.com.br/pt_br/produtos-e-servicos/negociacao/renda-variavel/empresas-listadas.htm
- Baber, W. R., Krishnan, J., & Zhang, Y. (2014). Investor perceptions of the earnings quality consequences of hiring an affiliated auditor. *Review of Accounting Studies*, 19, 69–102.
- Ball, R., & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 83–128. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.04.001>

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

- Ball, R., Robin, A., & Sadka, G. (2008). Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. *Review of Accounting Studies*, 13(2-3), 168-205. <https://doi.org/10.1007/s11142-007-9064-x>
- Barker, R. (2015). Conservatism, prudence and the IASB's conceptual framework. *Accounting and Business Research*, 45(4), 514-538. <https://doi.org/10.1080/00014788.2015.1031983>
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 3-37. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00014-1](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00014-1)
- Ben-Nasr, H., Boubakri, N., & Cosset, J. C. (2015). Earnings quality in privatized firms: The role of state and foreign owners. *Journal of Accounting and Public Policy*, 34(4), 392-416. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2014.12.003>
- Beyer, A., Guttman, I., & Marinovic, I. (2014). *Earnings management and earnings quality: Theory and evidence*.
- Byzalov, D., & Basu, S. (2016). Conditional conservatism and disaggregated bad news indicators in accrual models. *Review of Accounting Studies*, 21(3), 859-897. <https://doi.org/10.1007/s11142-016-9361-3>
- Cardoso, R. L., Souza, F. S. R. N., & Dantas, M. M. (2015). Impactos da Adoção do IFRS na Acumulação Discricionária e na Pesquisa em Gerenciamento de Resultados no Brasil. *Revista Universo Contábil*, 11(2), 65-84. <https://doi.org/10.4270/ruc.2015212>
- Chou, W. L., & Lee, D. S. (2003). Cointegration analysis of audit pricing model: a panel unit root test approach. *Journal of Business Finance & Accounting*, 30(7-8), 1141-1164. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.05370>
- Christensen, H. B., Lee, E., Walker, M., & Zeng, C. (2015). Incentives or standards: What determines accounting quality changes around IFRS adoption? *European Accounting Review*, 24(1), 31-61. <https://doi.org/10.1080/09638180.2015.1009144>
- Coelho, A. C., & Lima, I. S. (2007). Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 18(45), 38-49. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772007000400004>

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

- Costa, A. C. O., Teixeira, A. J. C., & Nossa, V. (2002). Conservadorismo, accruals e qualidade dos lucros contábeis. *Anais do Encontro Nacional da ANPAD*, Associação Nacional dos Programas de Administração (ANPAD).
- Dechow, P., Ge, W., & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants, and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 344-401. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.09.001>
- Dichev, I. D., & Tang, V. W. (2008). Matching and the changing properties of accounting earnings over the last 40 years. *The Accounting Review*, 83(6), 1425-1460. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.6.1425>
- Dichev, I. D., Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2013). Earnings quality: Evidence from the field. *Journal of Accounting and Economics*, 56(2-3), 1-33. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.05.004>
- Donelson, D. C., Jennings, R., & McInnis, J. (2011). Changes over time in the revenue-expense relation: Accounting or economics? *The Accounting Review*, 86(3), 945-974. <https://doi.org/10.2308/accr.00000046>
- Ewert, R., & Wagenhofer, A. (2015). Economic relations among earnings quality measures. *Abacus*, 51(3), 311-355. <https://doi.org/10.1111/abac.12054>
- Fernandes, J. L., & Linhares, H. D. C. (2017). Análise do Desempenho Financeiro de Investimentos ESG nos Países Emergentes e Desenvolvidos (Financial Performance of ESG Investments in Developed and Emerging Markets). *Paper Available at SSRN 3091209*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3091209.
- Fisher, R. A. (1932). *Statistical methods for research workers*. (4th ed.). Oliver & Boyd.
- Iudícibus, S. D., & Martins, E. (2007). Uma investigação e uma proposição sobre o conceito e o uso do valor justo. *Revista Contabilidade & Finanças*, 18(SPE), 9-18. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772007000300002>
- Jalil, A., & Feridun, M. (2011). The impact of growth, energy, and financial development on the environment in China: A cointegration analysis. *Energy Economics*, 33(2), 284-291. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.10.003>

DANILCE DO CARMO OLIVEIRA AYRES, POLIANO BASTOS DA CRUZ

- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551–1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, 1–44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Kolozsvari, A. C., Marques, J. A. V. D. C., & Macedo, M. A. D. S. (2015). Escolhas contábeis: análise dos efeitos da mensuração a custo ou a valor justo das propriedades para investimento sobre o desempenho reportado no segmento de exploração imobiliária. *Pensar Contábil*, 16(61), 18–27.
- MacKinnon, J., Alfred Haug, A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 1999, 14(5), 563–77.
- Mashayekhi, B., Jalali, F., & Menati, V. (2014). Relationship between matching principle and earnings properties – the case of Iran. *World Review of Business Research*, 4(1), 146–161.
- Mendes, C. J. F., & Freire, F. S. (2014). A governança corporativa e manipulação de informação contábil: mensuração a valor justo nos bancos comerciais. *Revista Contemporânea de Contabilidade*, 11(23), 53–76. <https://doi.org/10.5007/2175-8069.2014v11n23p53>
- Oulasvirta, L. (2016). Accounting principles. Global encyclopedia of public administration. *Public Policy, and Governance*, 1–9. https://doi.org/10.1007/978-3-319-31816-5_2278-1
- Paulo, E., Antunes, M. T. P., & Formigoni, H. (2008). Conservadorismo contábil nas companhias abertas e fechadas brasileiras. *Revista de Administração de Empresas*, 48(3), 46–60. <https://doi.org/10.1590/S0034-75902008000300005>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670. <https://online.library.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2011). Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility. *Journal of Accounting and Economics*, 51(1–2), 1–20. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.06.001>

ANÁLISE DA DETERIORAÇÃO DO MATCHING CONTÁBIL A LONGO PRAZO

- Ryan, J. B. (2014). Financial accounting reform: the need for a 'back to basics' approach for profit measurement and wealth measurement. *International Journal of Economics and Accounting*, 5(1), 1–50. <https://doi.org/10.1504/IJEA.2014.060915>
- Schipper, K., & Vincent, L. (2003). Earnings quality. *Accounting horizons*, 17, 97–110. <https://doi.org/10.2308/acch.2003.17.s-1.97>
- Silvestre, A. O., Costa, C. M., & Kronbauer, C. A. (2018). Audit rotation and earnings quality: An analysis using discretionary accruals. *Brazilian Business Review*, 15(5), 410–426. <https://doi.org/10.15728/bbr.2018.15.5.1>
- Sousa, E. F., Sousa, A. F., & Demonier, G. B. (2016). Adoção das IFRS no Brasil: Efeitos no conservadorismo contábil. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 10(2). <https://doi.org/10.17524/repec.v10i2.1290>
- Souza, J. A. S., Flach, L., Borba, J. A., & Broietti, C. (2019). Financial reporting quality and sustainability information disclosure in Brazil. *Brazilian Business Review*, 16(6), 555–575. <https://doi.org/10.15728/bbr.2019.16.6.2>
- Srivastava, A. (2014). Why have measures of earnings quality changed over time? *Journal of Accounting and Economics*, 57(2–3), 196–217. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2014.04.001>
- Sultana, N., Cahan, S. F., & Zhang, F. (2017). Board sub-committees and earnings quality. *International Journal of Corporate Governance*, 8(3–4), 205–235. <https://doi.org/10.1504/IJCG.2017.089811>
- Wagenhofer, A. (2014). The role of revenue recognition in performance reporting. *Accounting and Business Research*, 44(4), 349–379. <https://doi.org/10.1080/00014788.2014.897867>
- Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting-part II: evidence and research opportunities. *Social Science Research Network*. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.438662>