



Revista Universo Contábil, ISSN 1809-3337
Blumenau, v. 14, n. 4, p. 93-114, out./dez., 2018

doi:10.4270/ruc.2018429
Disponível em www.furb.br/universocontabil



ANÁLISE DO IMPACTO DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS NO DESEMPENHO FINANCEIRO E ENDIVIDAMENTO DE EMPRESAS LISTADAS NA B3¹

ANALYSIS OF THE IMPACT OF MACROECONOMIC VARIABLES ON THE FINANCIAL PERFORMANCE AND INDEBTEDNESS OF COMPANIES LISTED ON B3

ANÁLISIS DEL IMPACTO DE VARIABLES MACROECONÓMICAS EN EL DESEMPEÑO FINANCIERO Y EL ENDEUDAMIENTO DE EMPRESAS LISTADAS EN LA B3

Simone Evangelista Fonseca

Doutoranda em Administração pela Universidade Federal de Minas Gerais
Endereço: Av. Antônio Carlos, 6627 - Pampulha,
CEP 31270 - 901, Belo Horizonte – MG - Brasil
E-mail: simone_fonseca16@hotmail.com
Telefone: (31) 3409 - 7050

Andréia de Oliveira Santos

Doutoranda em Administração pela Universidade Federal de Minas Gerais
Professora do Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais
Endereço: Av. Amazonas, 7675 - Nova Gameleira,
CEP: 30510-000, Belo Horizonte – MG - Brasil
E-mail: andreiasantos@cefetmg.br
Telefone: (31) 3319-6722

Marcos Vinicius Lopes Pereira

Doutorando em Administração pela Universidade Federal de Minas Gerais
Professor da Universidade Federal de São João del-Rei
Endereço: Rod. MG 443, km 7 – Campus Alto Paraopeba
CEP: 36420-000, Ouro Branco – MG – Brasil
E-mail: marcos.vinicius@ufsj.edu.br
Telefone: +55 31 3749-7309

Marcos Antônio de Camargos

Doutor em Administração pela Universidade Federal de Minas Gerais
Professor da Universidade Federal de Minas Gerais e da Faculdade IBMEC de Minas Gerais
Endereço: Av. Antônio Carlos, 6627, Gabinete 4063 – Pampulha
CEP: 31270 – 901, Belo Horizonte – MG – Brasil
E-mail: marcosac@face.ufmg.br
Telefone: (31) 3409 - 7252

¹ Artigo recebido em 04/03/2018. Revisado por pares em 29/03/2019. Reformulado em 21/04/2019. Recomendado para publicação em 25/04/2019 por Tarcísio Pedro da Silva. Publicado em 13/05/2019. Organização responsável pelo periódico: FURB.

RESUMO

O estudo teve como objetivo analisar se há relação estatística significativa entre as variáveis macroeconômicas (Selic, Inflação e Câmbio) defasadas e os indicadores de rentabilidade e endividamento de 191 empresas brasileiras de capital aberto, no período de janeiro de 1996 a dezembro de 2018. Para realização foram utilizados testes e indicadores estatísticos paramétricos e não paramétricos na análise das variáveis e modelos, constatando-se que a melhor modelagem consistiu em Séries Temporais, em que se aplicou o modelo de GMM System (*Generalized Momentums Method*) de Blundell e Bond (1998). Os resultados apontaram validade de todos os instrumentos defasados e impactos estatisticamente significativos da Selic sobre endividamento e da Inflação e do Câmbio tanto sobre rentabilidade quanto sobre endividamento das empresas abordadas. Contudo, dentre os modelos sistêmicos, o modelo com base no lucro por ação e endividamento total das empresas apresentaram melhor poder explicativo, do que os pares retorno e endividamento sobre capital próprio, sujeitos ao contexto macroeconômico. Além disso, a Inflação não apresentou influência estatisticamente significativa sobre rentabilidade e endividamento empresarial.

Palavras-chave: Rentabilidade; Endividamento; Variáveis Macroeconômicas.

ABSTRACT

The study had as objective to analyze if there is a significant statistical relationship between the lagged macroeconomic variables (Selic, Inflation and Exchange) and the indicators of profitability and indebtedness of 191 Brazilian publicly traded companies, from January 1996 to December 2018. In order to do so, we used parametric and non-parametric statistical tests and indicators in the analysis of the variables and models. It was verified that the best modeling consisted of Time Series, in which the GMM System (*Generalized Momentums Method*), model of Blundell and Bond (1998). The results pointed to the validity of all the lagged instruments and statistically significant impacts of Selic on indebtedness and, Inflation and Exchange on both profitability and indebtedness of the companies. However, among the systemic models, the model based on earnings per share and total corporate indebtedness of companies presented better explanatory power, than the pairs return and indebtedness on own capital, subjected to the macroeconomic context. In addition, Inflation did not present a statistically significant influence on profitability and corporate indebtedness.

Keywords: Profitability; Indebtedness; Macroeconomic Variables.

RESUMEN

El estudio tuvo como objetivo analizar si hay relación estadística significativa entre las variables macroeconómicas (Selic, Inflación y Cambio) defasadas y los indicadores de rentabilidad y endeudamiento de 191 empresas brasileñas de capital abierto, en el período de enero de 1996 a diciembre de 2018. Para la realización se utilizaron pruebas e indicadores estadísticos paramétricos y no paramétricos en el análisis de las variables y modelos, constatando que el mejor modelado consistió en Series Temporales, en que se aplicó el modelo de GMM System (*Generalized Momentums Method*) de Blundell y Bond (1998). Los resultados apuntaron validez de todos los instrumentos defasados e impactos estadísticamente significativos de la Selic sobre endeudamiento y, de la Inflación y del Cambio sobre rentabilidad y endeudamiento de las empresas abordadas. Sin embargo, entre los modelos sistêmicos, el modelo basado en el beneficio por acción y el endeudamiento sobre el capital total de las empresas presentaro mejor poder explicativo, que los pares retorno y endeudamiento sobre el capital propio, sujetos al contexto macroeconómico. Además, la Inflación no tuvo una influencia estadísticamente significativa sobre la rentabilidad y el endeudamiento empresarial.

Palabras clave: Rentabilidad; Endeudamiento; Variables Macroeconómicas.

1. INTRODUÇÃO

Os indicadores macroeconômicos brasileiros vivenciaram um período de estabilidade a partir da segunda metade da década de 1990, após um período de instabilidade (hiperinflação). As políticas macroeconômicas do país foram revisadas e resultaram na implantação de diversas mudanças, com destaque para o Plano Real, o regime de metas de inflação, a vigência da Lei de Responsabilidade Fiscal e a redução da relação dívida versus Produto Interno Bruto (PIB); e no quadro regulatório a aprovação do Anexo IV por meio da Resolução nº 1.832 do Conselho Monetário Nacional.

Com o passar dos anos, observou-se uma forte consolidação do sistema bancário (espinha dorsal do Sistema Financeiro Nacional – SFN). De um lado o Banco Nacional de Desenvolvimento (BNDES) orientado para as operações de crédito de longo prazo e, de outro, uma vasta e diversificada rede de instituições financeiras orientadas para as operações de curto e médio prazo, com destaque para os bancos privados (OLIVEIRA, 2015).

A atuação mais consistente do Comitê de Política Monetária (COPOM), o Banco Central (BACEN) passou a equacionar melhor a taxa básica de juros da economia, na intenção de promover o crescimento do país e de estimular o consumo. Tal realidade impulsionou o crescimento da atividade econômica com taxas superiores a 5 pontos percentuais nos anos de 2007 e 2008 (IBGE, 2010).

As medidas permitiram o aprimoramento das condições necessárias ao crescimento econômico sustentável, além de tornar o mercado de capitais mais atrativo aos investidores estrangeiros (GRÔPPO, 2005; SILVA; CORONEL, 2012; LEITE; COSTA; MONTE, 2012). Em contrapartida, a insegurança quanto às condições macroeconômicas e a estrutura financeira, fez com que a capitalização via mercado de capitais no Brasil apresentasse risco mais elevado, quando comparado com outros países. Como consequência, os ativos negociados na B3 (Brasil, Bolsa, Balcão – bolsa de valores oficial do Brasil) tornaram-se mais vulneráveis às condições econômicas adversas, sejam elas internas ou externas.

As empresas e o mercado de capitais brasileiro vivenciaram um momento favorável de 2004 até o primeiro semestre de 2008, com expansão do consumo, aumento do número de empresas abrindo capital, aumento do volume de investimento e do preço das *commodities*. Contudo, o estouro da bolha imobiliária dos EUA, no mesmo ano, prejudicou a economia brasileira (IPEA, 2010), fazendo-a entrar em um longo período de recessão, iniciado no último semestre de 2008, que se estendeu durante o ano de 2009 (MATIAS-PEREIRA, 2009) e ainda exerce influência sobre o mercado brasileiro. Período marcado pela desaceleração da exportação das indústrias e do comércio (redução de 16%) (LOPES et al., 2016).

Por outro lado, Oliveira, Macedo e Corrar (2011) enfatizam que o Brasil poderia ser considerado como protegido da crise financeira, devido a solidez bancária, advinda de uma supervisão mais afinada dos órgãos reguladores. Contudo, se não fosse a ação preventiva dos bancos públicos e a intervenção dos órgãos reguladores, a retratação da economia brasileira ao final de 2008 teria sido mais dramática (FREITAS, 2009).

A partir da crise de 2012, entendeu-se que medidas anticíclicas não eram as mais adequadas e que medidas restritivas, que levassem ao maior equilíbrio financeiro, poderiam ser as mais relevantes. De acordo com os dados do IBGE (2015), a economia brasileira recuou 0,6% no segundo trimestre em 2014 e o PIB ficou negativo por dois semestres consecutivos. Quadro este que acabou se perpetuando por todo o ano de 2015 e 2016.

Em 2015, a crise econômica foi acirrada pela crise política. O ambiente político incerto, levou a uma piora das expectativas dos agentes econômicos, agravando ainda mais a recessão da economia, com redução do consumo, do investimento e do PIB e com aumento de impostos e juros. Como consequência disso, a avaliação das condições de pagamento do país piorou, culminando com a perda do grau de investimento pelas três principais agências de classificação

de risco, Standard & Poor's, Fitch e Moody's, respectivamente em setembro e dezembro de 2015 e fevereiro de 2016.

O país vivencia um desaquecimento econômico, elevadas taxas de juros, elevado nível de desemprego, redução da confiança dos investidores, redução da demanda por créditos e adoção de critérios de concessão mais conservadores pelas instituições financeiras. Tal realidade contribuiu para redução da taxa de crescimento da carteira de crédito do SFN, sem mencionar a desaceleração do crescimento econômico, a deterioração das condições de financiamento e a redução dos preços das matérias-primas (BACEN, 2015).

Por outro lado, as diferentes percepções acerca do risco, por parte dos investidores, que tendem a ser mais racionais, uma vez que os fluxos de mercado sofrem influências de fatores macroeconômicos - uma relação de causalidade e exogeneidade do Ibovespa, da Selic, do câmbio e do risco país no Brasil (NUNES; COSTA JR.; MEURER, 2005; SOUZA; MARCON, 2007; BASTOS et al., 2009; FRAZEN et al., 2009; REIS; MEURER; SILVA, 2010; SANVICENTE, 2014; LOCAN; CALDEIRA, 2015).

A exposição da moeda nacional a ataques especulativos que exigiram atitudes intervencionistas por parte do BACEN, desviando-se de sua principal atribuição que é prover as condições necessárias para a viabilidade do processo de desenvolvimento econômico do país - mostram a importância de estudar as variáveis macroeconômicas confrontando-as com diversos fatores ligados ao retorno de ativos (SHAMSUDDIN; KIM, 2003; PANETTA, 2002; GRÔPPO, 2005, 2006; CALLADO et al., 2010) e comportamento do mercado de ações (HIDALGO, 2000; ARAÚJO; BASTOS, 2008).

Partindo-se da premissa de que as políticas macroeconômicas guardam relação estreita com o mercado de ações e que variações nessas políticas podem promover resultados diferentes daqueles esperados, alteram expectativas e influenciam a tomada de decisão dos agentes econômicos e investidores no mercado (BLANCHARD, 1981; CAMPBELL, 1993), a indagação que norteia este estudo é: *quais variáveis macroeconômicas dentre Selic, Câmbio e Inflação explicam variações na rentabilidade e no endividamento de empresas brasileiras de capital aberto?* Assim, o objetivo consiste em identificar quais variáveis macroeconômicas e analisar possíveis impactos das mesmas sobre a rentabilidade e o endividamento de empresas não financeiras de capital aberto do mercado brasileiro, considerando o período de 1996 a 2018.

Desta forma, o impacto causado pelas variáveis macroeconômicas no desempenho empresarial e no preço dos ativos negociados em bolsa, pode ser observado com maior ou menor intensidade, dependendo da variável analisada e de suas interações (BJØRNLAND; LEITEMO, 2009). A pesquisa vem assim, se associar a outras da literatura nacional que identificaram a influência das variáveis macroeconômicas no desempenho das empresas de capital aberto brasileiras (NUNES; COSTA JR.; MEURER, 2005; FRANZEN et al., 2009; REIS; MEURER; SILVA, 2010; GARTNER, 2012; GUERRA; ORNELLAS, 2014; BARBOSA; CAMÊLO; CUSTÓDIO, 2016), com o diferencial de propor –ainda uma aplicação contemporânea de modelagem, dados em painel dinâmico com método de GMM (*Generalized Momentums Method*) de Blundell e Bond (1998) para essa empreitada.

O artigo se encontra estruturado em cinco seções a partir dessa introdução. A segunda seção apresenta o referencial teórico suporte à pesquisa empírica apresentada. Nas terceira e quarta seções são, respectivamente, apresentadas a metodologia e análise dos resultados. Na quinta seção encerra-se a pesquisa com as considerações finais, seguidas das referências.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O comportamento dos retornos das ações tem sido observado e analisado tanto por pesquisadores acadêmicos quanto por profissionais que atuam no âmbito de diversos mercados acionários. Em função desse comportamento, a Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM) foi largamente testada ao longo das últimas décadas.

Uma ampla revisão sobre os principais aspectos teóricos e empíricos relacionadas à essa temática foi elaborada por Fama (1970), para o qual um mercado é considerado eficiente quando todas as informações disponíveis estão totalmente refletidas nos preços das ações e sua operacionalização reflita sua eficiência e equilíbrio. No entanto, essa premissa não se efetiva, conforme constataram Sadique e Silvapulle (2001). Outro aspecto ressaltado consiste nas discrepâncias existentes entre mercados ao redor do mundo, seja em função do número de participantes, volumes financeiros transacionados, custos de transação, *status* – mercados desenvolvidos ou não-desenvolvidos (MURADOGLU; TASKIN; BIGAN, 2000).

Na literatura existente, não se apresenta uma caracterização clara sobre aspectos descritivos internos e externos inerentes ao comportamento do retorno das ações, nem sua implicação sobre a eficiência de mercado. As probabilidades dos retornos podem estar associadas a diversos fatores, tais como os riscos de um empreendimento, riscos legais, de imagem e de crédito, a fatores macroeconômicos influenciados por decisões políticas e econômicas, tais como a estabilidade da moeda e a inflação (NELSON, 1976; FAMA, 1990; GRÔPPO, 2005; CECHETTI, 2008), como também de notícias relevantes à economia e às empresas (GUERRA; ORNELLAS, 2014)

A identificação dos fatores macroeconômicos que influenciam o retorno das ações ainda é um desafio para acadêmicos e profissionais que atuam no mercado acionário (FISCHER; MERTON, 1984; IBRAHIM; AZIZ, 2003; GRÔPPO, 2005). Dentre as variáveis macroeconômicas que têm sido relacionadas ao retorno das ações (Ibovespa) e ao comportamento dos investidores destacam-se a Selic, o câmbio e o risco país (NUNES; COSTA JR.; MEURER, 2005; GRÔPPO, 2006; SOUZA; MARCON, 2007; BASTOS et al., 2009; FRAZEN et al., 2009; REIS; MEURER; SILVA, 2010; SANVICENTE, 2014; LOCAN; CALDEIRA, 2015).

2.1 Revisão da Literatura Empírica

Ao buscar analisar a influência de variáveis macroeconômicas sobre o desempenho do mercado de ações brasileiro, evidenciando a relação entre o Produto Interno Bruto (PIB), taxa de juros Selic, câmbio e inflação, *spread* do C-Bond (título de dívida pública externa) e os retornos médios de mercado com o Ibovespa, pautando-se em dados mensais com corte transversal de janeiro de 1995 a dezembro de 2004, Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005) apontam que as variações futuras no nível de atividade do país podem ser antecipadas pela inflação (hipótese de *proxy effect*). Contudo, não apontam a grandeza dessa antecipação, não evidenciam o mercado acionário funcionando como um *hedge* perfeito contra a inflação esperada (hipótese fisheriana modificada). Por outro lado, os autores constatam a influência da taxa de juros sobre os movimentos do mercado (hipótese de causalidade reversa).

De acordo com Franzen et al. (2009) o fluxo de investimento no mercado acionário brasileiro sofre impacto das variações apresentadas pelo Ibovespa, taxa Selic, variação cambial e risco país. Existe uma relação de causalidade e exogeneidade (ausência de correlação de variáveis com resíduos) entre as variáveis.

O estudo avaliou relações entre a participação do capital estrangeiro na B3, os retornos do índice Ibovespa, Selic, variação no risco país e retornos do índice MSCI World (indicador de desempenho médio de mercados desenvolvidos), com dados mensais no período de 1995 a 2005. Constataram que os retornos defasados são fundamentais na decisão de investimento, que há saída de investidores estrangeiros do mercado doméstico diante a valorização do real perante o Dólar, não sendo realizado um *hedge* completo com relação ao risco cambial. Além disso, os investidores também apresentaram aversão ao risco país, sobretudo, ante as boas expectativas com base na Selic defasada em seis meses - o aumento de juros segue a queda de inflação e a melhoria no desempenho empresarial. Apesar das variáveis comporem um modelo robusto em

termos de exogeneidade, mesmo não é apropriado para sustentar, teoricamente, formulações políticas e nem previsões acerca do mercado (FRANZEN et al., 2009).

Já o estudo de Guerra e Ornellas (2014) apresentam um modelo matemático para estimação da variação do lucro das empresas diante a influência de variáveis macroeconômicas e notícias relevantes ao contexto. Os autores selecionaram empresas do segmento bancário, siderúrgico e de matéria prima que em conjunto carregam mais de 50% da composição do Ibovespa, constatando que as variáveis e notícias apresentam alto poder explicativo sobre os lucros (GUERRA; ONERLLAS, 2014).

Gartner (2012) avaliou o impacto das divulgações da taxa Selic sobre o preço de ações de empresas do segmento bancário no período de 2004 a 2011, abrangendo 70 datas de divulgação na análise do preço de 18 empresas do segmento bancário. Comparando os retornos esperado e realizado, o estudo ressalva o impacto da Selic sobre o mercado, sem incorporação instantânea, e conclui existência de retornos anormais acumulados após a divulgação, entretanto, sem afirmar a direção (GARTNER, 2012)

Na avaliação do desempenho do mercado acionário brasileiro, Nunes e Silva (2009) investigaram a ocorrência de bolhas mediante o comportamento racional do investidor na busca da maximização da utilidade. A partir da análise de cointegração no comportamento do Ibovespa, identificaram que elas ocorrem em razão de fatores extrínsecos em detrimento a aspectos intrínsecos não lineares da relação entre preços e dividendos de ações, reforçando impactos de variáveis macroeconômicas sobre o desempenho e não identifica a cointegração.

Existe uma forte correlação entre taxa de câmbio, risco país e fluxo de investimento estrangeiro no mercado de capitais do Brasil (REIS; MEURER; SILVA, 2010). Os autores avaliaram a causalidade reversa entre variáveis, constatando que câmbio e risco país influenciam significativamente o mercado acionário brasileiro em razão do impacto exercido sobre os fluxos de investimento estrangeiro. Essas variáveis explicaram boa parte da variação dos retornos mensais das ações do Bovespa no período de 1995 a 2005. Há relação positiva entre as entradas de capital estrangeiro e o retorno das ações, além disso, mudanças cambiais e de risco país apresentaram correlação negativa com os retornos das ações do índice, embora, os resultados não tenham sido fortes o suficiente para apontar causalidade reversa entre as variáveis (REIS; MEURER; SILVA, 2010).

Ülkü e Demirci (2012) constataram que, a aversão e a tolerância ao risco por parte dos investidores em nível mundial consistem em determinantes dos fluxos de investimento em países com déficits e torna mais claro e evidente a interação existente entre mercado acionário e taxas de câmbio. O movimento do mercado mediante circulação instantânea do câmbio advém do tamanho do mercado acionário, da dependência da economia doméstica do capital estrangeiro, da velocidade na reação à informação macroeconômica. Os efeitos da taxa de câmbio se distinguem entre países desenvolvidos e emergentes. A taxa em países emergentes serve de previsão para reversão de mercado a nível mundial (ÜLKÜ; DEMIRCI, 2012).

Quando o investidor compra ativos de um país dentro e fora do território, tende a ter percepções distintas do risco desse ativo, mesmo investindo na renda fixa. O estudo de Barbosa e Meurer (2015) explora a relação com observação dos fluxos de investimento estrangeiro em carteiras, títulos de renda fixa, ações dentro e fora do país, juros e câmbio por meio de vetores autoregressivos estruturais. Os resultados apontam que o investidor não realiza um *hedge* completo, realizam substituição entre ativos e as variações de rentabilidade impulsionam a reação do investidor. Além disso, há indícios de maior propensão ao risco quando o investidor negocia dentro do país (BARBOSA; MEURER, 2015).

Além da influência dos retornos e câmbio, esse fluxo também é impactado pelos excessos de volatilidade no mercado acionário (ELY, 2015). De acordo com o autor ainda há uma transmissão de média e volatilidade de retornos entre os mercados de ações e cambial. A proporção e fluxo de capital estrangeiro na economia de países emergentes também são

percebidos em termos da proporção de empresas exportadoras no país e na decisão ou não por parte dos investidores em reinvestir os lucros obtidos no mercado de ações no de renda fixa. Essa transmissão de volatilidade entre mercados de ações e câmbio justifica a inclusão do risco cambial nas análises de investimento (ELY, 2015).

Outros determinantes da alocação de capital estrangeiro no mercado acionário brasileiro consistem no risco país, taxas de juros local e externa, bem como o desempenho recente do mercado (GONÇALVES JR.; EID JR., 2016). A alocação de recursos estrangeiros no mercado brasileiro é significativa, promove a liquidez e afeta a demanda por ativos do mercado doméstico, o que conseqüentemente, favorece a captação e pode reduzir o custo médio ponderado de capital para empresas de capital (GONÇALVES JR.; EID JR., 2016). Ainda de acordo com os autores, para o investidor que já possui ativos no mercado doméstico, espera-se ainda uma relação positiva entre novas aquisições e a taxa de câmbio, sendo o mercado externo e os juros locais determinantes robustos para novos investimentos.

3. METODOLOGIA

A pesquisa se caracteriza em descritiva quanto ao objetivo, quantitativa com relação à abordagem de dados e *ex-post-facto* em termos de procedimento e realidade passada e inalterável dos dados (CRESWELL, 2007; GIL, 2008).

As unidades de estudo são as companhias brasileiras de capital aberto com ações listadas na B3, com a exclusão das instituições financeiras em razão das especificidades do balanço patrimonial desse segmento de empresas. As unidades de observação dos dados se constituíram dos demonstrativos financeiros das empresas.

De um total de 552 ativos negociados em bolsa que representam empresas brasileiras de capital aberto, foram excluídas 361 ativos, dentre financeiros em função de peculiaridades no balanço patrimonial, empresas com dados duplicados em função dos múltiplas ações negociadas e empresas com dados faltantes que inviabiliza a análise de evolução temporal. A amostra final foi composta por 191 ativos referentes a empresas distintas com dados disponíveis por mais de cinco anos (20 trimestres), essas empresas se distribuem dentre dez setores econômicos e a proporção está descrita na tabela 1.

Tabela 1- Composição da amostra

Setor	Quantidade	Porcentagem
Bens Industriais	39	20%
Consumo Cíclico	51	27%
Consumo não Cíclico	15	8%
Materiais Básicos	21	11%
Petróleo, Gás e Biocombustíveis	5	3%
Saúde	9	5%
Tecnologia da Informação	5	3%
Telecomunicações	2	1%
Utilidade Pública	44	23%
Total	191	100%

Fonte: Elaborado pelos autores (2019).

Os dados utilizados são provenientes de coleta secundária, periodicidade trimestral, extraídos de demonstrativos financeiros das empresas analisadas, publicados entre janeiro de 1996 e dezembro de 2018, totalizando 92 períodos para a análise. As informações utilizadas foram obtidas por meio de relatórios emitidos pela B3, Comissão de Valores Mobiliários

(CVM), Banco Central do Brasil (Bacen) e Economática, plataforma de dados essenciais para análise de investimento financeiro.

As variáveis utilizadas como dependentes neste estudo, segundo Assaf Neto (2013) e Damodaran (2009), compõem um conjunto de índices econômico-financeiros de análise estratégica de empresas. Sendo utilizados os indicadores de três grupos nesse estudo: 1. *Rentabilidade*: Retorno sobre Patrimônio Líquido (*Return on Equity - ROE*) que reflete a rentabilidade total da empresa; 2. *Análise de retorno de ações*: Lucro por Ação (LPA) que expressa a parcela de lucro líquido referente a cada ação da empresa no mercado; e, 3. *Endividamento e estrutura*: composição da Dívida Total (passivos onerosos) em relação ao Capital Total (DTCT) e ao Patrimônio Líquido (DTPL). Ressalta-se que as variáveis foram selecionadas conforme frequência de utilização da literatura, sobretudo, pelo tipo de informações que refletem.

Como variáveis independentes do estudo, condicionantes do desempenho e do endividamento empresarial, as variáveis macroeconômicas consideradas foram juros, inflação e câmbio a cada período, também selecionadas em função da alta frequência de utilização, bem como pela relação esperada entre elas, apontada pela literatura empírica, considerando ainda relações econômicas, sobretudo, que desempenho e endividamento seguem comportamentos distintos em função do que refletem (e como comprovado pela matriz de correlação entre essas variáveis abordadas, apresentada mais adiante nesse estudo).

A variável que reflete a taxa de juros praticada no país utilizada foi a Selic (SMT), média no período, taxa básica referencial de juros das operações do mercado financeiro com qual se espera relação *positiva* com desempenho e *negativa* com endividamento empresarial. O indicador de inflação utilizado foi o Índice Geral de Preço do Mercado (IGP-M) acumulado no período, considerado deflator dos negócios no país e um indicador mensal do nível de suas atividades, espera-se relação *negativa* com desempenho e *positiva* com endividamento. Como medida do Câmbio (DVAR) foi considerada a variação do Dólar no período, identificado pela cotação do preço médio de compra (PTAX), do qual espera-se relação *negativa* com o desempenho e *positiva* com endividamento.

Os modelos foram estimados com e sem a inserção de variáveis de controle nas regressões. As variáveis de controle são utilizadas como forma de ajuste do modelo às especificidades das unidades observadas. No caso dessa pesquisa elas refletem diferenças provenientes do mercado de atuação e especificidades das empresas brasileiras de capital aberto. As variáveis de controle utilizadas segundo a literatura foram tamanho estimado pelo logaritmo do ativo total empresarial e setor mensurado por variáveis categóricas.

A inclusão de variáveis de controle também acarreta inclusão de novos parâmetros à estimação e gerou perdas no poder explicativo dos modelos. Por um lado incluem-se diferenças específicas das empresas aos modelos, em contrapartida, aumenta-se consideravelmente o número de parâmetros sem ganhos consideráveis em termos de poder explicativo. Principalmente com relação à variável de controle de setor (*dummies*), representativas de nove categorias de mercado. De maneira geral, todas as variáveis utilizadas na estimação dos estão descritas no quadro 1.

Quanto ao tratamento de dados, utilizou-se o *software* estatístico R. O presente estudo avalia a evolução de variáveis no tempo, no caso, perspectivas de painel e de séries temporais. As variáveis são observadas e ordenadas no tempo levando em conta existência de correlação serial. No caso, não sendo aplicável o modelo Mínimo Quadrados Ordinários (MQO) em funções cujos pressupostos não satisfeitos ou não efetivos como normalidade e independência de resíduos, sobretudo, que os parâmetros sejam lineares e constantes no tempo, estimadores não-viesados (HEIJ et al., 2004), conforme apresentado na seção de análise de resultados. No presente estudo estimou-se a regressão com todas as variáveis como descrito na Equação 1.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas na estimação dos modelos dinâmicos

Variáveis dependentes			
<i>Tipo</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fórmula</i>	<i>Estudos</i>
Rentabilidade	ROE: retorno sobre patrimônio líquido	$\frac{\text{lucro líquido}}{\text{total do patrimônio líquido}}$	Bastos et al. 2009; Franzen et al. 2009; Callado et al. 2010; Guerra e Ornellas, 2014; Kruger e Petri, 2014; Fonseca e Britto; 2017.
	LPA: lucro por ação	$\frac{\text{lucro líquido}}{\text{total de ações em circulação}}$	
Endividamento	DTCT: dívida total sobre capital total	$\frac{\text{Empréstimos} + \text{Financiamentos}}{\text{capital total}}$	
	DTPL: dívida total sobre patrimônio líquido	$\frac{\text{Empréstimos} + \text{Financiamentos}}{\text{patrimônio líquido}}$	
Variáveis independentes			
<i>Tipo</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fórmula</i>	<i>Estudos</i>
Juros	SMT: média trimestral da taxa Selic	$(1 + \text{Selic})^{1/4}$	Callado et al. 2010; Reis, Meurer e Silva, 2010; Guerra e Ornellas, 2014; Sanvicente, 2014; Ely, 2015; Gonçalves Jr; Eid Jr, 2016.
Inflação	IPCA: acumulado ao trimestre	$[(1 + \text{IPCA}_1) \dots (1 + \text{IPCA}_3)] - 1$	
Câmbio	DVAR: variação trimestral	$\frac{(\text{PTAX}_t - \text{PTAX}_{t-1})}{\text{PTAX}_t}$	
Variáveis de Controle			
<i>Tipo</i>	<i>Descrição</i>	<i>Fórmula</i>	<i>Estudos</i>
Tamanho	AT: ativo total (logaritmo natural, retorno continuamente composto)	$\ln(AT)$	Goldner Nunes et al. 2010; Bekiris e Doukakis, 2011; Botelho; Maia e Pires, 2012.
Setores	Setores: classificação setorial	Variável categórica	

Fonte: Elaborado pelos autores.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_s SMT_t + \beta_i IPCA_t + \beta_d DVAR_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que, $y_{i,t}$ representa as variáveis dependentes de rentabilidade e endividamento descritas anteriormente no período t , α_i o intercepto da equação e $\beta_s, \beta_i, \beta_d$ os receptivos parâmetros estimados com as variáveis independentes Selic, Inflação e Variação Cambial no período, e, ε_{it} equivale ao termo independente ou resíduos da regressão no período t .

Primeiramente estimou-se a regressão linear sem painel apenas com os dados empilhados, desconsiderando a influência temporal. Assim foram testados os pressupostos com os modelos lineares, de: especificação do modelo com o teste de Ramsey Reset, quebra estrutural com o teste de Chow, normalidade com Kolmogorov e Smirnov, autocorrelação com Breusch e Godfrey, heterocedasticidade com Breusch e Pagan e multicolinearidade com análise do Fator de Inflação de Variância do modelo (*Variance Inflation Factor* - VIF), metodologia empregada e analisada segundo Heij et al. (2004) e Johnston e DiNardio (1972).

Após os testes, devido à heterogeneidade dos dados, os mesmos foram agrupados em painel e tratados sobre a perspectiva longitudinal, diversos indivíduos com diversas observações ao longo do tempo. A heterogeneidade consiste no efeito individual entre as unidades capaz de afetar a estabilidade dos parâmetros, comportamento médio da variável dependente diante as variações nas independentes.

Assim, foram estimados os modelos dinâmicos com dados em painel com efeitos *pooled* (que ignora a heterogeneidade e equivale ao MQO), fixos (coeficientes idênticos e termo independente específico a cada indivíduo) e aleatórios (individuais resultantes de uma série de

fatores aleatórios), bem como estimados ainda com a primeira diferença do estimador (*first-difference*) apropriados em caso de variáveis omitidas. Esses modelos foram contrastados através dos testes de consistência do efeito fixo com Estatística F, do efeito aleatório com Multiplicador de Lagrange (LM), fixo *versus* aleatórios com Teste de Hausman, teste de Pesaran para dependência *cross-sectional* para o modelo de Efeitos Fixos, correlação serial de resíduos em painel com teste de Breusch-Godfrey/Wooldridge dos modelos de Efeitos Fixos e heterocedasticidade com teste de Breusch e Pagan.

Mediante a estimação de modelos dinâmicos com dados em painel, passou-se à análise de dados como a modelagem em séries, no caso, perspectiva de séries temporais que consistem em uma observação correlacionada das variáveis ao longo do tempo diante presença de heterocedasticidade. O processo ou plano gerador de dados em séries temporais pode ser estacionário ou não, o que consiste em ter distribuições invariantes ou não no tempo.

Os processos cuja média e variância são constantes no tempo são ditos estacionários. A característica determina a melhor modelagem para observação da relação entre os dados. O teste para verificação compreende um teste de raiz unitária, utilizou-se o teste de Pesaran e Shin (IPS) apropriado para modelos em painel (PESARAN, 2007).

Partiu-se então para a aplicação de Métodos de Momentos Generalizados (*Generalized Method of Moments - GMM*) em painel, técnica superior em relação aos pressupostos do MQO em função de maior robustez em termos da variação de parâmetros no tempo com introdução de uma variável instrumental (no caso, a dependente defasada), tratando-se da endogenia entre variáveis, possíveis problemas de simultaneidade e causalidade reversa. Kruger e Petri (2014) apresentam esse tipo de tratamento alternativo com a aplicação de painel balanceado com o modelo GMM proposto por Arellano e Bond (1991), empregando em um painel dinâmico balanceado com o instrumento defasado em dois dos períodos de análise e dados anuais.

O modelo de Arellano e Bond (1991), *GMM Diff* consiste em considerar endogenia de variáveis independentes, bem como, dinamicidade das independentes, havendo correlação com resíduos, heterocedasticidade e correlação serial no modelo.

A primeira defasagem elimina o efeito fixo das variáveis endógenas (no caso, correlação com resíduo) e a segunda consiste em usá-la como instrumento, seguida do uso das exógenas como instrumentos de si mesmas. O modelo testa a autocorrelação de resíduos e aponta o uso da defasagem de primeira ordem. Em contrapartida, Blundell e Bond (1998) acrescentam a premissa de que essa primeira diferença não apresenta correlação com erro (ortogonalidade) no modelo de GMM sistêmico descrito na Equação 2. Os autores argumentam ainda que os instrumentos em Arellano e Bond (1991) perdem força em caso de persistência ou de variância dos efeitos fixos existentes.

$$y_{it} = \gamma y_{it-1} + \beta_s SMT_t + \beta_i IPCA_t + \beta_d DVAR_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

em que, $y_{i,t}$ representa as variáveis dependentes de rentabilidade e endividamento, γ o parâmetro do instrumento defasado y_{it-1} e $\beta_s, \beta_i, \beta_d$ os receptivos parâmetros estimados com as variáveis independentes Selic, inflação e variação cambial e, ε_{it} equivale aos termos resíduos da regressão no período t condicionado à ortogonalidade (BUENO, 2008).

O modelo estimado foi de *GMM System* que permite introduzir o instrumento e consiste em um sistema de equações em níveis (com níveis de defasagem compostos com a primeira diferença dos instrumentos), com painel desbalanceado. Nesse estudo empregam-se os mesmos testes do modelo *GMM Diff*, teste de Sargan para validade de instrumentos adicionados (ou de validade de inclusão dos momentos para estimação de parâmetros), autocorrelação para verificar a correlação serial de primeira e segunda ordem (para consistência de parâmetros espera-se que a ausência seja rejeitada na primeira e não rejeitada na segunda ordem) e teste de

Wald para os coeficientes. Dessa forma no modelo *GMM System* proporciona resultados robustos a possíveis problemas de heterocedasticidade e autocorrelação.

4. ANÁLISE DE RESULTADOS

As estatísticas descritivas das variáveis apresentada na tabela 1 indicam que no período, em média, as empresas apresentaram rentabilidade positiva, superior ao patrimônio líquido, como apontam ROE e LPA, em contrapartida, altos indicadores de endividamento quanto ao passivo oneroso, como indicam a DTCT e DTPL. Para o mesmo período a Selic (SMT) foi em média 3,03% ao trimestre (cerca de 13% ao ano), o IPCA em torno de 1,49% ao trimestre (cerca de 6% ao ano) e o Câmbio (DVAR) em 0,02% (cerca de 0,08% ao ano).

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis

Medidas	ROE	LPA	DTCT	DTPL	SMT	IPCA	DVAR	LOG AT
Média	3,65	1,23	66,10	112,02	3,03	1,49	0,02	14,84
Erro padrão	0,36	0,39	0,64	2,55	0,01	0,01	0,00	0,02
Desvio padrão	37,38	39,62	65,20	261,08	1,12	0,88	0,08	1,63
Assimetria	-19,28	-7,34	9,58	27,03	1,61	1,94	1,88	0,15
Curtose	826,13	380,08	226,02	1.192,75	4,15	7,80	6,47	0,13
Mínimo	-1.763,77	-1.487,62	0,00	0,00	1,56	-0,85	-0,14	9,40
Máximo	966,83	726,03	2.104,70	13.931,70	8,38	6,56	0,48	20,65
Coefficiente de Variação	10,24	32,12	0,99	2,33	0,37	0,59	5,27	0,11

Notas: 10.496 observações trimestrais, provenientes de 191 empresas, referentes ao período de 1T1996 a 4T2018. O número mínimo de observações por empresa considerado válido foi de 20 trimestres.

Fonte: Elaborada pelos autores.

As maiores variações em torno da média, no caso, desvio padrão, foram da rentabilidade com base no LPA e do endividamento com relação a DTPL, variáveis dependentes relacionadas com a composição acionária das companhias brasileiras de capital aberto. Esses maiores desvios também se comprovaram com base nos coeficientes de variação do LPA e da DTPL, novamente maiores.

A partir da matriz de correlação apresentada na tabela 2 detectou-se correlação estatisticamente significativa, diferentes de zero, entre ROE e, LPA, DTCT, IPCA e DVAR; entre LPA e, DTCT e DTPL; entre DTCT e, DTPL, SMT e DVAR; entre DTPL e, SMT e DVAR; entre SMT e, IPCA e DVAR; e, IPCA e DVAR.

Tabela 2 - Matriz de Correlação entre Variáveis

	ROE	LPA	DTCT	DTPL	SMT	IPCA	DVAR	LOG AT
ROE	1,00							
LPA	0,09 ***	1,00						
DTCT	-0,12 ***	-0,03 **	1,00					
DTPL	-0,37 ***	-0,02 **	0,52 ***	1,00				
SMT	-0,01	-0,01	-0,05 ***	-0,02 *	1,00			
IPCA	-0,03 ***	0,00	0,01	0,02	0,22 ***	1,00		
DVAR	-0,06 ***	0,00	0,03 ***	0,02 **	0,06 ***	0,22 ***	1,00	
LOG AT	0,07 ***	-0,05 ***	0,18 ***	0,01	-0,18 ***	-0,03 ***	0,02 *	1,00

Nota: ***, **, * denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

De forma geral, observou-se que o ROE apresentou correlação estatisticamente significativa com as variáveis macroeconômicas, IPCA e DVAR, respectivas *proxies* de inflação e câmbio, assim como com o endividamento. O LPA apresentou correlação com o endividamento empresarial. Tal como as variáveis de endividamento, DTCT e DTPL, apresentaram, respectivamente, correlação estatisticamente significativa com as variáveis macroeconômicas, SMT e DVAR, respectivas *proxies* de juros e variações cambiais no Brasil.

A tabela 3 apresenta o modelo com dados empilhados com estimativa da rentabilidade e endividamento das empresas baseados nas variáveis macroeconômicas. Esse modelo de regressão com dados empilhados equivale ao modelo de dados em painel *pooled*, estimado e testado mais adiante, na parte de modelagem dinâmica.

Tabela 3 - Modelos de mínimos quadrados ordinários (MQO) com dados empilhados

Variável	Alfa		β SMT		β IPCA		β DVAR		R ² ajustado	Teste F	
ROE	-19,51	***	0,31		-0,78	*	-24,15	***	0,01	21,62	***
LPA	21,99	***	-0,65	*	-0,03		-0,98		0,00	7,11	***
DTCT	-37,65	***	-1,23	**	0,98		22,87	***	0,03	93,61	***
DTPL	94,50	***	-4,42	*	4,99		51,54		0,00	2,65	**

Nota: ***, **, * denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Com a regressão linear simples observa-se significância estatística do intercepto, em ambos os modelos de rentabilidade e endividamento ainda há fatores que explicam variações dos indicadores. A Selic não explica variações do ROE, havendo indícios de impactos da taxa sobre a rentabilidade e endividamento empresarial, dados impactos significativos sobre LPA, DTCT e DTPL.

O coeficiente do IPCA foi estatisticamente significante para a variação do ROE, mostrando indício de relação da inflação com o retorno das empresas, o que corrobora com Guerra e Ornellas (2014). O DVAR foi significativo quanto às variações do ROE e DTCT, rentabilidade e endividamento.

Os coeficientes estatisticamente significativos da Selic, Inflação e Câmbio foram negativos, indicando que aumentos respectivos em juros, inflação e câmbio, podem reduzir rentabilidade e endividamento empresarial. Assim como as reduções respectivas em juros, inflação e câmbio podem fomentar rentabilidade e endividamento empresarial. Sendo que o coeficiente significativo do Câmbio (DVAR com relação ao DTCT) foi positivo com relação ao endividamento com base no capital total empresarial, relações diretas entre as variações.

Sobretudo, observou-se um baixo poder explicativo de todos os modelos, quando observados os R² ajustados, mas todas as especificações de modelos pelo MQO foram significativas se observados os testes F. Quanto aos pressupostos da regressão linear do MQO os testes indicaram os resultados apresentados na tabela 4.

Os testes convergem com o baixo poder explicativo dos modelos. O teste de Ramsey não indicou especificação adequada dos modelos de rentabilidade (ROE e LPA), no entanto, indícios de forma adequada nos modelos de endividamento (DTCT e DTPL). O teste de Chow indicou quebra estrutural em parâmetros de todos os modelos – rejeição de estabilidade das estimativas dos coeficientes, esperado visto que não há controle de crises e eventos e se trabalha com extenso período de tempo.

O teste de normalidade de resíduos rejeitou a hipótese de distribuição normal, assim como há indícios de autocorrelação em todos os modelos. Houve homocedasticidade apenas no modelo com DTCT, havendo indício de heterocedasticidade em todos os demais. Não houve multicolinearidade entre variáveis explicativas, o que já se esperava diante da matriz de correlação apresentada.

Tabela 4 - Painel de testes de pressupostos dos modelos lineares

Especificação - Ramsey Reset		Quebra Estrutural - Teste Chow				
	<i>Reset</i>		<i>Estatística F</i>			
ROE	4,39 **	ROE	2,20 *			
LPA	38,04 ***	LPA	11,16 ***			
DTCT	0,12	DTCT	20,05 ***			
DTCPL	0,00	DTCPL	14,15 ***			
Normalidade - Kolmogorov e Smirnov		Autocorrelação - Breusch e Godfrey				
	<i>Estatística D</i>		<i>LM</i>			
ROE	0,43 ***	ROE	1.271,98 ***			
LPA	0,32 ***	LPA	5.269,05 ***			
DTCT	0,59 ***	DTCT	6.733,64 ***			
DTCPL	0,72 ***	DTCPL	6.250,87 ***			
Heterocedasticidade - Breusch e Pagan		Multicolinearidade – VIF ¹				
	<i>BP</i>		<i>y_{it-1}</i>	SMT	IPCA	DVAR
ROE	18,28 ***	ROE	1,00715	1,09036	1,11089	1,05641
LPA	40,88 ***	LPA	1,00296	1,09080	1,11041	1,05475
DTCT	5,01	DTCT	1,03426	1,09064	1,11078	1,05475
DTCPL	14,57 ***	DTCPL	1,00074	1,09050	1,11075	1,05479

Nota: ***, **, * denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. ¹Resultado do teste mantido em cinco casas decimais para evidenciar a diferença de estimação entre variáveis.

Fonte: Elaborada pelos autores

Dessa forma o modelo de regressão linear apenas com os dados empilhados não exibiu de forma estatisticamente significativa a relação entre as variáveis. Segundo os testes, os resíduos não seguiram distribuição normal, com indicativos predominantes de autocorrelação e heterocedasticidade. A partir disso, os dados foram investigados com organização em painel, com a observação da distribuição longitudinal das variáveis.

Como identificado na análise das estatísticas descritivas, mesmo com os dados organizados em painel também, de forma geral se observou a centralidade do ROE e DTCT do grupo empresarial e a dispersão do LPA e DTPL, uma vez que o LPA e DTPL refletem rentabilidade e endividamento empresarial de uma forma mais vinculada ao tamanho das empresas, importância do uso das variáveis de controle tamanho e setor nos modelos. Assim, foram estimados os modelos dinâmicos com os dados em painel e perspectiva longitudinal que apresentaram os resultados descritos na tabela 5.

Os resultados dos modelos *pooled* equivalem à regressão com dados empilhados, altos interceptos, significância estatística da Selic e Câmbio sobre rentabilidade e endividamento, e da Inflação somente sobre rentabilidade das empresas. Nos modelos de efeitos fixo com estimador intra-grupos significância estatística da Selic e Câmbio sobre rentabilidade, e somente do Câmbio sobre endividamento.

Nos modelos com estimador entre-grupos, houve elevação considerável de interceptos dos modelos de endividamento, no entanto, eles não foram estatisticamente significativos. Há significância estatística da Selic e Inflação sobre rentabilidade e somente da Selic sobre endividamento, sem evidências acerca de influências das variações do Câmbio em ambos, o que corrobora com Guerra e Ornellas (2014) sobre inexistência de impactos da taxa sobre os resultados financeiros de algumas empresas brasileiras.

A estimação dos modelos de efeitos aleatórios apontou interceptos significativos em modelos de rentabilidade e endividamento, impactos da Selic e Câmbio sobre a rentabilidade empresarial, conforme em parte os resultados apresentados no estudo de Reis, Meurer e Silva

(2010), e impactos somente do Câmbio sobre o endividamento. Novamente, os modelos permaneceram com um baixo poder de explicação. Nos modelos *first-difference*, Inflação e Câmbio apresentaram influências estatisticamente significativas sobre a rentabilidade, e, houve impacto somente do Câmbio sobre o endividamento empresarial.

Tabela 5 - Modelos Dinâmicos com Dados em Painel

Modelo Pooled (MQO)							
Variável	Alfa	β SMT	β IPCA	β DVAR	R ² ajustado	Teste F	
ROE	-19,51 ***	0,31	-0,78 *	-24,15 ***	0,01	21,62	***
LPA	21,99 ***	-0,65 *	-0,03	-0,98	0,00	7,11	***
DTCT	-37,65 ***	-1,23 **	0,98	22,87 ***	0,03	93,61	***
DCPL	94,50 ***	-4,42 *	4,99	51,54	0,00	2,65	**
Modelo Efeitos (Estimado Intra Grupos - Within)							
Variável	Alfa	β SMT	β IPCA	β DVAR	R ² ajustado	Teste F	
ROE	-	-0,69	-0,56	-21,93 ***	-0,02	9,49	***
LPA	-	-0,73 *	-0,13	0,36	-0,02	1,19	
DTCT	-	-0,47	0,75	25,73 ***	0,00	44,47	***
DCPL	-	2,57	3,45	49,59 *	-0,02	4,02	***
Modelo Efeitos (Estimado Entre Grupos - Between)							
Variável	Alfa	β SMT	β IPCA	β DVAR	R ² ajustado	Teste F	
ROE	25,24	8,56 **	-51,44 **	60,94	0,09	5,64	***
LPA	-1,86	0,20	16,00	-274,58	0,00	1,22	
DTCT	-80,00	-12,24	62,42	-576,76	0,03	2,54	**
DCPL	-138,03	-94,94 *	424,84	-2172,81	0,00	1,02	
Modelo Efeitos Aleatórios							
Variável	Alfa	β SMT	β IPCA	β DVAR	R ² ajustado	Teste F	
ROE	-11,65 *	0,06	-0,67	-23,34 ***	0,00	39,21	***
LPA	8,50	-0,80 **	-0,12	0,43	0,00	4,52	
DTCT	-50,92 ***	-0,60	0,76	25,90 ***	0,02	202,06	***
DCPL	26,93	0,47	3,74	53,00 **	0,00	29,64	***
Modelo First-Difference							
Variável	Alfa	β SMT	β IPCA	β DVAR	R ² ajustado	Teste F	
ROE	-	1,12	-0,25	-8,75 **	0,00	7,33	***
LPA	-	0,19	-0,54 *	-0,41	0,00	1,34	
DTCT	-	0,73	0,05	16,02 ***	0,00	6,88	***
DCPL	-	3,05	1,35	46,46 ***	0,00	5,04	***

Nota: ***, **, * denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Em todas as estimações dos modelos em painel dinâmico da tabela 5 houve persistência do baixo poder explicativo dos modelos, mensurado pelo R² ajustado, embora a estatística de teste F tenha refletido a significância estatística do conjunto de parâmetros que os compuseram. Na tabela 6, são apresentados os resultados dos testes dos modelos.

Tanto nos modelos de rentabilidade quanto de endividamento o efeito fixo foi significativo estatisticamente, contrapondo-se efeitos fixos e modelos *pooled*. A consistência dos efeitos aleatórios também foi estatisticamente significativa para a rentabilidade e endividamento. Quando contrapostos efeitos fixos e aleatórios com teste de Hausman, no teste do ROE manteve-se consistência do modelo de efeitos aleatórios na medida em que nos demais se manteve a consistência dos efeitos fixos.

Tabela 6 - Testes dos modelos em painel dinâmico

Consistência do Efeito Fixo - Teste F		Consistência do Efeito Aleatório - Lagrange	
	<i>F</i>		<i>N</i>
ROE	5,36 ***	ROE	27,27 ***
LPA	12,70 ***	LPA	106,73 ***
DTCT	38,55 ***	DTCT	200,84 ***
DTCPL	23,30 ***	DTCPL	84,75 ***
Fixo vs Aleatório - Hausman		Dependência <i>cross-sectional</i> - Efeito Fixo	
	<i>Qui-Quadrado</i>		<i>Z</i>
ROE	12,56 **	ROE	131,29 ***
LPA	2,66	LPA	250,95 ***
DTCT	0,87	DTCT	21,21 ***
DTCPL	4,47	DTCPL	42,69 ***
Correlação serial - Efeito Fixo - Breusch-Godfrey		Heterocedasticidade - Breusch-Pagan	
	<i>Qui-Quadrado</i>		<i>BP</i>
ROE	940,13 ***	ROE	291,64 ***
LPA	5508,45 ***	LPA	2462,25 ***
DTCT	5162,72 ***	DTCT	1140,68 ***
DTCPL	4849,62 ***	DTCPL	1754,70 ***

Nota: ***, **, * denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A correlação serial foi identificada em ambos os modelos dinâmicos de rentabilidade e endividamento das empresas brasileiras de capital aberto observados no painel com efeitos fixos e aleatórios, assim como rejeitada a hipótese de homocedasticidade dos resíduos da regressão de efeitos fixos. A partir disso, foi conduzida a análise dos dados em séries temporais, cujos testes de estacionariedade das variáveis são apontados na tabela 7.

Tabela 7 - Testes de estacionariedade das séries

IPS - Ordem 1		IPS - Ordem 2		IPS - Ordem 3	
Variáveis Exógenas		Variáveis Exógenas		Variáveis Exógenas	
	<i>Nível</i>		<i>Nível</i>		<i>Nível</i>
SMT	-4,30 **	SMT	-2,17	SMT	-2,36
IGPM	-5,16 **	IGPM	-2,80 **	IGPM	-2,56 **
DVAR	-4,85 **	DVAR	-4,45 **	DVAR	-3,97 **
IPS - Ordem 1		IPS - Ordem 2		IPS - Ordem 3	
Variáveis Endógenas		Variáveis Endógenas		Variáveis Endógenas	
	<i>Nível</i>		<i>Nível</i>		<i>Nível</i>
ROE	-4,31 **	ROE	-3,56 **	ROE	-2,11
LPA	-4,28 **	LPA	-3,46 **	LPA	-1,74
DTCT	-2,44	DTCT	-2,22	DTCT	-2,18
DTPL	-2,40	DTPL	-2,27	DTPL	-2,65 **

Nota: ***, **, * denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Com o teste IPS rejeitou-se a hipótese nula do teste de presença de raiz unitária (não estacionariedade) da série até a primeira defasagem, não sendo rejeitada indícios de estacionariedade das variáveis exógenas, comportamento esperado mediante distribuição das variáveis no tempo identificada anteriormente. Sendo que em termos de persistência da negativa

da não estacionariedade, notou-se ainda que nos testes considerando a abrangência até a segunda e terceiras defasagens há inversão de resultados da taxa Selic, que para mais de um trimestre não suporta tal rejeição da presença de raiz unitária na série.

Dentre o teste IPS com as variáveis endógenas a rejeição da raiz unitária (não estacionariedade) foi identificada somente com as variáveis de rentabilidade, primeira e segunda ordem. No caso do endividamento, a mesma rejeição ocorreu somente quanto capital próprio, patrimônio líquido, e no teste de terceira ordem.

A partir da estacionariedade de primeira ordem, analisou-se então influência das variáveis macroeconômicas sobre rentabilidade e endividamento das empresas brasileiras de capital aberto com o modelo *GMM System* e aplicação do método de Blundell e Bond (1998) apresentou os resultados apontados na tabela 8.

Os modelos GMM sistêmicos apresentaram significância estatística em todos os instrumentos defasados tanto na análise de rentabilidade quanto do endividamento, indicando impacto da rentabilidade e endividamento defasados sobre o desempenho financeiro da própria empresa. O que em parte corrobora com os resultados do estudo de Franzen et al. (2009) e de Kruger e Petri (2014), tendo em vista que o primeiro investiga a influência da defasagem dos retornos sobre a decisão de investimentos. Na medida em que o segundo aponta a importância dos indicadores para gestores e investidores.

Tabela 8 - Modelos GMM System com a metodologia de Blundell e Bond (1998)

Modelo GMM System							
Variável	γY_{t-1}	β SMT	β IPCA	β DVAR	R ²		
ROE	0,39 ***	-0,23	-0,50	-15,03 ***	0,00		
LPA	0,74 ***	0,14	-0,33	-3,34	0,14		
DTCT	0,67 ***	-1,09 **	-0,41	27,05 ***	0,68		
DCPL	0,75 ***	-1,29	0,21	83,70 ***	0,42		

Nota: ***, **, * denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Além disso, a Selic foi um determinante somente do endividamento (DTCT) das empresas com relação ao capital total, o resultado atesta a importância dessa taxa para os tomadores de crédito, apontada por Fonseca e Britto (2017). Mas corrobora parcialmente com apontamentos indiretos de Gartner (2012) acerca de prováveis influências das variações da taxa sobre o preço das ações de empresas do mercado de capitais brasileiro. O coeficiente negativo da Selic no modelo de endividamento se contrapõe aos apontamentos de Reis, Meurer e Silva (2010), visto que a mesma tem correlação positiva com o Câmbio e relação direta com o risco país que se relaciona ainda ao fluxo de capital estrangeiro no país, o que retorna ao endividamento das empresas.

Salienta-se que em nenhum desses modelos a variável IPCA mostrou-se significativa estatisticamente. Resultado esperado em função da baixa correlação apontada anteriormente da taxa com as *proxies* tanto de rentabilidade quanto de endividamento das empresas. Não se confirma a relação encontrada em Callado et al. (2010) e Guerra e Ornellas (2014), os autores apontam a exposição de empresas ao índice no que tange a rentabilidade.

A variação cambial apresentou significância estatística na estimação de rentabilidade (ROE) e das variáveis de endividamento (DTCT e DTPL), mas não foi relevante com relação ao LPA. Esse resultado corroborou com Guerra e Ornellas (2014) cujo estudo não identifica a influência da PTAX sobre resultados das empresas, embora não descarte a importância da taxa para a análise do mercado. Os testes de pressupostos dos modelos GMM sistêmicos com base em Blundell e Bond (1998) foram descritos na tabela 9.

Tabela 9 – Testes de pressupostos dos modelos GMM System

Validade de Instrumentos - Sargan		Autocorrelação de Primeira Ordem - AR(1)	
	Q^2		N
ROE	173,03	ROE	-2,54 **
LPA	48,81	LPA	-6,96 ***
DTCT	178,44	DTCT	-
DTCPL	163,95	DTCPL	-
Autocorrelação de Segunda Ordem – AR(2)		Coeficientes - Wald	
	N		Q^2
ROE	1,25	ROE	434,07 ***
LPA	0,05	LPA	1.992,11 ***
DTCT	-1,47	DTCT	5.045,39 ***
DTCPL	-1,38	DTCPL	4.238,19 ***

Nota: ***, **, * denota significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Dessa forma, o teste de Sargan aponta a validade dos instrumentos identificados acima em todos os modelos de rentabilidade e endividamento. Os testes de autocorrelação de primeira ordem rejeitaram a ausência de correlação de primeira ordem nos modelos de ROE, LPA. O teste não apresentou resultados válidos pra DTCT e DTPL, nesse caso.

Entretanto, no teste de segunda ordem, a ausência passou a não ser rejeitada em todos os modelos de rentabilidade e endividamento, como esperado. Sendo que, segundo o teste de Wald dos modelos tanto de rentabilidade quanto de endividamento houve significância estatísticas dos coeficientes.

Assim, os modelos GMM System apresentaram os melhores resultados identificados quando observados os modelos de painel dinâmico. Os modelos apontaram influência das defasagens das variáveis dependentes sobre rentabilidade e endividamento das empresas brasileiras, fato observado pelo aumento do poder explicativo dos modelos. A Selic apresentou impacto estatisticamente significativo somente sobre o endividamento, com relação ao capital total. Não se identificou influência considerável da Inflação. E a variação de Câmbio refletiu influências estatisticamente significativas sobre rentabilidade e endividamento das empresas.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Na análise de possíveis influências de variáveis macroeconômicas sobre a rentabilidade e o endividamento de empresas brasileiras não financeiras de capital aberto, considerado o período de 1996 a 2018, os modelos que incorporam a perspectiva de momentos se mostraram superiores aos demais. O que aponta para a adequação da aplicação de métodos que consideram o impacto do tempo na relação, sobretudo, que não ignorem pressupostos capazes de invalidar aplicação de modelos de regressão.

Com o modelo de GMM System condicionado à ortogonalidade segundo Blundell e Bond (1998) foi identificado impacto estatisticamente significante da taxa de juros Selic (SMT) sobre endividamento empresarial. Não se identificou relação estatística significativa da inflação em termos de impactos da Inflação (IPCA) sobre os resultados financeiros das empresas.

Houve impacto estatisticamente significativo da variação cambial do Dólar sobre a rentabilidade (ROE) e as variáveis de endividamento (DTCT e DTPL) das empresas brasileiras, com exceção de impactos sobre o LPA. Em todos os modelos GMM System a introdução das variáveis dependentes de rentabilidade e endividamento defasadas apresentou impactos estatisticamente significativos além de aumentar o poder explicativo dos modelos.

Além disso, com exceção do teste de autocorrelação de resíduos em primeira ordem do modelos de rentabilidade (ROE e LPA), o LPA variável instável ao longo das análises, todos os demais testes do modelo de momentos sistêmicos, de validade de instrumentos, autocorrelações e de coeficientes estimados apresentaram os resultados esperados que validaram a análise de rentabilidade e endividamento com base em influências das variáveis macroeconômicas empregada no presente estudo.

A relação entre rentabilidade e endividamento empresarial com o contexto macroeconômico brasileiro se comprova nesse estudo. A maior parte dos resultados atestam os apontamentos da literatura, houve significância estatística tanto dos modelos de rentabilidade quanto de endividamento (BASTOS et al., 2009; FRANZEN et al., 2009; CALADO et al., 2010; REIS; MEURER; SILVA, 2010; GONÇALVES et al., 2012; KRUGER; PETRI, 2014; GUERRA; ORNELLAS, 2014; FONSECA; BRITTO, 2017). Assim como foi reforçada a importância do desenvolvimento de pesquisas que englobem avaliação de indicadores endógenos a perspectivas exógenas às organizações.

O impacto das variáveis macroeconômicas sobre o desempenho financeiro/rentabilidade e endividamento fora comprovado, sobretudo, em termos da significância estatística identificada com a Selic e Câmbio dentre os modelos, também se ressalva a importância das medidas na análise de investimentos (REIS; MEURER; SILVA, 2010; SANVICENTE, 2014; LOCAN; CALDEIRA, 2015). Destaca-se ainda a significância estatística da Selic na avaliação do endividamento, a taxa reflete os juros no país e embasa o custo de capital empresarial (FONSECA; BRITTO, 2017).

A pesquisa confirma as relações existentes entre rentabilidade e endividamento empresarial e as variáveis macroeconômicas Selic e Câmbio, entretanto, não se confirmam os impactos da Inflação sobre o desempenho. A análise se limita às variáveis contábeis de desempenho, mas medidas atreladas ao risco empresarial poderiam ser incluídas, bem como medidas de risco sistêmico do mercado de ações. Assim como, pesquisas futuras também poderiam incluir variáveis *dummies* para isolar efeitos em períodos de crise, ou mesmo, desenvolverem análises de períodos atípicos de forma conjunta aos de atividade operacional das empresas fora dos períodos instáveis.

Contudo, as análises de rentabilidade e endividamento empresarial perante impactos de variáveis macroeconômicas não seguem pressupostos da regressão linear simples como normalidade de resíduos e inferiram em heteroscedasticidade bem como correlação serial. Sendo mais apropriado que as análises do tipo sejam desenvolvidas com perspectivas mais dinâmicas de séries temporais, com inclusão do impacto do tempo, podendo ser aplicados os modelos de momentos generalizados e incluídas variáveis defasadas nos modelos.

AGRADECIMENTOS

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, E.; BASTOS, F. A. S. Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina. **Brazilian Business Review - BBR**, Vitória, v. 5, n.1, p. 51-73, 2008.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ASSAF NETO, A. **Finanças corporativas e valor**. São Paulo: Atlas, 2013.

BARBOSA, F. H.; CAMÊLO, F. D.; CUSTÓDIO, J. I. A Taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 4, p. 399-417, 2016.

BARBOSA, L.; MEURER, R. Investimento estrangeiro em carteira no Brasil: Estudo empírico do comportamento do investidor de 1999 a 2012. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 14, n. 2, 2015.

BASTOS, D. D.; et al. A relação entre o retorno das ações e as métricas de desempenho: evidências empíricas para as companhias abertas no Brasil. **REGE - Revista de Gestão**, v. 16, n. 3, p. 65-79, 2009.

BEKIRIS, Fivos V.; DOUKAKIS, Leonidas C. Corporate governance and accruals earnings management. **Managerial and Decision Economics**, v. 32, n. 7, p. 439-456, 2011.

BJØRNLAND, H.C.; LEITEMO, K. Identifying the interdependence between U.S. monetary policy and the stock market. **Journal of Monetary Economics**, v.56, n.2, p.275-282, 2009.

BLANCHARD, O. J. Output, the stock market, and interest rates. **American Economic Review**, v. 71, n.1, p. 132-43, 1981.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

BOTELHO, Marisa dos Reis Azevedo; MAIA, Adriano Filipe da Silva; PIRES, Luciano Augusto Vega. Inovação e porte das empresas: evidências sobre a experiência internacional e brasileira. **Revista de Economia**, v. 38, n. 1, 2012.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. Cengage Learning, 2008.

CALLADO, Antônio André Cunha et al. Relações entre os Retornos das Ações e Variáveis Macroeconômicas: um Estudo entre Empresas do Setor de Alimentos e Bebidas através de Modelos APT. **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, v. 5, n. 1, 2010.

CAMPBELL, J. Y. Intertemporal asset pricing without consumption data. **American Economic Review**, v. 83, n. 3, p.487-512, 1993.

CECCHETTI, S.G. **Measuring the macroeconomic risks posed by asset price booms**. NBER Chapters. In: Asset prices and monetary policy, National Bureau of Economic Research, Inc, 2008, p. 9-43.

CRESWELL, J. W. **Projeto de pesquisa métodos qualitativo, quantitativo e misto**. São Paulo: Artmed, 2010.

DAMODARAN, A. **Finanças corporativas: teoria e prática**. Porto Alegre: Bookman, 2009.

ELY, R. A. Volatility spillovers and the risk-return relation between stock and foreign exchange markets in Brazil. **Latin American Business Review**, v. 16, n. 4, p. 305-325, 2015.

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: a review of theory and empirical work . **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FAMA, E.F. Stock returns, expected returns, and real activity. **The Journal of Finance**, v. 45, n.4, p. 1089-1108, 1990.

FISCHER, S.; MERTON, R.C. **Macroeconomics and finance: the role of the stock market**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Elsevier, v. 21, p. 57-108, Jan. 1984.

FONSECA, F. A.; BRITTO, P. A. Análise exploratória de efeitos da redução das taxas de juros bancários no Brasil, em 2012, sobre os empréstimos. O caso de um grande banco estatal. **Revista Eletrônica de Administração**, v. 15, n. 2, p. 323-336, 2017.

FRANZEN, A.; et al. Determinantes do fluxo de investimentos de portfólio para o mercado acionário brasileiro. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 39, n. 2, p. 301-328, 2009.

FREITAS, M. C. P. Os efeitos da crise global no Brasil: aversão ao risco e preferência pela liquidez no mercado de crédito. **Estudos Avançados**, v. 23, n. 66, p. 125-145, 2009.

GARTNER, A. Análise da reação das ações do setor financeiro brasileiro às divulgações da taxa Selic ocorridos entre 2004 e 2011. **Revista de Finanças Aplicadas**, v. 1, p. 1-12, 2012.

GOLDNER NUNES, JULYANA et al. Análise das variáveis que influenciam a adesão das empresas ao índice BM&F Bovespa de sustentabilidade empresarial. **Revista Base (Administração E Contabilidade) Da UNISINOS**, v. 7, n. 4, 2010.

HEIJ, C.; et al. **Econometric methods with applications in business and economics**. OUP Oxford, 2004.

GIL, A. C. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 6. ed., São Paulo: Atlas, 2008.

GONÇALVES JR., EID JUNIOR, W. Determinantes do investimento estrangeiro no mercado de capitais brasileiro. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 14, n. 2, 2016.

GONÇALVES, T. A.; et al. Corporate governance in financial strategy of companies listed in Bovespa. **International Journal of Business and Commerce**, v. 2, n. 1, p. 24-39, 2012.

GRÔPPO, G. S. Cointegração e causalidade entre variáveis de política monetária e o Ibovespa. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 45, n.2, p. 229-246, 2005.

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. **Revista de Administração de Empresas**, v. 46, Edição especial, Minas Gerais, 2006.

GUERRA, L.; ORNELLAS, R. S. Modelo de previsão de lucros de companhias listadas na BM&FBovespa baseado em análise de balanços, indicadores macroeconômicos e monitoramento de notícias. **Revista de Finanças Aplicadas**, v. 5, n. 3, p. 1-36, 2014.

HIDALGO, J. Nonparametric test for causality with long-range dependence. **Econometrica**, v. 68, n. 6, p. 1465-1490, 2000.

IBRAHIM, M.; AZIS, H. Macroeconomic variables and the Malaysian equity market: A view through rolling subsamples. **Journal of Economic Studies**, v. 30, n. 1, pp. 6-27, January, 2008.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Econometric methods**, v. 19, n. 7, p. 22, 1972.

KRUGER, S. D.; PETRI, S. M. Novas evidências da relação entre medidas tradicionais de desempenho e aquelas baseadas na geração de valor a partir do custo de capital. **Revista Universo Contábil**, v. 10, n. 2, p. 125-143, 2014.

LEITE, A. R.; COSTA, R. F. R.; MONTE, P. A. Análise da causalidade entre o Ibovespa e a taxa de câmbio em um contexto de crise. **Revista Pensamento & Realidade**, São Paulo, v. 27, n. 4, p. 5-21, 2012.

LONCAN, T. R.; CALDEIRA, J. F. Foreign porfólio capital flows and stock returns: a study of Brazilian listed firms. **Estudos Econômicos**, v.45, n. 4 pp.859-895, 2015.

LOPES, P. F.; COSTA, D. F.; CARVALHO, F. M.; CASTRO JÚNIOR, L. G. Desempenho econômico e financeiro das empresas brasileiras de capital aberto: um estudo das crises 2008 e 2012. **Revista Universo Contábil**, v. 12, n. 1, p. 105-121, jan./mar., 2016.

MATIAS-PEREIRA, J. A economia brasileira frente à crise financeira e econômica mundial. **Revista Observatório de la Economía Latinoamericana**. v. 116, p. 1-9, 2009.

MICHELON, Giovanna. Sustainability disclosure and reputation: a comparative study. **Corporate Reputation Review**, v. 14, n. 2, p. 79-96, 2011.

MURADOGLU, G.; TASKIN, F.; BIGAN, I. Causality between stock returns and macroeconomic variables in emerging markets. **Russian and East European Finance and Trade**, v. 36, n. 6, p. 33-53, 2000.

NELSON, C. R. Inflation and rates of return on common stocks. **The Journal of Finance**, v.30, n. 2. p. 471-483 May, 1976.

NUNES, M. S.; COSTA JR., N. C. A.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, p. 585-607, 2005.

NUNES, M. S.; SILVA, S. Bolhas racionais no índice Bovespa. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, p. 119-134, 2009.

OLIVEIRA, G. C. A estrutura patrimonial do sistema bancário no Brasil no período recente (I-2007/I-2014). Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990- 2015 Disponível em : http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/6536/1/td_2162.pdf. Acesso em 14 de jul. 2017

OLIVEIRA, V.H; MACEDO, M. A. S.; CORRAR, L. J. Estudo do desempenho dos maiores bancos de varejo no Brasil por meio da análise envoltória de dados (DEA). **Revista de Informação Contábil (UFPE)**, v. 5, n. 1, p. 1-20, 2011.

PANETTA, F. The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces. **Review of Banking, Finance and Monetary Economics**, v. 31, n. 3, p. 417-450, 2002.

PESARAN, M. Hashem. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. **Journal of applied econometrics**, v. 22, n. 2, p. 265-312, 2007.

PROCIANOY, Jairo Laser; SCHNORRENBARGER, Adalberto. A influência da estrutura de controle nas decisões de estrutura de capital das companhias brasileiras. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 1, p. 122-146, 2004.

REIS, L.; MEURER, R.; SILVA, S. Stock returns and foreign investment in Brazil. **Applied Financial Economics**, v. 20, n. 17, p. 1351-1361, 2010.

SADIQUE. S.; SILVAPULLE, P. Long-term memory in stock market returns: international evidence. **International Journal of Finance & Economics**, v. 6, n. 1, p.59-67, 2001.

SANVICENTE, A. Z. The foreign capital flows and the behavior of stock prices at BM&FBovespa. **BAR-Brazilian Administration Review**, v. 11, n. 1, p. 86-106, 2014.

SHAMSUDDIN, A. F. M.; KIM, J. H. Integration and interdependence of stock and foreign exchange markets: an Australian perspective. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, v. 13 n. 3, p. 237-254, 2003.

SILVA, F. M.; CORONEL, D. A. Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o IBOVESPA. **Revista de Administração FACES - Journal**, Belo Horizonte, v. 11, n. 3, p. 31-52, jul./set., 2012.

SOUZA, E. M.; MARCON, R. Comparação do desempenho econômico e de mercado das empresas: o caso das companhias classificadas nos níveis de governança corporativa da Bovespa. **Revista de Negócios**, v. 12, p. 88-103, 2007.

ÜLKÜ, N.; DEMIRCI, E. Joint dynamics of foreign exchange and stock markets in emerging Europe. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 22, n. 1, p. 55-86, 2012.