

O PODER PREDITIVO DO LUCRO LÍQUIDO E DO FLUXO DE CAIXA OPERACIONAL NA GERAÇÃO DE FLUXOS DE CAIXA NAS COMPANHIAS DE CAPITAL ABERTO NEGOCIADAS NA BOLSA, BRASIL, BALCÃO [B3]¹

THE PREDICTIVE CAPACITY OF NET PROFIT AND OPERATIONAL CASH FLOW IN FUTURE CASH FLOWS IN BRAZILIAN OPEN COMPANIES TRADED ON BOLSA, BRASIL, BALCÃO [B3]

Rodrigo de Abreu Batista²
Maria Ivanice Vendruscolo³

RESUMO

Esse estudo investiga o poder preditivo do Lucro Líquido (LL) e do Fluxo de Caixa Operacional (FCO) em prever fluxos de caixa futuros nas empresas de capital aberto listadas na Bolsa, Brasil, Balcão [B3]. A pesquisa abordou o problema de forma quantitativa, descritiva e documental, tomando por base uma amostra de 475 companhias no período compreendido entre os anos de 2010 e 2020, disponíveis na plataforma Economática®. Para a análise dos dados, quatro modelos de regressões univariada e multivariada com dados em painéis não balanceados foram desenvolvidos. Dois desses modelos utilizaram como referência os modelos propostos por Lustosa e Santos (2007), enquanto demais modelos foram propostos por esse estudo. No espaço de possibilidades para o desenvolvimento desses modelos foram explorados modelos do tipo *pooled*, com efeitos fixos e com efeitos aleatórios. Como resultado, atestou-se por meio de evidências empíricas que os modelos de efeito fixos foram os que apresentaram os melhores resultados e as variáveis FCO e Ativo Total (AT) as que apresentaram maior poder explicativo em prever fluxos de caixa futuros.

Palavras-chave: Previsão de fluxos futuros. Poder preditivo da informação contábil. Modelos econométricos.

ABSTRACT

This study investigates the predictive power of Net Income (NI), Operating Cash Flow (OCF) and Total Assets (TA) in predicting future cash flows in publicly traded companies traded on B3. The research addressed the problem with quantitative, descriptive and documentary technical procedures, based on a sample of 475 companies and financial statements from the period between 2010 and 2020, available on the Economática® platform. For data analysis, four univariate and multivariate regression models with unbalanced panel data were developed. Two of these models used as reference the models proposed by Lustosa and Santos (2007), while other models were proposed by this study. In the space of possibilities for the development of these, *pooled*, fixed effects and random effects models were explored. As a result, it was attested through empirical evidence that the fixed effect models were the ones that

¹ Trabalho de Conclusão de Curso apresentado, no primeiro semestre de 2021, ao Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Contábeis.

² Graduando do curso de Ciências Contábeis da UFRGS. (rodribat@hotmail.com)

³ Orientadora. Doutora em Informática na Educação pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Mestra em Ciências Contábeis pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos. Bacharela em Ciências Contábeis pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul. Professora Adjunta do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais da Universidade Federal do Rio Grande do Sul e Professora Permanente do Programa de Pós-graduação em Controladoria e Contabilidade PPGCONT/UFRGS. (maria.ivanice@ufrgs.br).

presented the best results, and the OFC and TA variables presented the greatest explanatory power in predicting future cash flows.

Keywords: Prediction of future flows. Predictive power of accounting information. Econometric models.

1 INTRODUÇÃO

A relevância das informações contábeis e, em particular, a capacidade explicativa das variáveis presentes nos relatórios contábil-financeiros para o mercado de capitais, tem sido objeto de estudos nacionais e internacionais (LUSTOSA; SANTOS, 2007; MACHADO; SILVA FILHO; CALLADOS, 2014; CARPIO, 2018). Esses estudos apresentam evidências de que o Lucro Líquido (LL) e o Fluxo de Caixa Operacional (FCO) possuem poder preditivo para estimar fluxos de caixa futuros (MACHADO; SILVA FILHO; CALLADOS, 2014). Além disso, também é mencionado que a força da relação entre esses elementos foi impactada de maneira positiva com a transição das normas contábeis locais (*Generally Accepted Accounting Principles - GAAPs*) para IFRS (*International Financial Reporting Standards*) ocorrida no ano de 2010 (CARPIO, 2018). De acordo com Jemâa, Toukabri e Jilani (2015), a capacidade da empresa de gerar fluxos de caixa futuros é um componente importante no processo de tomada de decisão de suas partes interessadas, pois reflete o retorno dos investimentos e a capacidade da empresa de pagar dividendos.

Diante do grande volume de informações geradas pelas demonstrações contábeis, pode exigir muito tempo dos investidores o consumo, interpretação e utilização dessas informações no desenvolvimento de suas atividades e na tomada de decisão ao escolher em quais empresas investir. Além das informações divulgadas oficialmente pelas empresas, a literatura (ASSAF NETO, 2015) ainda oferece um vasto conjunto de indicadores financeiros que podem ser utilizados para avaliar o desempenho das organizações visando os mais variados fins. Por exemplo, quando se trata de avaliar o desempenho operacional das empresas, elementos como o Lucro Líquido (LL) e o Fluxo de Caixa Operacional (FCO) figuram entre os principais elementos que possuem poder preditivo para esse fim (FINGER, 1994; BARTH; CRAM; NELSON, 2001; LEV; SOUGIANNIS, 2005; DECHOW, 1994; HENDRIKSEN; VAN BREDA, 1999). Além do LL e FCO, optou-se por incluir o Ativo Total (AT) entre as variáveis do estudo para que funcione como uma variável *proxy* para estimar o tamanho da empresa.

Diante do exposto, formulou-se o seguinte problema de pesquisa: **Qual o poder preditivo do Lucro Líquido (LL), Fluxo de Caixa Operacional (FCO) e Ativo Total (AT) em prever fluxos de caixa futuros?**

Nesse sentido, o objetivo geral desse trabalho é analisar a capacidade preditiva do lucro líquido, fluxo de caixa operacional e ativo total na geração de caixa das empresas listadas na B3 entre os anos de 2010 e 2020. Para que fosse possível responder a essa questão, foram estabelecidos os seguintes objetivos específicos:

- i) analisar a correlação dos Fluxos de Caixa com o Lucro Líquido, com o Fluxo de Caixa Operacional e com o Ativo Total das companhias;
- ii) analisar a capacidade preditiva do Lucro Líquido em prever a geração de caixa no exercício subsequente;
- iii) analisar a capacidade preditiva do Fluxo de Caixa Operacional em prever a geração de caixa no exercício subsequente;
- iv) analisar a capacidade preditiva do Ativo Total em prever a geração de caixa no exercício subsequente.

Esse estudo justifica-se por contribuir para o campo de análise das demonstrações contábeis, mais especificamente no que diz respeito ao *value relevance* e poder preditivo da informação contábil, ao corroborar os resultados alcançados por Lustosa e Santos (2007), Machado Silva Filho e Callados (2014) e Carpio (2018). Ao propor um modelo concreto e atestar suas medidas de desempenho, esse trabalho produz evidências do poder preditivo das variáveis estudadas, bem como permite a comparação entre variáveis.

Outra justificativa para o desenvolvimento do presente estudo está no fato de modelos baseados em regressão linear serem frequentemente usados como *baseline* para o desenvolvimento de modelos mais avançados. Nesse sentido, aproveitou-se o conhecimento presente na literatura referente às melhores variáveis preditoras para fluxos de caixa futuros e explorou-se as possibilidades de construção de modelos entre *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Nesta seção são abordados os conceitos envolvidos no desenvolvimento desse trabalho e os estudos correlatos já publicados na área. A Seção 2.1 apresenta evidências do poder preditivo das informações presentes nas demonstrações contábeis em prever fluxos de caixa, a seção 2.2 apresenta as variáveis envolvidas no estudo e, por fim, a seção 2.3 apresenta estudos publicados cujos temas são correlatos ao presente trabalho.

2.1 PODER PREDITIVO DAS INFORMAÇÕES CONTÁBEIS NA GERAÇÃO DE FLUXOS DE CAIXA

Segundo Bowen, Burgstahler e Daley (1987), a relevância da informação contábil está relacionada a sua capacidade de prever fluxos de caixa futuros. Isso se deve ao fato desse tipo de informação permitir ao mercado fixar os preços das ações de uma empresa. Nesse sentido, informações de fluxos de caixa passados são utilizadas para fazer estimativas sobre fluxos de caixa futuros.

De acordo com a NBC TG 03 – Demonstrações dos Fluxos de Caixa, a DFC tem por finalidade “[...] proporcionar aos usuários das demonstrações contábeis uma base para avaliar a capacidade de a entidade gerar caixa e equivalentes de caixa, bem como a necessidade de utilização desses fluxos de caixa”. No Pronunciamento Conceitual Básico – CPC 00 – destaca que a informação é considerada relevante quando “A informação contábil-financeira é capaz de fazer diferença nas decisões se tiver valor preditivo, valor confirmatório ou ambos.” (CPC, 2010, p. 15).

O estudo de Machado, Silva Filho e Callados (2014) desenvolveu um trabalho empírico para avaliar a capacidade do LL, FCO e LO em prever fluxos de caixa futuros e concluiu que o LL e FCO possuem tal poder preditivo. Esse achado, vai ao encontro de tantos outros estudos que também identificaram esse poder preditivo por parte do LL e FCO (FINGER, 1994; BARTH; CRAM; NELSON, 2001; LEV; SOUGIANNIS, 2005; DECHOW, 1994; HENDRIKSEN; VAN BREDA, 1999). Nesse sentido, optou-se por desenvolver o presente trabalho fazendo uso desse mesmo tipo de variáveis.

2.2 ESTUDOS RELACIONADOS

Ao longo da elaboração do presente estudo, foram consultados os trabalhos de Lustosa e Santos (2007), Machado Silva Filho e Callados (2014) e Carpio (2018). Observou-se nesses

trabalhos o objetivo correlato de analisar o poder preditivo das informações contábeis em prever fluxos de caixa futuros.

No trabalho de Lustosa e Santos (2007), os autores desenvolveram um estudo onde avaliaram a eficácia da previsão de fluxos de caixa futuros para um e dois anos à frente. Para isso, os autores contaram com uma amostra para 92 empresas de capital aberto, não-financeiras, negociadas na Bovespa ao longo dos anos de 1996 a 2004. Para avaliar a qualidade das previsões, os autores elencaram quatro medidas de desempenho das empresas, sendo duas de fluxo de caixa e duas de lucro. Além disso, os autores utilizaram a metodologia de previsão do tipo externo à amostra, onde o valor correspondente ao exercício a ser previsto é removido do conjunto de dados sobre o qual será ajustada a reta de regressão. A regressão é então realizada na *cross section* para cada ano e utilizada para prever a variável no período subsequente. O desempenho do modelo é então calculado comparando-se a diferença do valor previsto do valor observado. Os resultados revelaram que o Lucro Líquido é superior ao Fluxo de Caixa Operacional para prever o Lucro Líquido do ano seguinte, mas que o Fluxo de Caixa Operacional é superior ao Lucro Líquido para prever o Lucro Líquido dois anos à frente. Os autores também observaram que a previsão dos Fluxos de Caixa Livres para dois anos à frente a partir das variáveis preditoras FCO e LL, revelou-se mais acurada do que para um ano à frente.

Na pesquisa desenvolvida por Machado, Silva Filho e Callados (2014), os autores investigaram qual variável contábil é mais relevante em prever fluxos de caixa futuros nos períodos pré, durante e pós processo de adoção das normas IFRS. Dentre as variáveis elencadas para o estudo estavam o Fluxo de Caixa das Operações, o Lucro Líquido e o Lucro Operacional. Através de análise de regressão os autores analisaram 54 empresas não financeiras de capital aberto durante o período de 2006 a 2011 e estimaram cinco modelos de regressão para cada um dos momentos de interesse. Os resultados obtidos indicam que houve aumento da capacidade explicativa do LL e do FCO em prever os fluxos de caixa durante o período pós convergência. Além disso, os resultados apontaram que o FCO foi a variável estudada que explicou de maneira mais eficaz a variação dos fluxos de caixa futuros.

No trabalho de Carpio (2018), a autora desenvolveu um estudo onde analisou o impacto da adoção do padrão internacional de contabilidade (IFRS) na capacidade informacional e preditiva da DFC no Brasil. Nessa pesquisa a autora avaliou a capacidade informacional (*value relevance*) da DFC para o mercado de capitais e a capacidade preditiva da DFC em estimar fluxos de caixa futuros. Para isso, a autora tomou como base uma amostra composta por 633 companhias de capital aberto e coletou demonstrações contábeis do período compreendido entre 2005 e 2016. Para a análise de dados, fez uso de análise de regressão simples com modelos do tipo *pooled* e dados em painéis desbalanceados. A autora concluiu que o Fluxo de Caixa Operacional, o Fluxo de Caixa de Investimentos, o Fluxo de Caixa de Financiamentos e o Fluxo de Caixa Líquido não são capazes de explicar a variação do preço da ação tanto no período pré, quanto no período de pós adoção do IFRS. Além disso, a autora encontrou evidências que o Fluxo de Caixa Operacional exerce influência significativa sobre o preço da ação para o período pós IFRS, mas que essa variável não apresenta significância estatística para prever fluxos de caixa futuros. A autora conclui que a convergência às normas IFRS não causou impactos relevantes na capacidade informacional e nem na capacidade preditiva da DFC.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Essa seção apresenta a classificação da pesquisa, a caracterização da amostra, os procedimentos para a coleta dos dados e os procedimentos envolvidos na análise dos dados.

3.1 CLASSIFICAÇÃO DA PESQUISA

Quanto à abordagem do problema, essa pesquisa se caracteriza como quantitativa, uma vez que utiliza métodos estatísticos e numéricos para realizar estimativas sobre o desempenho das empresas, além de se valer de técnicas de amostragem para lidar com o grande volume de dados à disposição (SILVA; MENEZES, 2001). Além de quantitativo, esse estudo adota uma metodologia indutiva, ao partir da observação de uma amostra, generalizando resultados aplicáveis para toda a população.

Quanto aos objetivos, trata-se de uma pesquisa descritiva, uma vez que se propõe a identificar a contribuição do Ativo Total (AT), Lucro Líquido (LL) e Fluxo de Caixa Operacional (FCO) em prever fluxos de caixa futuros (FCL) dos ativos listados na bolsa de valores. Além disso, trata-se uma pesquisa de natureza aplicada, pois se objetiva gerar um resultado prático visível, além de proporcionar conhecimentos para aplicação prática, dirigidos à solução de um problema específico e relevante às entidades.

Por fim, em relação aos procedimentos técnicos, trata-se de uma pesquisa documental, uma vez que se vale da análise das demonstrações contábeis disponíveis na B3 para a construção de um modelo que se propõe a classificar as empresas quanto aos seus resultados. Também se trata de uma pesquisa empírica, por utilizar-se de métodos estatísticos e metodologia aceita pela comunidade para avaliação do método proposto (SILVA; MENEZES, 2001).

3.2 POPULAÇÃO E AMOSTRA

A população de estudo corresponde às empresas brasileiras que estiveram ativas e listadas na B3 durante o período compreendido entre os anos de 2010 e 2020, totalizando uma quantidade de 850 companhias. As empresas que compõem essa lista pertencem aos seguintes segmentos: Agro e Pesca, Alimentos e Bebidas, Comércio, Construção, Eletroeletrônicos, Energia Elétrica, Finanças e Seguros, Fundos, Máquinas Industriais, Mineração, Mineraiis não Metais, Papel e Celulose, Petróleo e Gás, Química, Siderurgia e Metalurgia, Software e Dados, Telecomunicações, Têxtil, Transporte Serviços, Veículos e peças e Outros.

A Tabela 1, colunas A e B, apresenta a distribuição da população de acordo com o setor econômico informado na plataforma de dados da Economática®. A população é composta majoritariamente pelas empresas classificadas na categoria “Outros”⁴ (20,7%), seguida das empresas do segmento de “Finanças e Seguros” (9,1%), “Energia Elétrica” (8,0%), “Construção” (6,0%) e “Comércio” (6,9%).

Tabela 1 - População e amostra de estudo por Setores da B3.

Setor	População		Amostra	
	(A) Qtde. de Empresas	(B) %	(C) Qtde. de Empresas	(D) %
Energia Elétrica	68	8,0%	61	12,8%
Construção	51	6,0%	37	7,8%
Comércio	59	6,9%	34	7,2%
Transporte Serviços	36	4,2%	27	5,7%
Têxtil	39	4,6%	25	5,3%

⁴ A categoria “Outros” engloba empresas dos setores de “Administração de empresas e empreendimentos”, “Imobiliária e locadora de outros bens”, “Indústria Manufatureira”, Serviços de apoio a Empresas e Gerenciamento de Resíduos”, “Educação”, “Assistência Médica e Social”, “Empresa de Eletricidade, Gás e Água”, “Serviços Profissionais, Científicos e Técnicos”, “Informação”, “Artes, Entretenimento e Recreação”, e “Hotel e Restaurante”.

Alimentos e Bebidas	51	6,0%	22	4,6%
Siderurgia e Metalurgia	52	6,1%	20	4,2%
Telecomunicações	49	5,8%	18	3,8%
Veículos e Peças	28	3,3%	18	3,8%
Petróleo e Gás	19	2,2%	13	2,7%
Química	43	5,1%	13	2,7%
Mineração	17	2,0%	10	2,1%
Eletroeletrônicos	23	2,7%	9	1,9%
Software e Dados	15	1,8%	9	1,9%
Agro e Pesca	12	1,4%	7	1,5%
Finanças e Seguros	77	9,1%	7	1,5%
Máquinas Industriais	13	1,5%	7	1,5%
Papel e Celulose	10	1,2%	5	1,1%
Minerais não Metais	9	1,1%	4	0,8%
Fundos	3	0,4%	2	0,4%
Outros	176	20,7%	127	26,7%
Total	850	100,00%	475	100,00%

Fonte: elaborado com dados extraídos a partir da plataforma Economática®.

A amostra, não probabilística, foi selecionada pelo critério de disponibilidade de variáveis do estudo contidas no banco de dados da plataforma, sendo composta pelas companhias brasileiras de capital aberto listadas na B3 que: i) divulgaram demonstrações contábeis pelo menos uma vez no período compreendido entre 2010 e 2020; e ii) continham valores para as variáveis do estudo.

Após a extração de todas as empresas que estiveram ativas durante o período estudado, prosseguiu-se com a seleção das empresas que possuíam informações preenchidas para as variáveis de interesse, sendo essas: Ativo Total, Lucro Líquido, Fluxo de Caixa Operacional e Fluxo de Caixa Livre. Com base nessa regra foram descartadas 375 empresas, permanecendo a amostra com um total de 475 empresas. A amostra é representada, majoritariamente, pelas empresas classificadas na categoria “Outros” (26,7%), seguida de empresas do segmento de “Energia Elétrica” (12,8%). “Construção” (7,8%) e “Comércio” (7,2%). A Tabela 1, colunas C e D, detalha a distribuição das empresas da amostra em seus respectivos setores.

3.3 COLETA E TRATAMENTO DOS DADOS

Os dados do estudo foram coletados em 27/09/2021 nas demonstrações contábeis trimestrais de empresas listadas na plataforma web da Economática®, para o período de 2010 a 2020. O procedimento para a coleta de dados foi construído através das ferramentas *Matrixx* e *Screener*, ferramentas disponíveis na plataforma. O período escolhido para a coleta de dados inicia-se em 2010, por ser o ano de adoção do IFRS e vai até 2020, ano mais recente com exercício fechado na data em que foi desenvolvido o presente estudo.

Após a extração dos dados da plataforma Economática®, esses foram tabulados no programa de planilhas eletrônicas Excel®. Os dados foram então importados para o software RStudio® (versão 4.0.3), onde foram aplicadas as regressões correspondentes aos 4 modelos previstos na Tabela 2. Para a realização das regressões, utilizou-se o pacote *plm*, que possibilita a análise de regressões de dados em painel utilizando modelos do tipo *pooled*, de efeitos fixos e de efeitos aleatórios.

3.4 VARIÁVEIS DO ESTUDO

Para o desenvolvimento do presente estudo, optou-se pela utilização das variáveis Lucro Líquido (LL), Fluxo de Caixa Operacional (FCO) e Ativo Total (AT) como preditoras para fluxos de caixa futuros, aqui representado pelo Fluxo de Caixa Livre (FCL). Tais variáveis foram escolhidas por terem sido citadas em um ou mais estudos que serão mencionados na seção 2.3, onde estão elencados os trabalhos relacionados a este.

O Lucro Líquido é uma variável que representa indiretamente fluxo de caixa (SANTOS; LUSTOSA; 2007) e refere-se ao lucro apurado ao final da Demonstração de Resultado do Exercício (DRE). Os valores apresentados no Fluxo de Caixa Operacional (FCO), são aqueles decorrentes da atividade produtiva da empresa e dos eventos que não são classificados como investimentos e financiamentos (MARTINS et al., 2013). O FCO é a parte da DFC que evidencia a capacidade da empresa em gerar caixa, através de entradas e saídas de numerários relacionados à sua produção, financiamentos, dividendos, juros sobre capital próprio, investimentos, entre outros, conforme NBC TG 03 (CFC, 2010). Segundo Zanolla *et al.* (2014, p. 141), o FCO, parte integrante da DFC, é uma medida muito utilizada pelo mercado para avaliar o desempenho operacional e financeiro das empresas”.

O Lucro Líquido e o Fluxo de Caixa das Operações figuram entre as principais variáveis de síntese do desempenho operacional das empresas (LEV; LI; SOUGIANNIS, 2005; DECHOW, 1994; HENDRIKSEN; van BREDA, 1999). Pode-se dizer que o LL reflete o desempenho da empresa com base no regime de competência, enquanto o FCO reflete o desempenho da empresa pelo regime de caixa (CARPIO, 2018). Nesse sentido, estudos empíricos adotam a premissa de que a diferença entre o LL e o FCO seria uma questão temporal (DECHOW; KOTHARI; WATTS, 1998; LUSTOSA; SANTOS, 2006).

Além das informações relacionadas anteriormente, a variável Ativo Total também foi incluída no estudo. Como já mencionado anteriormente, a motivação para incluir o Ativo Total foi utilizá-la como uma variável *proxy* para estimar o tamanho da empresa.

3.5 ANÁLISE DE REGRESSÃO

O estudo de dependência de uma variável, denominada variável dependente, em relação a uma ou mais variáveis explicativas é realizado por meio de uma análise de regressão (Gujarati, 2000). A regressão realizada com uma variável explicativa será chamada de regressão simples, enquanto a regressão com duas ou mais variáveis explicativas será chamada de regressão múltipla. Seguindo o objetivo desse estudo, que é o de analisar a capacidade preditiva do LL e FCO na geração de fluxos de caixa futuros, aqui representado pelo FCL, tomou-se como base os trabalhos de Lustosa e Santos (2007) e Carpio (2018). A Tabela 2 apresenta os quatro modelos utilizados nesta pesquisa, por meio dos quais buscou-se analisar qual variável ou combinação de variáveis melhor explicam os fluxos de caixa futuros, representado nesse contexto pelo FCL um ano à frente. A coluna Equação Inicial refere-se ao modelo original que foi considerado ao iniciar o estudo, enquanto a coluna Equação Final, refere-se a forma do modelo após a escolha do tipo de modelagem e procedimento de seleção de variáveis.

Os modelos 1, 2, 3 e 4 em suas versões finais não possuem intercepto, pois suas implementações mais adequadas deram-se através de modelos de efeitos fixos, que contêm essa característica. O modelo 4, além de não possuir intercepto em sua versão final, também possui um número menor de variáveis independentes. Isso se deve ao fato de ter sido aplicado o procedimento de seleção de variáveis que removeu aquelas que apresentaram baixa significância.

Tabela 2 - Modelos de regressão linear simples e multivariada analisados.

Objetivo	Modelo	Equação Inicial	Equação Final
Prever FCL um ano à frente a partir do LL	1	$FCL_{i,t} = \alpha + \beta_1 LL_{i,t-1} + \varepsilon_i$	$FCL_{i,t} = \beta_1 LL_{i,t-1} + \varepsilon_i$
Prever FCL um ano à frente a partir do FCO	2	$FCL_{i,t} = \alpha + \beta_1 FCO_{i,t-1} + \varepsilon_i$	$FCL_{i,t} = FCO_{i,t-1} + \varepsilon_i$
Prever FCL um ano à frente a partir do AT	3	$FCL_{i,t} = \alpha + \beta_1 AT_{i,t-1} + \varepsilon_i$	$FCL_{i,t} = \beta_1 AT_{i,t-1} + \varepsilon_i$
Prever FCL um ano à frente a partir do LL e FCO	4	$FCL_{i,t} = \alpha + \beta_1 LL_{i,t-1} + \beta_2 FCO_{i,t-1} + \beta_3 AT_{i,t-1} + \varepsilon_i$	$FCL_{i,t} = \beta_1 FCO_{i,t-1} + \beta_2 AT_{i,t-1} + \varepsilon_i$

Fonte: os modelos 1 e 2 foram propostos em Lustosa e Santos (2007). Os modelos 3 e 4 foram elaborados a partir dos dados da pesquisa (2021).

Os Modelos 1, 2 e 3 são modelos de regressão linear simples cujo objetivo é atestar a capacidade preditiva do LL, FCO e AT em relação ao FCL um ano à frente. O Modelo 4 trata-se de um modelo de regressão linear multivariada, cujo objetivo é atestar se as variáveis LL, FCO e AT, juntas, possuem poder preditivo maior que os modelos individuais.

3.6 PROCEDIMENTOS ECONOMETRICOS

Para a realização dessa pesquisa, houve a necessidade de avaliar se os modelos mais adequados para resolver a questão problema seriam modelos do tipo *pooled*, de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios. Nesse sentido, primeiramente foi utilizado o teste de Chow (ou teste F de Chow) para decidir entre modelo *pooled* e efeito fixo. O teste de Chow é uma forma de verificar a adequação da relação entre as variáveis através do teste de igualdade dos regressores de duas regressões lineares assumindo-se uma variância comum. Assim, as hipóteses desse teste são: H_0 : Modelo restrito (*pooled*) e H_1 : Modelo irrestrito (dados em painel com efeitos fixos) (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

Uma vez que se tenha testado o melhor tipo de modelo entre *pooled* e efeitos fixos, prosseguiu-se então com o teste de Hausman (1978), utilizado para escolher entre modelos de efeitos fixos e modelos de efeitos aleatórios. As hipóteses do teste de Hausman são H_0 : Modelo de efeitos aleatórios e H_1 : Modelos de efeitos fixos.

Após a escolha do tipo de modelo a ser utilizado e a realização da estimativa dos coeficientes da regressão, faz-se necessário que os pressupostos da homogeneidade e da ausência de autocorrelação sejam atendidos. Para testar a homoscedasticidade (variância constante) dos resíduos foi utilizado o teste de Breusch-Pagan (BREUSCH; PAGAN, 1979), cuja hipóteses são: H_0 : Homocedasticidade no modelo e H_1 : Heterocedasticidade no modelo (WOOLDRIDGE, 2010).

Para a verificação da existência da autocorrelação, também chamado de teste da independência dos erros, foi utilizado o teste de autocorrelação de Wooldridge (WOOLDRIDGE, 2011). As hipóteses do teste de autocorrelação são: H_0 : Ausência de autocorrelação no modelo e H_1 : Presença de autocorrelação no modelo (WOOLDRIDGE, 2011).

Ao se trabalhar com modelos econométricos é comum encontrar problemas de heterocedasticidade e autocorrelação dos dados, o que faz com que os pressupostos do modelo

de regressão linear sejam violados. Essa violação impede que os erros-padrão e valores-p sejam aproximados corretamente, gerando estimativas inconsistentes no modelo. Quando esse tipo de problema ocorre, é necessário a utilização de estimadores pela matriz de covariância a fim de produzir estimativas mais consistentes. Nesse sentido, quando foi observada a presença de heterocedasticidade através do teste de Jarque-Bera, utilizou-se o estimador pela matriz de covariância HC de Long e Ervin (2000). Além disso, quando foi observada a presença de heterocedasticidade e autocorrelação, utilizou-se o estimador pela matriz de covariância de Newey e West (1987).

Para verificar a normalidade dos resíduos dos modelos foi utilizado o teste de Jarque-Bera (JARQUE; BERA, 1980), e para verificar a presença de multicolinearidade entre as variáveis foi utilizado o *Variance Inflation Factor* (VIF) (MONTGOMERY; PECK; VINNING, 2015), ressaltando-se que variáveis que apresentam um VIF maior que 10 indicam presença de multicolinearidade.

Para o modelo 4, que possui três variáveis independentes, foi utilizado o método *Backward* (EFROYMSON, 1960) para seleção das variáveis, que consiste em retirar, uma por vez, a variável de maior valor-p, repetindo-se o procedimento até que restem apenas variáveis significativas no modelo. Nesse caso, o método *Backward* foi adotado com 5% de significância.

3.7 LIMITAÇÕES DO MÉTODO

Esse estudo está limitado à capacidade preditiva das informações contábeis elencadas para esse estudo em prever fluxos de caixa futuros. As variáveis explicativas estão representadas aqui pelo Ativo Total (AT), Lucro Líquido (LL) e Fluxo de Caixa Operacional (FCO), enquanto os fluxos de caixa futuros estão representados pelo Fluxo de Caixa Livre (FCL) um ano à frente.

Outra possível limitação do estudo está no método de análise de regressão adotado, uma vez que o mesmo pode ser ineficaz em capturar interações não-lineares entre as variáveis. Além disso, não é objetivo desse trabalho realizar análise de causa e efeito entre as variáveis abordadas, nem da interdependência entre as mesmas.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Na presente seção serão apresentados e discutidos os resultados obtidos neste trabalho. As subseções a seguir apresentam a análise descritiva dos dados, a análise da correlação das variáveis, a análise de regressão e a apresentação e análise dos resultados.

4.1 ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

A Tabela 3 apresenta a análise descritiva das variáveis Ativo Total (AT), Lucro Líquido (LL), Fluxo de Caixa Operacional (FCO), Fluxo de Caixa Livre (FCL) para os dados amostrados no período de 2010 a 2020. Nessa análise, estão contempladas medidas de tendência central, de dispersão e de posição, representadas na tabela através da média, desvio padrão e quartis. As estatísticas descritivas foram calculadas sobre um total de 15.732 demonstrações trimestrais entregues por 537 empresas durante o período do estudo. Ao realizar-se a agregação das informações trimestrais para a produção do consolidado anual do exercício, obteve-se um total de 3.546 demonstrações com informações para 475 empresas.

Tabela 3 - Análise descritiva das variáveis Ativo Total (AT), Lucro Líquido (LL), Fluxo de Caixa Operacional (FCO), Fluxo de Caixa Livre (FCL) no período de 2010 a 2020.

Variáveis	Demonstrações	Média	Desvio Padrão	1º Quartil	2º Quartil	3º Quartil
AT	3.546	11.836,5	51.000,9	501,1	2.404,3	7.974,9
LL	3.546	293,7	2.356,5	-6,7	33,6	274,1
FCO	3.546	948,0	5.501,9	0,02	84,2	542,0
FCL	3.546	279,1	3.514,1	-33,7	5,8	190,5

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

A análise descritiva apresenta que as empresas possuem um ativo total médio de 11,8 bilhões de reais, sendo que 25% das empresas possuem AT de até 501,1 milhões de reais (1º quartil), 50% das empresas possuem AT de até 2,4 bilhões de reais (2º quartil) e 75% das empresas possuem AT de até 7,9 bilhões de reais (3º quartil).

A análise descritiva também aponta que as empresas auferiram um LL médio anual de 293,7 milhões de reais, metade das empresas auferiram um lucro médio anual de 33,6 milhões de reais e que 75% das empresas auferiram lucro anual de pelo menos 274,1 milhões de reais. Por outro lado, observa-se que 25% das empresas apresentaram lucro líquido médio negativo (prejuízo) no período do estudo, representado pelo primeiro quartil, cujo valor é de -6,7 milhões de reais.

Em relação ao FCO, foi observado um valor médio anual de 948,0 milhões de reais, evidenciando que as empresas, em média, obtiveram fluxos de caixa positivos oriundos de suas atividades operacionais. No entanto, para pelo menos 25% das demonstrações analisadas apresentaram FCO menor ou igual a 0,02 milhões de reais, número esse evidenciado pelo 1º quartil.

No que diz respeito ao FCL, foi observado um valor médio anual de 279,1 milhões de reais, indicando que, em média, as empresas apresentam saldo positivo de caixa. Essa, no entanto, não é uma realidade para pelo menos 25% das empresas que apresentam FCL negativo e que estão dentro do primeiro quartil, cujo valor é de -33,7 milhões de reais.

De acordo com as medidas exibidas na Tabela 3, pode-se observar que as variáveis LL, FCO e FCL são todas positivas, indicando que as empresas apresentam, em média, valores positivos no período estudado. No entanto, é observada grande variabilidade em torno da média, constatada pelo alto desvio padrão. Cabe ressaltar aqui, que os valores de AT, LL, FCO e FCL referem-se a valores consolidados anuais obtidos pela agregação das demonstrações trimestrais.

Outra constatação que pode ser feita a partir da análise do 1º Quartil é que pelo menos 25% das demonstrações anuais apresentadas pelas empresas possuíam LL ou FCL negativos. A partir do 2º e 3º quartis, as variáveis passam a ser todas positivas.

4.2 ANÁLISE DA CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS DE PESQUISA

A Tabela 4 apresenta a matriz de correlação de Pearson, que evidencia o grau de associação entre as variáveis abordadas no presente estudo. Por simplicidade, optou-se por exibi-la como uma matriz triangular inferior, com a omissão dos valores repetidos.

Tabela 4 - Matriz de correlação de Pearson entre as variáveis do estudo.

Variáveis	AT	LL	FCO	FCL
Ativo Total (AT)	1,00			
Lucro Líquido (LL)	0,31	1,00		
Fluxo de Caixa Operacional (FCO)	0,93	0,37	1,00	

Fluxo de Caixa Livre (FCL)	0,53	0,23	0,70	1,00
----------------------------	------	------	------	------

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

As correlações mais relevantes se dão entre FCO e AT (0,93), e entre o FCO e FCL (0,70). Também pode se observar um grau menor de associação entre o FCL e AT (0,53); LL e FCO (0,37); e LL e AT (0,31).

Considerando-se que o Fluxo de Caixa Livre é a variável alvo que está se tentando prever, a matriz de correlação evidencia que a maior associação com o FCL é obtida pelo FCO (0,70), seguida pelo AT (0,53) e pelo LL (0,23), conforme pode ser constatado na quarta linha da Tabela 4.

4.3 ANÁLISE DO LUCRO LÍQUIDO COMO PREDITOR DO FLUXO DE CAIXA

Nessa seção estão apresentados os resultados do modelo de regressão desenvolvido para verificar a capacidade do Lucro Líquido (LL em prever Fluxos de Caixa no período subsequente. A Tabela 5 apresenta o ajuste do primeiro modelo para análise da capacidade preditiva do LL em estimar o fluxo de caixa líquido futuro em todo o período estudado. Para a elaboração dessa análise de regressão foram considerados os modelos do tipo *Pooled*, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios. Após aplicação do teste F de Chow ($p\text{-valor}= 5,86.10^{-4}$), para decidir entre o modelo *Pooled* e o modelo de Efeito Fixo; aplicação do teste de Breusch e Pagan ($p\text{-valor}=5,68.10^{-86}$), para decidir entre o modelo de Efeitos Aleatórios e o modelo *Pooled*; e o teste de Hausmann ($p\text{-valor}=5,25.10^{-91}$), para realizar a decisão entre o modelo de Efeitos Fixos e o modelo de Efeitos Aleatórios, concluiu-se que o Modelo de Efeito Fixo foi superior aos demais, prosseguindo-se, então, com o modelo de Efeitos Fixos.

A

Tabela 6 apresenta em detalhe o resultado da análise de regressão com efeito fixo para o Modelo 1.

Tabela 5 - Modelo 1 – LL como preditor do FCL. A primeira linha de cada termo exibe a estimativa para o beta e intercepto, enquanto a segunda linha representa o erro padrão.

Modelo 1	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
(Intercepto)	252334,31789 *** (68502,79439)		285016,71808 ** (91351,32121)
$LL_{i,t-1}$	0,24786 *** (0,02792)	-0,13346 *** (0,02910)	0,05302 (0,02760)
Observações	2.995	2.995	2.995
Teste de Homocedasticidade	0,00000	0,00000	0,00000
Teste de Autocorrelação	0,00000	0,00000	0,00000
Teste Jarque-Bera	0,00000	0,00000	0,00000
VIF - Máximo	-	-	-
R ²	0,02566	0,00809	0,00095
R ² Ajustado	0,02534	-0,15197	0,00061
s _{ídi} os			3489109,36069
s _{id}			1295059,61962

*** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$

Modelo de Efeitos Fixos é melhor que *Pooled* pelo Teste de Chow ($p\text{-valor}= 5,86.10^{-4}$).

Modelo de Efeitos Aleatórios é melhor que *Pooled* pelo teste de Breusch e Pagan ($p\text{-valor}=5,68.10^{-86}$).

Modelo de Efeitos Fixos é melhor que Efeitos Aleatórios pelo teste de Hausmann ($p\text{-valor}=5,25.10^{-91}$).

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

Tabela 6 – Análise de Regressão com Efeitos Fixos para o Modelo 1 – LL como preditor do FCL.

Modelo 1	β	E.P. (β)*	I.C. – 95%*	Valor-p*
$LL_{i,t-1}$	-0,13346	0,3090	[-0,7388; 0,4719]	0,6660
Teste de Homocedasticidade			0,00000	
Teste de Autocorrelação			0,00000	
Teste Jarque-Bera			0,00000	
VIF - Máximo			-	
R ² Ajustado			-0.15197	

*Calculado utilizando o estimador Newey e West para a matriz de covariância.

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

A equação estimada para o Modelo 1 foi $FCL_{i,t} = \alpha_i - 0,13346LL_{i,t-1} + \varepsilon_i$. Conforme pode ser visto pelos resultados apresentados na

Tabela 6, foi identificada a presença de heterocedasticidade nos resíduos pelo teste de Breusch-Pagan (valor-p=0,00000). Também foi detectada a presença de autocorrelação através do teste de Wooldridge (valor-p=0,00000). Também foi detectada a ausência de normalidade nos resíduos através do teste de Jarque-Bera (valor-p=0,00000). Nesse sentido, para que fosse possível a obtenção de estimadores consistentes robustos à heterocedasticidade e autocorrelação, foi adotado o estimador de Newey e West (1987) para a matriz de covariância.

Os resultados apontam que não existe influência significativa (valor-p=0,6660) do Lucro Líquido (LL) do período anterior sobre o Fluxo de Caixa Livre (FCL) do exercício corrente. Também foi observado que que, para cada real de aumento no LL é esperada uma redução de -0,133 [-0,7388; 0,4719] reais no FCL.

Por fim, ao analisar-se o coeficiente R² ajustado para o modelo 1, observou-se que o LL conseguiu explicar -15,19% da variabilidade do FCL no exercício seguinte. Um coeficiente R² ajustado negativo indica que o modelo é pouco adequado aos dados que se tenta explicar. Um modelo com coeficiente R² negativo indica que o modelo apresenta um desempenho inferior ao que se obteria calculando-se a média dos dados.

4.4 ANÁLISE DO FLUXO DE CAIXA OPERACIONAL COMO PREDITOR DO FLUXO DE CAIXA

Nessa seção estão apresentados os resultados do modelo de regressão desenvolvido para verificar a capacidade do Fluxo de Caixa Operacional (FCO) em prever Fluxos de Caixa no período subsequente. A Tabela 7 apresenta o ajuste do segundo modelo para análise da capacidade preditiva do FCO para estimar o Fluxo de Caixa Líquido Futuro em todo o período estudado. Após terem sido considerados os modelos *Pooled*, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios verificou-se, pela aplicação dos testes de Chow (p-valor=1,87.10⁻⁵⁵), Breusch-Pagan (p-valor=3,69.10⁻⁶) e Hausmann (p-valor=1,67.10⁻²¹⁹), que o modelo de Efeitos Fixos apresentou evidências de ser o mais adequado aos dados coletados para o estudo.

A Tabela 8 apresenta em detalhe o resultado da análise de regressão com efeito fixo para o Modelo 2.

Tabela 7 - Modelo 2 – FCO como preditor do FCL. A primeira linha de cada termo exibe a estimativa para o beta e intercepto, enquanto a segunda linha representa o erro padrão.

Modelo 2	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
(Intercepto)	-118472,04961 *		-118472,04961 *

	(52625,02019)		(52625,02019)
$FCO_{i,t-1}$	0,48864 ***	1,44716 ***	0,48864 ***
	(0,01019)	(0,03198)	(0,01019)
Observações	2.995	2.995	2.995
Teste de Homocedasticidade	0,00000	0,00000	0,00000
Teste de Autocorrelação	0,00000	0,02947	0,00000
Teste Jarque-Bera	0,00000	0,00000	0,00000
VIF - Máximo	-	-	-
R ²	0,43448	0,44275	0,43448
R ² Ajustado	0,43429	0,35283	0,43429
s _{ídi} os			2940386,76643
s _{id}			0,00000

*** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05

Modelo de Efeitos Fixos é melhor que *Pooled* pelo Teste de Chow (p-valor=1,87.10⁻⁵⁵).

Modelo de Efeitos Aleatórios é melhor que *Pooled* pelo teste de Breusch e Pagan (p-valor=3,69.10⁻⁶).

Modelo de Efeitos Fixos é melhor que Efeitos Aleatórios pelo teste de Hausmann (p-valor=1,67.10⁻²¹⁹).

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

Tabela 8 – Análise de Regressão com Efeitos Fixos para o Modelo 2 – FCO como preditor do FCL.

Modelo 2	β	E.P. (β)*	I.C. – 95%*	Valor-p*
$FCO_{i,t-1}$	1,447158	0,3280	[0,8047; 2,0896]	0,00001
Teste de Homocedasticidade			0,00000	
Teste de Autocorrelação			0,00000	
Teste Jarque-Bera			0,00000	
VIF - Máximo			-	
R ² Ajustado			0,35283	

*Calculado utilizando o estimador Newey e West para a matriz de covariância.

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

A equação estimada para o modelo 2 foi $FCL_{i,t} = \alpha_i + 1,4471FCO_{i,t-1} + \varepsilon_i$. De acordo com os resultados apresentados na Tabela 8, foi identificada a presença de heterocedasticidade nos resíduos pelo teste de Breusch-Pagan (valor-p=0,00000). Além disso, foi verificada a presença de autocorrelação pelo teste de Wooldridge (valor-p=0,00000). Por fim, detectou-se a ausência de normalidade nos resíduos pelo teste de Jarque-Bera (valor-p=0,00000). Nesse sentido, para que fosse possível a obtenção de estimadores consistentes robustos à heterocedasticidade e autocorrelação, foi adotado o estimador de Newey e West (1987) para a matriz de covariância.

Os resultados indicam que há influência significativa (valor-p=0,00001) do Fluxo de Caixa Operacional (FCO) do período anterior sobre o Fluxo de Caixa Livre (FCL) do período corrente. Além disso, para cada real do FCO, espera-se um aumento de 1,44 [0,80; 2,08] reais no FCL. Considerando o período estudado, o FCO conseguiu explicar 35,28% da variabilidade do FCL no exercício seguinte.

4.5 ANÁLISE DO ATIVO TOTAL COMO PREDITOR DO FLUXO DE CAIXA

Nessa seção estão apresentados os resultados do modelo de regressão desenvolvido para verificar a capacidade do Ativo Total (AT) em prever Fluxos de Caixa no período subsequente. A Tabela 9 apresenta os resultados do ajuste do terceiro modelo, que tem como objetivo atestar a capacidade preditiva do Ativo Total em estimar o Fluxo de Caixa Líquido Futuro em todo o período estudado. Após terem sido considerados os modelos *Pooled*, Efeitos Fixos e Efeitos

Aleatórios aplicou-se os testes de Chow (p -valor= $2,49.10^{-43}$), Breusch-Pagan (p -valor= $3,94.10^{-1}$) e Hausmann (p -valor= $1,05.10^{-157}$) para eleger o modelo mais adequado aos dados. Os testes apresentaram evidências de que o modelo de Efeitos Fixos se apresentou superior aos demais, sendo eleito para dar continuidade ao estudo. A Tabela 8 apresenta em detalhe o resultado da análise de regressão com efeito fixo para o Modelo 3.

Tabela 9 - Modelo 3 – AT como preditor do FCL. A primeira linha de cada termo exibe a estimativa para o beta e intercepto, enquanto a segunda linha representa o erro padrão.

Modelo 3	Pooled	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
(Intercepto)	-181119,24929 ** (57294,84820)		-181119,24929 ** (57294,84820)
$AT_{i,t-1}$	0,04320 *** (0,00109)	0,15900 *** (0,00446)	0,04320 *** (0,00109)
Observações	2.995	2.995	2.995
Teste de Homocedasticidade	0,00000	0,00000	0,00000
Teste de Autocorrelação	0,00000	0,00000	0,00000
Teste Jarque-Bera	0,00000	0,00000	0,00000
VIF - Máximo	-	-	-
R ²	0,34291	0,32982	0,34291
R ² Ajustado	0,34269	0,22168	0,34269
s _{ídi} os			3118164,54544
s _{id}			0,00000

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$

Modelo de Efeitos Fixos é melhor que Pooled pelo Teste de Chow (p -valor= $2,49.10^{-43}$).

Modelo de Efeitos Fixos é melhor que Efeitos Aleatórios pelo teste de Hausmann (p -valor= $1,05.10^{-157}$).

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

Tabela 10 – Análise de Regressão com Efeitos Fixos para o Modelo 3 – AT como preditor do FCL.

Modelo 3	β	E.P. (β) [*]	I.C. – 95% [*]	Valor-p [*]
$AT_{i,t-1}$	0,1590014	0,0470	[0,0668; 0,2512]	0,0007
Teste de Homocedasticidade			0,00000	
Teste de Autocorrelação			0,00000	
Teste Jarque-Bera			0,00000	
VIF - Máximo			-	
R ² Ajustado			0,22168	

*Calculado utilizando o estimador Newey e West para a matriz de covariância.

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

A equação estimada para o Modelo 3 foi $FCL_{i,t} = \alpha_i + 0,1590AT_{i,t-1} + \varepsilon_i$. Segundo os resultados apresentados na Tabela 10, foi detectada a presença de heterocedasticidade pelo teste de Breusch-Pagan (valor-p=0,00000). A presença de autocorrelação também pôde ser verificada utilizando-se do teste de Wooldridge (valor-p=0,00000). Por fim, identificou-se a ausência de normalidade nos resíduos pelo teste de Jarque-Bera (valor-p=0,00000). Dessa forma, para tornar possível a obtenção de estimadores consistentes robustos à heterocedasticidade e autocorrelação, foi utilizado estimador de Newey e West (1987) para a matriz de covariância.

Os resultados apontam que há influência significativa (valor-p=0,0007) do Ativo Total (AT) do período anterior sobre o Fluxo de Caixa Livre (FCL) do período corrente. Além disso, para cada real do AT, espera-se um aumento de 0,159 [0,0668; 0,2512] reais no FCL. Ao

calcular-se o coeficiente R^2 ajustado para o modelo 3, observou-se que o AT conseguiu explicar 22,16% da variabilidade do FCL no exercício seguinte.

4.6 – ANÁLISE DO LUCRO LÍQUIDO, FLUXO DE CAIXA OPERACIONAL E ATIVO TOTAL COMO PREDITORES DO FLUXO DE CAIXA

Nessa seção estão apresentados os resultados do modelo de regressão desenvolvido para verificar a capacidade das variáveis Lucro Líquido (LL), Fluxo de Caixa Operacional (FCO) e Ativo Total (AT) em prever Fluxos de Caixa Líquidos no período subsequente. A Tabela 11 apresenta o ajuste do quarto modelo para análise da capacidade preditiva do FCO para estimar o Fluxo de Caixa Líquido Futuro em todo o período estudado. Após terem sido considerados os modelos *Pooled*, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios verificou-se, pela aplicação dos testes de Chow (p -valor= $1,03.10^{-93}$), Breusch-Pagan (p -valor= $4,44.10^{-5}$) e Hausmann (p -valor= $6,65.10^{-271}$), que o modelo de Efeitos Fixos apresentou evidências de ser o mais adequado aos dados coletados para o estudo.

A Tabela 12 apresenta em detalhe o resultado da análise de regressão com efeito fixo para o Modelo 4.

Tabela 11 - Modelo 4 – LL, FCO e AT como preditor do FCL. A primeira linha de cada termo exibe a estimativa para o beta e intercepto, enquanto a segunda linha representa o erro padrão.

Modelo 4	<i>Pooled</i>	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
(<i>Intercepto</i>)	-9459,31244 (52641,27287)		-9459,31244 (52641,27287)
$LL_{i,t-1}$	-0,18119 *** (0,02277)	-0,03860 (0,02188)	-0,18119 *** (0,02277)
$FCO_{i,t-1}$	0,77332 *** (0,03092)	1,10837 *** (0,03597)	0,77332 *** (0,03092)
$AT_{i,t-1}$	-0,02673 *** (0,00299)	0,08359 *** (0,00478)	-0,02673 *** (0,00299)
Observações	2.995	2.995	2.995
Teste de Homocedasticidade	0,00000	0,00000	0,00000
Teste de Autocorrelação	0,00000	0,99984	0,00000
Teste Jarque-Bera	0,00000	0,00000	0,00000
VIF - Máximo	9,57663	-	9,57663
R^2	0,45664	0,51484	0,45664
R^2 Ajustado	0,45609	0,43611	0,45609
s_idios			2879117,96527
s_id			0,00000

*** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$

Modelo de Efeitos Fixos é melhor que *Pooled* pelo Teste de Chow (p -valor= $1,03.10^{-93}$).

Modelo de Efeitos Aleatórios é melhor que *Pooled* pelo teste de Breusch e Pagan (p -valor= $4,44.10^{-5}$).

Modelo de Efeitos Fixos é melhor que Efeitos Aleatórios pelo teste de Hausmann (p -valor= $6,65.10^{-271}$).

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

Tabela 12 – Análise de Regressão com Efeitos Fixos para o Modelo 4 – LL, FCO e AT como preditor do FCL – Versão Inicial – antes de descartar os coeficientes menos significativos

Modelo 4	β	E.P. (β)*	I.C. - 95%*	Valor-p*
$LL_{i,t-1}$	-0,0386011	0,0883	[-0,2120; 0,1350]	0,6620

$FCO_{i,t-1}$	1,1083738	0,4440	[0,2380; 1,9800]	0,0126
$AT_{i,t-1}$	0,0835920	0,0354	[0,0143; 0,1530]	0,0182
Teste de Homocedasticidade			0,00000	
Teste de Autocorrelação			0,99984	
Teste Jarque-Bera			0,00000	
VIF - Máximo			-	
R ² Ajustado			0,43611	

*Calculado utilizando o estimador HC3 para a matriz de covariância.

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

Foi verificado pelo teste de Breusch-Pagan (valor-p=0,00000) a existência de heterocedasticidade, desrespeitando a premissa básica da homoscedasticidade. No entanto, pelo teste de autocorrelação de Wooldridge (valor-p=0,99984) atestou-se a ausência de autocorrelação dos resíduos. Além disso, foi verificado que os resíduos não apresentaram distribuição normal pelo teste de Jarque Bera (Valor-p=0,000). Nesse sentido, para que fosse possível a obtenção de estimadores consistentes robustos à heterocedasticidade, foi adotado o estimador HC3 de Long e Ervin (2000) para a matriz de covariância. Cabe ressaltar aqui que os estimadores HC trata-se de uma família de estimadores que vão de HC0 até HC5 e oferecem diferentes níveis de estimativas. Nesse ponto, optou-se pelo tipo HC3 por ser a recomendação dos autores Long e Ervin (2000).

A equação estimada para o Modelo 4 – Versão Inicial – foi $FCL_{i,t} = \alpha_i - 0,0386011LL_{i,t-1} + 1,1083738FCO_{i,t-1} + 0,0835920AT_{i,t-1} + \varepsilon_i$. Na regressão apresentada pelo modelo 4 – Versão Inicial, o Fluxo de Caixa Operacional se mostrou estatisticamente significativo (valor-p=0,0126), sendo que para cada real de aumento no FCO observou-se um aumento de 1,108 [0,2380; 1,9800] reais no FCL do exercício subsequente. Além disso, a variável Ativo Total também apresentou significância estatística (valor-p=0,0182), sendo que para cada real de aumento no AT observou-se 0,083 [0,0143; 0,1530] reais de aumento no FCL.

Por outro lado, o Lucro Líquido não apresentou significância estatística (valor-p=0,6620) no modelo 4 – Versão Final. Nesse caso, espera-se que para cada real de aumento no LL haja uma redução de -0,039 [-0,2120; 0,1350] no FCL do exercício subsequente. Sendo assim, o indicador R² ajustado calculado para o modelo 4 – versão inicial, indica que o Fluxo de Caixa Operacional, o Ativo Total e o Lucro Líquido nos períodos correntes conseguem explicar 43,61% da variabilidade do Fluxo de Caixa Líquido em exercícios seguintes.

Através do método de seleção de variáveis *Backward*, que consiste em retirar iterativamente a variável de maior valor-p até que restem apenas variáveis significativas no modelo, observou-se que o LL possuía um alto valor-p (0,6620) quando considerado o nível de significância de 5%. Prosseguiu-se então com a remoção dessa variável e o ajuste de um novo modelo, cujos resultados estão apresentados na Tabela 13.

Tabela 13 – Análise de Regressão com Efeitos Fixos para o Modelo 4 – FCO e AT como preditor do FCL – Versão Final – após descartar os coeficientes menos significativos.

Modelo 4	β	E.P. (β)*	I.C. – 95%*	Valor-p*
$FCO_{i,t-1}$	1,0933111	0,4460	[0,2190; 1,9700]	0,01430
$AT_{i,t-1}$	0,0866595	0,0324	[0,0232; 0,1500]	0,00746
Teste de Homocedasticidade			0,00000	
Teste de Autocorrelação			0,85147	
Teste Jarque-Bera			0,00000	
VIF - Máximo			-	
R ² Ajustado			0,43565	

*Calculado utilizando o estimador HC3 para a matriz de covariância.

Fonte: elaborada a partir dos dados da pesquisa (2021).

A equação ajustada para o modelo 4 – Versão Final – foi $FCL_{i,t} = \alpha_i + 1,0933FCO_{i,t-1} + 0,0866AT_{i,t-1} + \varepsilon_i$. Como pode ser percebido, o novo modelo ajustado apresenta apenas as variáveis significativas FCO e AT. Pelo teste de Breusch-Pagan é possível perceber a presença de heterocedasticidade (valor-p=0,00000). Por outro lado, apesar do valor do teste de autocorrelação de Wooldridge ter sido reduzido de 0,99984 para 0,85147, esse ainda permanece pouco significativo, indicando a ausência de autocorrelação. O teste de Jarque-Bera indica que os resíduos não apresentam distribuição normal (valor-p=0,00000). Sendo assim, para obter estimadores consistentes para os erros-padrões na presença de heterocedasticidade, utilizou-se novamente o estimador HC3 de Long e Ervin (2000) para a matriz de covariância.

A regressão apresentada na versão final do modelo 4, exibida na Tabela 13, indica que há influência significativa do Fluxo de Caixa Operacional (valor-p=0,0143) sobre o Fluxo de Caixa Líquido no período subsequente, sendo que para cada real que o FCO variar no período corrente espera-se uma variação de 1,093 [0,22; 1,97] reais no FCL do período seguinte. Além disso, também foi possível observar que o Fluxo de Caixa Líquido também recebe influência significativa do Ativo Total (valor-p=0,00746) do exercício anterior, sendo essa de 0,087 [0,0232; 0,1500] reais de variação no FCL para cada real que variar no AT.

Por fim, o indicador R^2 ajustado indica que o Fluxo de Caixa Operacional e o Ativo Total nos períodos correntes conseguem explicar 43,56% da variabilidade do Fluxo de Caixa Líquido em exercícios seguintes. Importante ressaltar aqui que o coeficiente R^2 ajustado se manteve no mesmo patamar entre os modelos 4 versões inicial (R^2 ajustado=43,61%) e final (R^2 ajustado=43,56%), indicando que a remoção da variável LL pelo método de seleção *Backward* produziu um modelo mais simples e com o mesmo poder explicativo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve por objetivo a verificação da capacidade preditiva do Lucro Líquido (LL), Fluxo de Caixa Operacional (FCO) e Ativo Total (AT) em prever fluxos de caixa futuros, representado no âmbito desse trabalho pelo Fluxo de Caixa Líquido (FCL). Para isso, tomou-se como base uma amostra de dados de demonstrações contábeis de empresas de capital aberto negociadas na B3 no período compreendido entre 2010 e 2020.

Como forma de atestar a capacidade preditiva do LL, FCO e AT, foram desenvolvidos quatro modelos de regressões, dos quais três atestavam a capacidade individual, e um quarto modelo, a capacidade conjunta das variáveis em prever o FCL no exercício seguinte.

Para isso, aplicou-se análises de regressão com dados em painel explorando modelos do tipo *pooled*, com efeitos fixos e com efeitos aleatórios. Para escolher entre os modelos *pooled* e de efeitos fixos, utilizou-se o teste F de Chow; para escolher entre os modelos *pooled* e de efeitos aleatórios, utilizou-se o teste de Breusch e Pagan (1980); e, para escolher entre o modelo de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios, utilizou-se o teste de Hausman (1978). Como primeira conclusão desse trabalho, através do uso desses testes percebeu-se que os modelos com efeitos fixos se mostraram os mais adequados em todos os quatro modelos considerados.

No que se refere à capacidade preditiva das variáveis escolhidas, pôde-se verificar que o FCO (valor-p=0,01430) e o AT (valor-p=0,00746) possuem influência significativa no FCL do exercício seguinte. Por outro lado, observou-se que o LL não apresentou significância estatística no modelo em que foi testado como única variável preditora (valor-p=0,6660) e nem no modelo que aparece em conjunto com outras variáveis (valor-p=0,6620). Apesar do Ativo Total ter sido incluído no modelo como uma variável *proxy* para o tamanho da empresa, esse se mostrou mais significativo em prever o FCL futuro do que o próprio lucro líquido.

Os resultados apresentados aqui corroboram os estudos de Bowen, Burgstahler e Daley (1986), Barth, Cram e Nelson (2001), Lev, Li e Sougiannis (2005) e Lustosa e Santos (2007),

denotando que o FCO é significativo na previsão do Fluxo de Caixa Livre (FCL). Além disso, esses resultados divergem dos que foram encontrados por Carpio (2018) para o período pós adoção do IFRS, onde foi apresentada influência pouco significativa do FCO na previsão do FCL para exercícios seguintes. Essas diferenças podem ser explicadas por divergências no tamanho das amostras, que no presente trabalho encontrou-se mais representativa, e nos modelos adotados, onde aqui fez-se uma exploração prévia de modelos do tipo *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios.

Através desta pesquisa pretende-se contribuir para pesquisas futuras relacionadas ao *value relevance* e ao poder preditivo das informações contábeis, tema que é pouco explorado ao longo do curso de Ciências Contábeis, mas que possui muitas aplicações no mercado. Além disso, esse estudo soma-se a outros estudos que também encontraram evidências do poder preditivo do FCO em prever fluxos de caixa futuros, como é o caso dos trabalhos de Lustosa e Santos (2007) e Machado, Silva Filho e Callados (2014). Nesse sentido, faz-se importante existirem trabalhos independentes que atestem a capacidade preditora das variáveis, pois, conforme estudado por Carpio (2018), algumas variáveis preditoras tiveram impacto em seu poder preditivo após a adoção das IFRS.

Esse trabalho é, portanto, mais uma evidência da relevância das informações contábeis e seu poder preditivo, sobretudo após a adoção das normas contábeis às IFRS. Nesse sentido, seria natural questionar se os modelos aqui apresentados poderiam ser aprimorados através da exploração de outros tipos de modelos e da inclusão de novas variáveis.

REFERÊNCIAS

- ASSAF NETO, A. **Estrutura e Análise de Balanços: Um Enfoque Econômico-Financeiro**. 11. ed. São Paulo: Atlas, 2015.
- BARTH, M. E.; CRAM, D. P.; NELSON, K. K. Accruals and the prediction of future cash flows. **The Accounting Review**, [Sarasota], v. 76, n. 1, p. 27-58, 2001. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=194931>. Acesso em: 9 out. 2021.
- BOWEN, R. M.; BURGSTHALER, D.; DALEY, L. A. Evidence on the relationships between earnings and various measures of cash flow. **The Accounting Review**, [Sarasota], v. 61, n. 4, p. 713-725, 1986.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using Stata**. College Station: Stata Press, 2009.
- CARPIO, G. B. **Value relevance e capacidade preditiva da DFC: um estudo no período pré e pós IFRS no Brasil**. 2018. 118f. Dissertação (Mestrado em Controladoria e Contabilidade) – Programa de Pós Graduação em Controladoria e Contabilidade da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre. 2018.
- COMITÊ DE PRONUNCIAMENTOS CONTÁBEIS. **Pronunciamento Técnico CPC 00: Estrutura Conceitual para a Elaboração e Apresentação das Demonstrações Contábeis**. Brasília, DF: 11 jan. 2008. Disponível em: <<http://www.cpc.org.br>>. Acesso em: 01 set. 2021.
- CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE. **Resolução nº 1.296/10, de 17 de setembro de 2010**. Aprova a NBC TG 03 – Demonstração dos Fluxos de Caixa. Disponível em: <[http://www1.cfc.org.br/sisweb/SRE/docs/NBCTG03\(R3\).pdf](http://www1.cfc.org.br/sisweb/SRE/docs/NBCTG03(R3).pdf)>. Acesso em: 11 out. 2021.
- DECHOW, P. M. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals. **Journal of Accounting and Economics**, [S.l.], v. 18, n. 1, p. 3-42, 1994. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165410194900167>>. Acesso em 17 set. 2021.
- DECHOW, P. M.; KOTHARI, S. P.; WATTS, R. L. The relation between earnings and cash flows. **Journal of Accounting and Economics**, [S.l.], v. 25, n. 2, p. 133-168, 1998. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165410198000202>>. Acesso em: 17 set. 2021.
- FINGER, C. The ability of earnings to predict future earnings and cash flow. **Journal of Accounting Research**, [Chicago], v. 32, n. 2, p. 210-223, 1994. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2491282> doi:1>. Acesso em 11 out. 2021.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HENDRIKSEN, E. S., VAN BREDA, M. F. **Teoria da Contabilidade**. São Paulo: Atlas, 1999.

JEMÂA, O. B.; TOUKABRI, M.; JILANI, F. The examination of the ability of earnings and cash flow in predicting future cash flows: Application to the Tunisian context. **Accounting and Finance Research**, [S.l.], v. 4, n. 1, p. 1, 2015.

LEV, B.; LI, S.; SOUGIANNIS, T. **Accounting estimates: pervasive, yet of questionable usefulness**. Working Paper, New York University, New York, 2005.

LONG J. S., ERVIN L. H. (2000). **Using Heteroscedasticity Consistent Standard Errors in the Linear Regression Model**. *The American Statistician*, 54, 217–224.

LUSTOSA, P. R. B.; SANTOS, A. D. Importância relativa do ajuste no fluxo de caixa das operações para o mercado de capitais brasileiro. In: **Congresso USP de Controladoria e Contabilidade**, 6., 2006, São Paulo. Disponível em: <<http://www.congressousp.fipecafi.org/web/artigos62006/400.pdf>> Acesso em: 13 out. 2021.

LUSTOSA, P. R. B.; SANTOS, A. D. Poder relativo do lucro contábil e do fluxo de caixa das operações para prever fluxos de caixa futuros: um estudo empírico no Brasil. **Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade**, v. 1, n. 1, p. 39-58, 2007. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/4416/441642760005.pdf> Acesso em: 10 out. 2021.

MACHADO, M. A. V; SILVA FILHO, A. C. da C.; CALLADOS, A. L. C. O processo de convergência às IFRS e a capacidade do lucro e do fluxo de caixa em prever os fluxos de caixa futuro: evidências no mercado brasileiro. **Revista de Contabilidade e Organizações**. São Paulo, v. 8, n. 21, p. 4-13, 2014.

MARTINS, V. G.; OLIVEIRA, A. S. de. Análise da relação entre a relevância dos fluxos de caixa da DFC e o desenvolvimento do mercado de capitais: um estudo comparativo entre Brasil e Estados Unidos. **REUNA**, Belo Horizonte, v. 18, n. 2, p. 45-64, 2013.

MARTINS, E.; GELBCKE, E.; SANTOS, A. D.; IUDÍCIBUS, S. D. *et al.* **Manual de Contabilidade Societária**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2013.

NEWKEY, W. K.; WEST, K.D. **A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix**. *Econometrica*, 55(3), 703–08. 1987.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2nd ed. Cambridge: Mit Press, 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 4. ed. São Paulo: CENGAGE Learning, 2011.

ZANOLLA, E.; GARTNER, I. R.; SILVA, C. A. T. Indicadores de Liquidez e o Fluxo de Caixa Operacional: Um Estudo nas Empresas Brasileiras de Capital Aberto. **Contabilidade, Gestão e Governança**. Brasília, v. 17, n. 2, p. 137-151, mai./ago., 2014.