



Análise do impacto do programa Fies nos retornos de ações do setor de ensino superior*

Marília Cordeiro Pinheiro¹

 <https://orcid.org/0000-0002-0168-530X>
E-mail: marilia.cordeiro90@hotmail.com

André Luiz Marques Serrano¹

 <https://orcid.org/0000-0001-5182-0496>
E-mail: andrelms@unb.br

¹ Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão Pública, Programa de Pós-Graduação em Contabilidade, Brasília, DF, Brasil

Recebido em 28.04.2018 – Desk aceite em 21.05.2018 – 2ª versão aprovada em 22.10.2018 – Ahead of print em 18.02.2018
Editora Associada: Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar se a emissão de Certificados Financeiros do Tesouro – Série E (CFT-Es) gera retornos anormais em um portfólio composto unicamente por ações de setor de ensino superior, verificando se o mercado educacional brasileiro é eficiente em sua forma semiforte. O propósito principal do CFT-E é o repasse de verbas para instituições, visando ao financiamento de estudantes matriculados em curso superior privado. Essas emissões produziram efeitos no mercado financeiro, pois, após seu início, ocorreu o primeiro *initial public offering* (IPO) de uma universidade brasileira. Destaca-se também, que, segundo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira/Ministério da Educação (Inep/MEC), o Brasil tem o maior mercado de educação superior da América Latina. Diversos estudos foram feitos objetivando analisar a relação entre política monetária e mercado financeiro, mas este não se repete no âmbito da política fiscal. Adicionalmente, o estudo é oportuno, considerando-se o ápice da discussão da necessidade de se conter as despesas do governo, porém, simultaneamente, de aquecer a economia brasileira. A principal contribuição é de que o mercado de ensino superior mostrou inclinação para a hipótese de eficiência, considerando-se que, na primeira análise, H_0 não foi rejeitada para 82% das janelas de eventos, e, na segunda, H_0 não foi rejeitada para nenhuma das janelas de eventos, não havendo evidências de ganhos anormais decorrentes da liberação de recursos para o Fundo de Financiamento Estudantil (Fies). Utilizou-se a metodologia de estudo de eventos com o propósito de testar as hipóteses dos retornos anormais obtidos diante das emissões de CFT-E via liberação de portarias. Foi elaborada uma carteira composta por ações de ensino superior, ponderada pelo valor a receber trimestral do Fies para cada instituição de 2009 a 2017. Os resultados indicam que ações de instituições beneficiadas pelo Fies tendem a reagir eficientemente ante as emissões dos CFT-E autorizadas pelo Tesouro Nacional.

Palavras-chave: Fies, estudo de eventos, retornos anormais, ensino superior, mercado educacional brasileiro.

Endereço para correspondência

Marília Cordeiro Pinheiro

Universidade de Brasília, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas, Programa de Pós-Graduação em Contabilidade
Campus Universitário Darcy Ribeiro, Bloco A-2 – CEP 70910-900
Asa Norte – Brasília – DF – Brasil

*Artigo apresentado no XVII USP International Conference in Accounting e no XIV Congresso USP de Iniciação Científica em Contabilidade, São Paulo, SP, Brasil, julho de 2017.

1. INTRODUÇÃO

O preço das ações tende a responder sensivelmente a notícias vinculadas a políticas que alterem a atividade econômica, haja vista que essa tem impacto direto no fluxo de caixa corporativo, refletindo na expectativa do prêmio-risco dos investidores e, conseqüentemente, no retorno dos ativos. Dessa forma, a alteração nas variáveis macroeconômicas é de interesse também na esfera das finanças corporativas.

Com base na teoria keynesiana, o governo interfere nas variáveis macroeconômicas com a finalidade de alcançar o equilíbrio econômico e o bem-estar social. Para isso, são utilizados dois mecanismos de controle governamental: política monetária e política fiscal.

No contexto do mercado de capitais, o efeito das alterações na política monetária é tema constantemente explorado no ambiente acadêmico, em especial no que se refere à relação da variação da taxa de juros e seu impacto nos preços das ações. Entretanto, ao contrário do que ocorre com a política monetária, existe um *gap* na literatura sobre o efeito das mudanças da política fiscal no mercado financeiro (Afonso & Sousa, 2011).

A política fiscal relaciona-se diretamente com os níveis de atividade do setor privado, uma vez que seus dois instrumentos são: controle da receita governamental; resultado dos tributos arrecadados pelo setor público; e controle do gasto governamental, resultado da soma do consumo e do investimento realizados pelo setor público. Esses estímulos fiscais são utilizados com o objetivo de interferir nos ciclos econômicos, seja para expandi-los ou para retrai-los. Apesar de sua finalidade de corrigir falhas de mercado, os benefícios derivados da política fiscal geram contradições, em especial no que se refere aos gastos públicos (Blanchard & Perroti, 2002).

A princípio, os gastos são tidos como determinantes para o desenvolvimento, uma vez que constituem uma demanda direta para bens e serviços. No entanto, a má gestão desses gastos pode gerar instabilidade econômica em longo prazo, devido ao crescimento do endividamento público, além de exercer pressão sobre o setor privado (Blanchard & Perroti, 2002). Dessa forma, as políticas de gastos públicos carregam incertezas sobre as diretrizes econômicas, o que impacta também nas expectativas do mercado de capitais.

No Brasil, os gastos públicos são financiados, principalmente, pelos títulos públicos de dívida interna,

emitidos via ofertas públicas ou emissões diretas. Os títulos via oferta pública são em ativos de renda fixa, normalmente indexados a índices de preço, tidos como ativos livres de risco para o mercado financeiro. Já as emissões diretas distinguem-se dos de oferta pública por terem destinação específica, com finalidade de captar recursos para determinado setor.

Como exemplo de emissões diretas, pode ser citado o Certificado Financeiro do Tesouro – Série E, Sub-série 1 (CFT-E1), emitido a favor do Fundo de Financiamento Estudantil (Fies). Os CFT-E1s são destinados exclusivamente para o pagamento às mantenedoras de instituições de ensino em contrapartida à concessão de financiamento a estudantes matriculados em cursos superiores privados, cursos da educação profissional e tecnológica e programas de mestrado e doutorado (Lei n. 10.260, de 12 de julho de 2001).

Embora o principal objetivo desses títulos seja a captação de recursos para financiamento de estudantes em cursos de graduação privados, há de se considerar que esses também impactaram nos resultados do setor econômico educacional, uma vez que, após o início do programa, em 2007, ocorreu o primeiro IPO de uma instituição de ensino superior na bolsa de valores. De acordo com o censo de educação superior de 2015 do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira/Ministério da Educação (Inep/MEC), o Brasil é o maior mercado de educação superior da América Latina e o quinto maior do mundo.

Com base nessas considerações, o presente artigo objetiva responder à seguinte questão: as emissões de CFT-E1 destinadas ao Fies geram retornos anormais nas ações de instituições de ensino superior? O artigo é oportuno devido ao ápice da discussão da dualidade entre a necessidade de redução dos gastos públicos e, ao mesmo tempo, de estimular o aquecimento do mercado brasileiro. Adicionalmente, também é relevante pelo efeito dos gastos públicos no contexto do mercado financeiro ter sido pouco explorado na literatura acadêmica brasileira.

Além da introdução, o artigo divide-se em cinco seções. Na seção 2, apresenta-se o referencial teórico. A seção 3 descreve a amostra e a metodologia aplicada. A seção 4 apresenta a análise de resultados. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O papel principal do Estado pode ser entendido no dimensionamento de promover a estabilidade da infraestrutura em seu sentido mais amplo: educacional, tecnológico, financeiro, físico, ambiental e bem-estar social. Uma vez que os mercados não funcionam dentro de um vazio, é fundamental que o Estado garanta essa infraestrutura para que o setor privado seja capaz de cumprir seu papel central de gerar riqueza e, conseqüentemente, promover o desenvolvimento econômico. Como o interesse do bem-estar social está além da capacidade ou do interesse de uma única empresa, essa função é atribuída ao governo (Stiglitz, 1997). Segundo Angelopoulos, Philippopoulos e Tsiona (2008), o Estado tem o potencial de corrigir falhas de mercado, assim como o de gerar diversas distorções na economia e, nesse contexto, o governo enfrenta um *trade-off* com base na relação tamanho-eficiência. Dessa forma, se o governo for muito grande e/ou ter eficiência muito baixa, os efeitos negativos tendem a superar os positivos.

Em sua teoria de finanças públicas, Musgrave (1959, 1989) apresentou as três funções fiscais principais do Estado, ainda amplamente difundidas e aplicadas no contexto do setor público: alocativa, estabilizadora e distributiva. A função alocativa tem por essência a provisão, por parte do Estado, de bens e serviços que o setor privado seja incapaz de fornecer satisfatoriamente à sociedade. A função distributiva refere-se à organização de distribuição de renda originada dos meios de produção e venda dos fatores no mercado. Esse fator é alcançado por meio de uma legislação redistributiva, pautada na maioria, visando, principalmente, à aplicação de uma política tributária progressiva. Por fim, a função estabilizadora consiste no uso dos instrumentos de política fiscal para atingir o equilíbrio econômico, sustentado, principalmente, nos pilares de estabilização do nível de preços e pleno emprego.

Os dois instrumentos de política fiscal consistem na alíquota de arrecadação e nos gastos públicos que, utilizados em conjunto com a política monetária, têm por objetivo não apenas a manutenção da estabilidade econômica, mas também seu desenvolvimento e crescimento. A principal proposta de Keynes (2003) baseia-se no desenvolvimento de mecanismos fiscais compensatórios que permitissem contrabalançar a ausência dos gastos privados quando as expectativas desses gastos forem menores ou quando

o impulso expansivo fosse diminuído. Para o autor, reduzir os gastos ou as despesas públicas ocasiona um declive da atividade econômica, pois os gastos do governo contribuem de forma significativa para o desenvolvimento da economia, causando o chamado efeito multiplicador, ou seja, qualquer alteração nos gastos públicos, seja aumentando-os ou reduzindo-os, causará um efeito na economia proporcionalmente maior ao corte ou ao aumento realizado.

Os déficits governamentais podem ser utilizados como estratégia de governo, pois têm diversos efeitos sobre o mercado, que vão desde forçar a taxa de juros reais – a fim de forçar a retirada de investimentos privados – à implementação de instalações e equipamentos adicionais – a fim de estimular a demanda de consumo das famílias (Aschauer, 1989). Contudo, não há consenso entre os economistas sobre o real efeito das políticas fiscais na economia. No século XIX, o economista britânico David Ricardo (1951) elaborou o conceito da equivalência ricardiana (ER), que apresenta duas interpretações. A primeira é proposta por Pasinetti (1989), que afirma que as mudanças na maneira de financiamento do governo não alterariam a parcela de lucro dos capitalistas. A segunda interpretação é baseada nos modelos pós-keynesianos, de Barro (1974), em que se apresenta a equação de Cambridge. De acordo com esse segmento, a taxa de crescimento de longo prazo não seria dependente de nada além da propensão a poupar. Com isso, para a visão ER pós-keynesiana, a maneira de financiamento do déficit governamental não afetaria a taxa de crescimento de longo prazo da economia. Porém, a ER depende da ocorrência de diversas premissas, havendo divergência entre autores sobre sua real aplicação.

2.1 Gastos Públicos e Mercado de Capitais

A incerteza sobre os efeitos dos gastos públicos permanece também no contexto do mercado de capitais, em especial no comportamento dos ativos financeiros frente às alterações nas diretrizes da política fiscal. Apesar de o tema ainda ser pouco explorado na literatura acadêmica (Afonso & Sousa, 2011; Belo, Gala & Li, 2013), alguns estudos já foram elaborados buscando relacionar as políticas de gastos do governo e o retorno das ações. A Tabela 1 apresenta alguns desses exemplos.

Tabela 1*Estudos sobre o efeito de políticas governamentais no mercado de capitais*

Autor(es)	Objetivo	Amostra	Resultados
Pastor e Veronesi (2012)	Analisar como alterações nas políticas governamentais no setor privado impactam no retorno das ações.	Ações pertencentes ao Standard & Poor's 500 (S&P500) e eventos de alterações políticas no ambiente econômico estadunidense.	As alterações nas políticas governamentais impactam negativamente no retorno das ações, aumentando sua volatilidade. Tal comportamento é decorrente não apenas da incerteza dos investidores, como também das empresas que reduzem seus investimentos.
Afonso e Sousa (2011)	Verificar o <i>link</i> entre política fiscal e mercado de capitais.	Eventos de isenções tributárias e gastos públicos e preço de ações no mercado inglês, estadunidense, alemão e italiano.	Os gastos públicos têm efeito negativo no preço das ações, enquanto as isenções tributárias, que têm impacto menor que os gastos, produzem efeitos positivos no retorno das ações.
Belo et al. (2013)	Verificar a variação dos retornos das ações ante as alterações de gastos públicos promovidos a partir da alternância entre os governos republicanos e democratas.	Portfólios de ativos estadunidenses setoriais ponderados de acordo com a participação dos recursos públicos destinados a cada empresa.	A destinação setorial dos gastos públicos varia de acordo com o partido político no poder, de forma que são gerados tantos retornos anormais negativos quanto positivos para as empresas beneficiadas/prejudicadas pela alocação dos recursos.
Darrat (1988)	Averiguar a eficiência de mercado ante os anúncios de transições nas políticas monetária e fiscal.	Retornos anormais acumulados trimestralmente gerados ante os anúncios de mudanças das políticas econômicas do período no contexto canadense.	As políticas monetárias passadas têm pouco poder de previsibilidade no retorno das ações, de forma que o mercado é eficiente. Entretanto, a política fiscal mostrou-se pouco previsível, gerando retornos anormais nos ativos.

Fonte: *Elaborada pelos autores.*

2.2 Gastos Públicos no Setor Educacional Brasileiro

O setor educacional superior privado brasileiro sofreu transformação, entre 2000 e 2010, derivada das políticas públicas do Programa Universidade para Todos (ProUni) e do Fies (Corbucci, Kubota & Meira, 2016). Ambos os programas são feitos via instrumentos de política fiscal: o ProUni é realizado por isenção tributária, enquanto o Fies é financiado por emissões de CFTs, isto é, por gasto público.

Embora o ensino privado tenha maior participação na oferta de matrículas do que o setor público, desde o início do governo militar houve um salto no número de matrículas de instituições privadas na última década (Chaves, 2015). De acordo com dados disponibilizados pelo Inep (2016), de 1990 a 2000 ocorreu evolução de 87% de alunos em instituições privadas, de 2000 a 2010 o aumento foi de 162% e, de 2010 a 2013, o crescimento foi de 13%. Parte desse aumento pode ser explicado pela expansão de ambos os programas. As bolsas concedidas

pelo Fies tiveram variação, entre o período entre 2005 e 2014, de mais de 800%, enquanto o ProUni teve crescimento de 130%, aproximadamente.

Ainda que os programas tenham sido feitos com a finalidade de política fiscal distributiva, há de se considerar que também produziram efeitos no mercado das instituições de ensino superior privadas. Com base nos dados do Sindicato das Entidades Mantenedoras de Estabelecimentos de Ensino Superior no Estado de São Paulo (Semesp) (2016), em 2000 havia 1.004 instituições privadas. Em 2007, esse número saltou para 2.032, mantendo um padrão de crescimento até 2012, com 2.113 instituições. Após esse período, ocorreu decréscimo no número de instituições, havendo 2.070 em 2014. Esse fator pode ter sido ocasionado devido à compra de universidades/faculdades menores pelas maiores. Ainda que tenha havido redução no número de instituições privadas, essas, em 2014, ainda concentravam aproximadamente 71,5% dos alunos matriculados em cursos presenciais.

3. METODOLOGIA

O presente artigo tem como objetivo analisar o impacto das emissões dos CFT-E1s destinados ao Fies no retorno das ações de empresas do setor de ensino superior de capital aberto. Para isso, são testadas as seguintes hipóteses:

H₀: a emissão de CFT-E gera retorno anormal nas ações pertencentes ao setor educacional;

H₁: a emissão de CFT-E não gera retorno anormal nas ações pertencentes ao setor educacional.

As subseções seguintes apresentam os procedimentos efetuados para realizar os testes de hipóteses propostos.

3.1 Dados

Para composição da amostra, coletaram-se ações de todas as instituições do ensino superior que têm ou tiveram capital aberto durante o período de janeiro de 2008 a dezembro de 2017. Ressalta-se que foram selecionados ativos desse nicho de mercado específico

com o propósito de averiguar o efeito direto do Fies na rentabilidade de ativos de universidades que foram diretamente beneficiadas pelo programa. Em seguida, empregou-se o critério de liquidez diária das ações, ou seja, de universidades que tiveram seus ativos negociados diariamente na B3, totalizando cinco instituições. A base de dados utilizada para coleta das cotações foi a Economatica®.

A Tabela 2 contém as informações das empresas, suas ações, período de análise e número de observações.

Tabela 2

Descrição dos ativos utilizados na amostra

Empresa	Ação	Data de negociação	Observações (n)
Anhanguera Educacional	AEDU3	06/12/2010 a 03/07/2014	885
Anima Educação	ANIM3	25/10/2013 a 30/12/2017	1.030
Kroton Educacional	KROT3	14/07/2008 a 28/12/2017	2.296
Ser Educacional S. A.	SEER3	28/10/2013 a 28/12/2017	1.030
Estácio Participações	ESTC3	10/07/2008 a 28/12/2017	2.034

Fonte: *Elaborada pelos autores.*

Ressalta-se que o período da amostra de Anhanguera Educacional (AEDU3) encerrou anteriormente às outras empresas devido à fusão com a Kroton Educacional (KROT3), o que fez com que suas ações deixassem de ser negociadas na bolsa.

Com relação aos eventos analisados, selecionaram-se as datas das portarias disponíveis no site do Tesouro Nacional com autorizações de emissões diretas destinadas para o Fies. Foram estudados 84 eventos de emissões de títulos de dívida destinados ao programa. Para análise dos testes, a primeira data a ser considerada será 6 de abril de 2009, devido à necessidade de estimação de parâmetros (180 dias) calculados com base no histórico de cotações anteriores ao evento. Nos meses em que os valores das emissões diretas foram divididos, em que há expedição de mais de uma portaria, considerou-se o evento de maior valor como solução para não haver sobreposição entre os eventos.

Para composição dos modelos de regressão de estimação do retorno esperado, coletaram-se variáveis macroeconômicas do endereço eletrônico do Laboratório de Ciência de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata) com frequência diária, haja vista que, para a metodologia aplicada, esse critério faz-se necessário. Como *proxy* de carteira de mercado, utilizaram-se as cotações diárias do Índice Bovespa (Ibovespa), por ser a carteira teórica de maior representatividade no mercado brasileiro.

3.2 Método

Como forma de atender ao objetivo do artigo, adotou-se o método de estudos de eventos, ferramenta tradicionalmente utilizada para análise do impacto de eventos, principalmente de natureza econômica, no valor dos ativos de organizações. Conforme estabelecido por MacKinlay (1997), o primeiro procedimento a ser feito em um estudo de eventos é a identificação do evento de interesse que, para o presente estudo, consiste na autorização de emissão de CFT-E com recursos destinados para o Fies, feita via portarias emitidas pelo Tesouro Nacional. Em seguida, é necessária a definição do período em torno do evento em que os retornos dos ativos serão examinados – a janela de eventos.

Para escolha da janela de evento, primeiramente definiu-se a data da emissão como o dia 0 e um período de -4 e +4 para observação dos retornos, levando em consideração que esse intervalo não pode ser extenso, de maneira a evitar que outros eventos distintos ao do objetivo sejam englobados na análise. Em seguida, é escolhido um período de observação anterior à janela de eventos (denominado janela de estimação), com intervalo de -180 dias anteriores a t_0 . A janela de estimação é utilizada para cálculo dos parâmetros dos retornos esperados das ações, conforme será descrito adiante.

Conforme proposto por Caparelli, Barros e Dias (2010) e De Souza Gonçalves et al. (2015), a janela de eventos foi dividida em três partes para análise, conforme a Tabela 3.

Tabela 3

Períodos de análise da janela de eventos

Janela	Período da janela para análise
1	-4 a 0
2	0 a +4
3	-4 a +4

Fonte: Elaborada pelos autores.

Definidos evento e janelas de evento e de estimação, são calculados os retornos dos ativos das empresas selecionadas para análise, no caso as instituições de ensino superior com ações negociadas no mercado. Utilizou-se a forma logarítmica para cálculo do retorno diário obtido pela seguinte equação:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right) \quad 1$$

em que R_{it} é o retorno observado, P_{it} é o preço do ativo i no dia t e P_{it-1} é o preço do ativo i no dia $t-1$.

Em seguida, como forma de reduzir os efeitos de eventos específicos de cada instituição (fusões, compras, vendas etc.), elaborou-se uma carteira ponderada pela proporção da quantia trimestral do Fies a ser repassada para cada uma das instituições. Essa informação foi recolhida com base na demonstração de resultado trimestral das instituições, de modo que a carteira é atualizada na mesma periodicidade. A equação a seguir apresenta o procedimento de cálculo dos pesos das ações na carteira.

$$W_i = \frac{Q_i}{Q_t} \quad 2$$

em que W_i é o peso da ação i na carteira, Q_i é a quantia do Fies a ser repassada para a instituição i e Q_t é a quantia total do Fies a ser repassada para as instituições da amostra no Fies.

Deve-se considerar que

$$w_i + w_j + \dots + w_z = 1 \quad 3$$

Sendo assim, o retorno total diário da carteira das instituições de ensino superior é obtido por:

$$R_T = \sum_{i=1}^n w_i(R_i) \quad 4$$

Ou seja, o retorno total R_T é o resultado do somatório dos retornos dos ativos ponderados pela sua participação no portfólio.

Para realizar o cálculo do retorno esperado da carteira, utilizaram-se o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), criado por Sharpe (1964) e por Lintner (1965), e o *Arbitrage Pricing Theory* (APT), criado por Ross (2013), ambos modelos ainda amplamente aplicados para estimativa de precificação de ativos.

O CAPM tem como premissa que o risco de uma ação deve ser medido em relação a uma carteira de mercado abrangente (Fama & French, 2007).

O modelo é dado pela seguinte equação:

$$E(R_i) = R_f + \beta_m(R_m - R_f) \quad 5$$

em que R_f é o retorno do ativo livre de risco (Certificado de Depósito Interbancário – CDI), β_m é o coeficiente angular e R_m é o retorno da carteira de mercado (Ibovespa).

O APT surge como resposta à simplicidade do CAPM, pois esse é um modelo de um único fator generalizado. Considerando-se a premissa de que a eficiência de mercado deve ser consistente com a arbitrariedade do lucro das negociações, o APT mostra que todo equilíbrio é caracterizado por uma relação linear entre o retorno esperado do ativo e fatores macroeconômicos relevantes em seu risco (Roll & Ross, 1980). Não são especificados quais e quantos fatores são adequados, de forma que o modelo assume a seguinte forma:

$$E(R_i) = R_f + \beta_1\lambda_1 + \beta_2\lambda_2 + \beta_3\lambda_3 \dots + \beta_n\lambda_n \quad 6$$

em que λ corresponde ao número de fatores explicativos para o retorno esperado de R_i .

Feitos os cálculos dos retornos esperados, é realizado o cálculo do retorno anormal, que corresponde ao resíduo de cada retorno diário em relação ao seu valor esperado, dado por:

$$A_{i,t} = R_{i,t} - RE_{i,t} \quad 7$$

em que $A_{i,t}$ é o retorno anormal do ativo i em t , $R_{i,t}$ é o retorno obtido do ativo i em t e $RE_{i,t}$ é o retorno esperado do ativo i em t .

Para análise do teste dos resultados, calculou-se o retorno anormal acumulado para cada período da janela, obtido por:

$$CAR_{i,t} = \sum_{t=1}^n A_{i,t} \quad 8$$

em que $CAR_{i,t}$ é o somatório dos retornos anormais.

Por fim, fez-se o retorno médio anual de todos os eventos agregados para cada período da janela, conforme:

$$\overline{RAA}_{i,t} = \frac{\sum_{i=1}^n RAA_{i,t}}{n} \quad 9$$

em que $\sum_{i=1}^n RAA_{i,t}$ é o somatório dos retornos anormais da carteira para cada período e n é o número de eventos no ano.

3.3 Teste Estatístico

Considerando-se que os testes estatísticos paramétricos prescindem da normalidade da amostra anteriormente à escolha do teste de significância, fez-se o teste de normalidade Jarque-Bera. Sua hipótese nula é de que, caso o *p-value* seja superior a 0.05, a normalidade da amostra é aceita; caso contrário, é rejeitada. Como H_0 foi rejeitada, utilizou-se o teste não paramétrico Wilcoxon

Signed-Rank, tido como alternativa ao teste t quando a condição de normalidade não é satisfeita. O teste é fornecido por:

$$w = \sum_{i=1}^N r_i^+ \quad \boxed{10}$$

em que, r_i^+ é a classificação positiva do valor absoluto dos retornos anormais.

Esse teste assume que nenhum desses valores absolutos é igual e, adicionalmente, que cada um deles é um valor não nulo (Dutta, 2014).

4. ANÁLISE EMPÍRICA

4.1 Estatística Descritiva

A Tabela 4 apresenta os cálculos estatísticos anualizados da carteira e, para fins comparativos, do Ibovespa e CDI (considerado o ativo livre de risco). Foram calculados

retorno médio, mediana, desvio padrão, prêmio-risco representado pelo índice Sharpe, assimetria e curtose. Os dados foram obtidos a partir dos retornos mensais de janeiro de 2008 até dezembro de 2017.

Tabela 4

Estatística descritiva do período de 2008 a 2017

	Carteira	Ibovespa	CDI
Retorno médio anualizado (%)	34,11	2,90	10,81
Mediana	-0,03	0,01	0,80
Desvio padrão	43,48	29,28	0,01
Índice Sharpe	0,23	-0,27	-
Assimetria	3,40	0,10	-0,11
Curtose	41,33	6,51	-1,10

CDI = Certificado de Depósito Interbancário; Ibovespa = índice Bovespa.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Com base na Tabela 4, observa-se que, para o período da amostra, a carteira composta pelas ações do setor educacional foi o investimento que proporcionou maior retorno, mas também o que apresentou maior volatilidade. O coeficiente de curtose indica uma distribuição leptocúrtica, comum nas séries financeiras, com caudas grossas e afunilamento em torno da média. A distribuição também se mostrou assimétrica à direita. O prêmio-risco da carteira foi 0,233. O Ibovespa, *proxy* da carteira de mercado, obteve o menor retorno médio dentre os três ativos, retornando um prêmio-risco negativo, embora sua volatilidade tenha sido menor do que a da carteira educacional. Os coeficientes de curtose e assimetria também indicam a não normalidade da distribuição dos retornos. O CDI foi o único ativo que apresentou distribuição platicúrtica, caracterizada por ser mais achatada que a normal. Além disso, apresentou assimetria negativa, o que pode ter sido efeito da política de redução de juros dos dois últimos anos.

Também foram realizados testes estatísticos de robustez para os modelos de cálculo de precificação utilizados, CAPM e APT, como forma de fortalecer os resultados encontrados. Primeiramente, calcularam-se os

p-values das variáveis explanatórias do retorno esperado, com objetivo de verificar a qualidade da regressão. Adicionalmente, também foi feito o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), com o intuito de verificar se as séries são estacionárias e, conseqüentemente, se a regressão é espúria. A Tabela 5 apresenta os resultados encontrados para o modelo CAPM, enquanto a Tabela 6 para o modelo APT.

Tabela 5

Desempenho do modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM)

Variável	Coefficiente	p-value
Intercepto	0,01	0,03
Prêmio mercado ($R_m - R_f$)	0,54	0,00
R ²	0,123	-

Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme a Tabela 5, o prêmio de mercado apresentou relação positiva significativa no retorno esperado da carteira de ações de ensino superior. Os resultados do teste ADF retornaram valores críticos de -3,96 a 1% de significância e -3,41 a 5%, sendo superiores ao valor estatístico de -12,80, o que permite a rejeição de H_0 de raiz unitária para os dois intervalos de confiança,

confirmando que a regressão não é espúria, sendo $I(0)$. Apesar dos resultados favoráveis, nota-se que o R^2 retornou coeficiente de 0,12, indicando baixo valor de qualidade de ajustamento da regressão.

Tabela 6*Desempenho do modelo Arbitrage Pricing Theory (APT)*

Variável	Coefficiente	p-value
Intercepto	0,01	0,03
Prêmio mercado (R_m)	0,54	0,00
EMBI	-0,05	0,00
Dólar	0,80	0,00
R^2	0,60	-

EMBI = *Emerging Markets Bond Index Plus*.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 6 contém os resultados das variáveis macroeconômicas que foram significantes na estimação de precificação da carteira educacional com base no modelo APT. O *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI), medida mais utilizada para mensurar o risco-país, apresentou relação inversa com o retorno esperado, o que era previsto, haja vista que quanto menor o risco soberano, menor a taxa de desconto, maior o fluxo de caixa descontado e, conseqüentemente, maior o valor das empresas. Entretanto, o dólar demonstrou relação positiva, o que pode ser decorrente da participação de capital estrangeiro nessas instituições. Os resultados do teste ADF retornaram valores críticos de -3,43 a 1% de significância e -2,86 a 5%, sendo superiores ao valor estatístico de -43,09, o que leva à rejeição de H_0 de raiz unitária para os dois intervalos de confiança, confirmando que a regressão não é espúria, sendo $I(0)$. O R^2 retornou

valor de 0,60, mostrando melhor qualidade de ajuste da regressão quando comparado ao CAPM.

4.2 Estudo de Eventos

Para auxílio na interpretação dos resultados obtidos do estudo de eventos, utilizou-se a Tabela 7, que contém os valores anuais de CFT-E1 destinados ao Fies emitidos pelo Tesouro Nacional.

Tabela 7*Emissões anuais destinadas ao Fundo de Financiamento Estudantil (Fies) de 2008 a 2017*

Anos	Total (R\$)
2008	701.287,07
2009	810.319,08
2010	778.455,78
2011	1.450.636,34
2012	2.197.980,35
2013	2.943.009,36
2014	4.012.627,69
2015	4.393.788,59
2016	6.082.405,93
2017	7.211.278,23
Total	31.279.656,13

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 8 apresenta os resultados dos retornos anormais acumulados e do teste estatístico de Wilcoxon a 5% de significância para o modelo CAPM, enquanto a Tabela 9 apresenta as mesmas informações, porém obtidas pelo modelo APT. Recordando que este último retornou maior coeficiente de determinação que o CAPM, indicando melhor poder explicativo das variáveis independentes.

Tabela 8*Retornos anormais e p-values pelo modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM) para os períodos de 2009 a 2017*

	Períodos		
	t_{-4} a t_0	t_0 a t_{+4}	t_{-4} a t_{+4}
2009			
Retorno anormal (%)	6,35	1,00	2,75
p-value	0,146	0,405	0,238
2010			
Retorno anormal (%)	0,32	-0,01	-0,01
p-value	0,595	0,145	0,359
2011			
Retorno anormal (%)	-0,01	2,22	-3,90
p-value	0,072	0,000	0,000
2012			
Retorno anormal (%)	-0,01	1,75	1,18
p-value	0,189	0,031	0,104
2013			
Retorno anormal (%)	-1,45	0,01	-3,06
p-value	0,213	0,287	0,128

Tabela 8

Cont.

	Períodos		
	t_{-4} a t_0	t_0 a t_{+4}	t_{-4} a t_{+4}
2014			
Retorno anormal (%)	2,88	-0,74	1,24
<i>p-value</i>	0,1348	0,463	0,600
2015			
Retorno anormal (%)	1,48	7,40	8,12
<i>p-value</i>	0,49	0,001	0,001
2016			
Retorno anormal (%)	0,12	0,17	3,26
<i>p-value</i>	0,074	0,057	0,498
2017			
Retorno anormal (%)	0,01	1,26	2,23
<i>p-value</i>	0,761	0,851	0,878

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 9Retornos anormais e *p-values* pelo modelo Arbitrage Pricing Theory (APT) para os períodos de 2009 a 2017

	Períodos		
	t_{-4} a t_0	t_0 a t_{+4}	t_{-4} a t_{+4}
2009			
Retorno anormal (%)	2,83	0,29	2,68
<i>p-value</i>	0,396	0,963	0,452
2010			
Retorno anormal (%)	-0,04	-0,01	-0,01
<i>p-value</i>	0,767	0,122	0,358
2011			
Retorno anormal (%)	-0,01	-0,01	-3,90
<i>p-value</i>	0,012	0,119	0,020
2012			
Retorno anormal (%)	-0,01	0,00	-1,65
<i>p-value</i>	0,623	0,023	0,291
2013			
Retorno anormal (%)	-0,01	-0,01	-0,01
<i>p-value</i>	0,346	0,217	0,243
2014			
Retorno anormal (%)	1,93	-0,00	2,06
<i>p-value</i>	0,011	0,678	0,600
2015			
Retorno anormal (%)	-0,01	-1,38	-1,12
<i>p-value</i>	0,538	0,040	0,243
2016			
Retorno anormal (%)	0,00	1,38	2,08
<i>p-value</i>	0,354	0,081	0,058
2017			
Retorno anormal (%)	0,00	-0,01	-0,01
<i>p-value</i>	0,846	0,677	0,952

Fonte: Elaborada pelos autores.

Inicialmente, ao comparar os retornos anormais obtidos pelo CAPM e APT, observa-se um comportamento heterogêneo, haja vista que o primeiro modelo apresentou média positiva para sete dos nove anos de análise, indicando que a emissão de CFT-E é favorável à rentabilidade da carteira educacional, enquanto o segundo mostrou que

as emissões foram favoráveis apenas para 3 anos. Para o CAPM, o ano que retornou a maior média de retornos anormais foi 2015 (5,67%), enquanto 2013 apresentou a menor média (-1,50%). O segundo intervalo da janela de análise (t_0 a t_{+4}) apresentou a maior média de retornos, enquanto a primeira (t_{-4} a t_0), a menor. Sendo assim, com

base no CAPM, os resultados corroboram os de Fisher e Peters (2010) e Belo et al. (2013), mostrando que ações de empresas pertencentes a setores beneficiados por políticas de gastos públicos tendem a reagir positivamente.

No modelo APT, 2009 apresentou a maior média de retornos anormais (1,93%) e 2011 a menor (-1,31%), o que não era esperado ao considerar-se que foi o ano que teve o maior crescimento percentual de valor de emissões em relação ao ano anterior. O primeiro intervalo (t_{-4} a t_0) obteve a maior média de retornos anormais (0,52%), enquanto o terceiro (t_{-4} a t_{+4}), a menor (0,01%). Esse fator pode ser indicativo de antecipação do mercado ante a expectativa do montante de emissões de CFT-E. Para o modelo, de forma geral, a média anual de retornos anormais foi majoritariamente negativa, indicando retorno abaixo do precificado pelo APT. Esse resultado, no contexto do setor educacional, corrobora o estudo de Laopodis (2009), em que foi constatado que o mercado tende a reagir com desconfiança ante o aumento de gastos públicos, em decorrência, principalmente, da geração de déficit econômico que impacta na sustentabilidade da dívida do país e, conseqüentemente, pressiona o setor privado.

Quando testada a hipótese de eficiência e analisada a significância dos retornos anormais, o comportamento foi relativamente homogêneo, tendo em vista que os dois modelos retornaram cinco retornos anormais estatisticamente significantes (18% das janelas) e que 2011 foi o ano que concentrou dois desses resultados (CAPM t_{-0} a t_{+4} ; t_{-4} a t_{+4} ; APT t_{-4} a t_{+0} ; t_{-4} a t_{+4}). Com base na Tabela 7, observa-se que 2011 teve a maior variação percentual *versus* ano anterior de emissões de CFT-E (86%), o que pode ter gerado instabilidade em relação às expectativas do mercado ante os retornos das ações do ensino superior.

Para o modelo CAPM, 2015 (t_{-0} a t_{+4} ; t_{-4} a t_{+4}) também mostrou ineficiência do mercado para duas das janelas

em análise e, 2012, ineficiência apenas para o segundo intervalo (t_0 a t_{+4}). Um fator a se considerar é que 2011 e 2015 foram anos pós-eleições, o que tende a gerar oscilações nas expectativas do mercado ante as alterações nos ciclos político-econômicos, embora se tenha mantido o mesmo governo. Conforme Baker, Bloom e Davis (2016), incertezas nas diretrizes políticas refletem diretamente na volatilidade do mercado, principalmente em setores com maior dependência do governo, o que pode ter ocasionado a ineficiência para esses dois períodos específicos.

No APT, 2012 e 2015 foram ineficientes para o segundo intervalo (t_0 a t_{+4}), enquanto 2014 apenas para o primeiro (t_{-4} a t_0). Não foi constatado nenhum padrão específico de anormalidade com base nos montantes de emissões, considerando-se que, embora 2012 tenha tido o segundo crescimento percentual de valor de emissões (51%), 2015 e 2014 tiveram variações medianas (9 e 36%).

Sendo assim, para a primeira parte da análise e para os dois modelos de precificação, H_0 não foi rejeitada para 82% das janelas de evento referente a emissões de CFT-E, mostrando inclinação para a hipótese de eficiência de mercado em sua forma semiforte para as ações de ensino superior.

Com objetivo de confirmar os resultados encontrados na primeira análise, adicionalmente foi realizado um segundo teste, considerando-se o período completo da amostra (2009-2017). Além das três janelas de eventos de 4 dias, incluíram-se mais três intervalos (t_{-1} a t_0 , t_0 a t_{+1} e t_{-1} a t_{+1}), com intuito de observar o efeito das emissões no retorno das ações no período imediatamente posterior e imediatamente anterior ao evento. As tabelas 10 e 11 apresentam os retornos anormais acumulados para cada modelo de precificação de todos os eventos da amostra e seus respectivos *p-values* resultantes do Wilcoxon Signed-Rank a 5% de significância.

Tabela 10

Retornos anormais e p-values dos retornos anormais acumulados pelo modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM) agregados anualmente de 2009 a 2017

2009-2017			
Janelas	1	2	3
Períodos	t_{-4} a t_0	t_0 a t_{+4}	t_{-4} a t_{+4}
Retorno anormal agregado (%)	0,36	0,41	0,84
<i>p-value</i>	0,782	0,246	0,086
Períodos	t_{-1} a t_0	t_0 a t_{+1}	t_{-1} a t_{+1}
Retorno anormal agregado (%)	-0,01	0,23	0,13
<i>p-value</i>	0,778	0,176	0,001

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 11

Retornos anormais e *p-values* dos retornos anormais acumulados pelo modelo Arbitrage Pricing Theory (APT) agregados anualmente de 2009 a 2017

2009-2017			
Janelas	1	2	3
Períodos	t_{-4} a t_0	t_0 a t_{+4}	t_{-4} a t_{+4}
Retorno anormal agregado (%)	0,31	0,43	0,81
<i>p-value</i>	0,491	0,896	0,314
Períodos	t_{-1} a t_0	t_0 a t_{+1}	t_{-1} a t_{+1}
Retorno anormal agregado (%)	-0,08	-0,04	0,52
<i>p-value</i>	0,328	0,299	0,551

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para essa análise, com base, primeiramente, na primeira janela de 4 dias, os sinais dos retornos anormais obtidos tanto para o CAPM quanto para o APT foram homogêneos, indicando reação positiva do mercado ante as emissões de CFT-E. Essa reação converge com a da primeira parte para o CAPM, havendo tendência positiva no retorno de ações de empresas diretamente beneficiadas por políticas públicas. Esse fator era esperado, considerando-se que o Fies impacta diretamente no número de alunos ingressantes nas instituições e no fluxo de caixa gerado. Para o APT, que teve sua média de retornos anormais negativa na primeira análise, os resultados foram divergentes, o que pode ter sido ocasionado por expectativas particulares referentes aos retornos anuais, haja vista que cada ano tem seu ciclo econômico característico e que o modelo utilizado considerou três variáveis macroeconômicas para estimação.

Considerando-se a janela adicional de evento de apenas 1 dia, os sinais foram distintos apenas para o segundo intervalo; na primeira janela (t_{-1} a t_0), ambos apresentaram coeficientes negativos, o que pode indicar subestimação do mercado em relação ao montante a ser

destinado para o programa. Para as duas outras janelas, o CAPM apresentou coeficientes positivos (t_0 a t_{+1} ; t_{-1} a t_1), o que corrobora as análises anteriores, enquanto o APT apresentou retornos anormais negativos para o segundo intervalo (t_0 a t_{+1}) e positivo para o terceiro (t_{-1} a t_1).

Quando analisados os *p-values* dos intervalos, os resultados das duas janelas de evento testadas foram convergentes, não havendo retornos anormais estatisticamente significantes. Dessa forma, conclui-se que o mercado de ações do ensino superior foi eficiente em sua forma semiforte para o evento de emissão de títulos de dívidas, corroborando a hipótese do mercado eficiente de que os investidores incorporam todas as informações disponíveis na precificação do ativo, não havendo ganhos anormais decorrentes da liberação de recursos para o Fies. Ao se comparar os resultados com outros estudos feitos no escopo da política monetária, os resultados convergem com os de Gonçalves e Eid (2011) e Zobot, Caetano e Caldeira (2013), que não encontraram evidências de anormalidades nos retornos de ações ante os anúncios de alteração de taxa de juros do Comitê de Política Monetária (Copom).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo analisar o impacto e a eficiência de mercado do evento das emissões diretas de CFT-E no retorno das ações das instituições privadas de ensino superior negociadas na B3. Para isso, utilizou-se a metodologia de estudos de eventos e calcularam-se os retornos anormais agregados durante três períodos da janela de eventos: t_{-4} a t_0 ; t_0 a t_{+4} ; e t_{-4} a t_{+4} . A amostra é composta por cinco instituições privadas e o período analisado da emissão de eventos foi de 2009 a 2017, totalizando 84 eventos. Como forma de reduzir os efeitos dos eventos individuais ocorridos em cada instituição de ensino, elaborou-se uma carteira, atualizada trimestralmente, ponderada pelos valores dos repasses do Fies recebido

por cada universidade. Para cálculo do retorno esperado, utilizaram-se os modelos CAPM e APT, de forma que esse último apresentou maior coeficiente de determinação, indicando melhor qualidade de ajuste da regressão.

Na análise anual, os sinais dos coeficientes dos retornos anormais obtidos pelo CAPM e pelo APT foram divergentes, de modo que o primeiro indicou reação positiva do mercado ante as emissões, enquanto o segundo indicou reação negativa, pois, com base nas variáveis explanatórias utilizadas na estimação, esperava-se retorno superior ao obtido. Quando testada a eficiência de mercado, ambos os modelos tiveram H_0 rejeitada para cinco intervalos, sendo 2011 o ano que concentrou o

maior número de rejeições. Apesar de o APT ter retornado média negativa de retornos anormais em 2011, o resultado de ineficiência pode ter sido decorrente de dois fatores; o primeiro das incertezas políticas, tendo em vista que 2011 corresponde a um ciclo pós-eleitoral; o segundo da variação do montante de emissão de CFT-E, sendo que 2011 foi o ano de maior variação percentual *versus* ano anterior da amostra.

Fez-se uma segunda análise visando confirmar os resultados encontrados, porém considerando-se retornos anormais acumulados do período completo da amostra e incluindo-se uma janela adicional de intervalo de 1 dia. Os resultados para o período agregado foram menos heterogêneos entre os modelos, sendo que, para o intervalo de 4 dias, os dois mostraram reação positiva do mercado ante as emissões. Para a janela de eventos de 1 dia, o CAPM retornou coeficiente negativo apenas para a primeira janela, enquanto o APT apresentou sinais negativos para primeira e segunda janelas. Os resultados divergentes dentre as duas análises feitas para o APT podem ser resultantes de fatores macroeconômicos específicos dos anos, em decorrência de o modelo incorporar mais de um fator relevante na estimação do preço da carteira.

O estudo, no entanto, apresenta algumas limitações. Primeiramente, o cenário brasileiro de 2008 a 2012

passou por transições que variam entre períodos de expansão a contração econômica, de modo que outros fatores podem ter afetado o comportamento das ações. Além disso, o setor educacional também passou por transformações, havendo, ao longo do período, eventos como aquisições de instituições menores, que também podem ter impactado no preço. Há de se considerar, também, que, por ser um setor relativamente recente quando comparado a outros na B3, as ações podem ser mais sensíveis a especulações, como, por exemplo, incertezas em relação à continuação de políticas públicas educacionais. Quanto ao método, as conclusões do estudo de evento se limitam tanto às fragilidades específicas dos modelos utilizados para estimação do preço de carteira quanto à extensão de janela de análise, de forma que, para intervalo superior ou inferior à extensão da janela aplicada, os resultados de anormalidade poderiam ser divergentes.

Para estudos futuros, sugere-se a realização de uma mesma pesquisa, porém considerando o ProUni, feito via isenção tributária, sendo explorada a outra dimensão da política fiscal. Também sugere-se estudar o efeito dos gastos públicos para outros setores econômicos, uma vez que essa abordagem ainda é pouco explorada nas pesquisas de finanças.

REFERÊNCIAS

- Afonso, A., & Sousa, R. M. (2011). What are the effects of fiscal policy on asset markets? *Economic Modelling*, 28(4), 1871-1890.
- Angelopoulos, K., Philippopoulos, A., & Tsionas, E. (2008). Does public sector efficiency matter? Revisiting the relation between fiscal size and economic growth in a world sample. *Public Choice*, 137(1-2), 245-278.
- Aschauer, D. A. (1989). Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, 23(2), 177-200.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117.
- Belo, F., Gala, V. D., & Li, J. (2013). Government spending, political cycles, and the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 107(2), 305-324.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- Caparelli, C. E., Barros, L. A. B. C., & Dias, E. A. (2010). Sustentabilidade e retorno ao acionista: um estudo sobre o índice de sustentabilidade empresarial. XIII SemeAd – Seminários em Administração. São Paulo, SP. Recuperado de <http://www.anpad.org.br/admin/pdf/FIN-B946.pdf>
- Chaves, V. L. J. (2015). Política de financiamento e a expansão da educação superior no Brasil: o público e o privado em questão. *ETD: Educação Temática Digital*, 17(2), 427-441.
- Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Corbucci, P. R., Kubota, L. C., & Meira, A. P. B. (2016). Evolução da educação superior privada no Brasil: da reforma universitária de 1968 à década de 2010. Recuperado de http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7066/1/Radar_n46_evolu%C3%A7%C3%A3o.pdf.
- Darrat, A. F. (1988). On fiscal policy and the stock market. *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(3), 353-363.
- Dutta, A. (2014). Parametric and nonparametric event study tests: A review. *International Business Research*, 7(12), 136.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2007). The Capital Asset Pricing Model: Theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46.
- Fisher, J. D., & Peters, R. (2010). Using stock returns to identify government spending shocks. *The Economic Journal*, 120(544), 414-436.
- Gonçalves, R. S., Barbosa, N. M., Barroso, C. R., & Medeiros, O. R. (2015). Social disclosure e retornos anormais: um estudo de

- eventos em empresas brasileiras abertas no período de 2005 a 2012. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 9(24), 56-70.
- Gonçalves, W., Junior & Eid, W., Junior (2011). Surpresas com relação à política monetária e o mercado de capitais: evidências do caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, 31(3), 435-454.
- Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. (2016). Censo da educação superior. Recuperado de http://download.inep.gov.br/educacao_superior/censo_superior/documentos/2016/notas_sobre_o_censo_da_educacao_superior_2016.pdf
- Keynes, J. M. (2003). *The general theory of employment, interest, and money* [Versão digital]. Recuperado de https://ebooks.adelaide.edu.au/k/keynes/john_maynard/k44g/complete.html.
- Laopodis, N. T. (2009). Fiscal policy and stock market efficiency: Evidence for the United States. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 633-650.
- Lei n. 10.260, de 12 de julho de 2001. (2001, 12 de julho). Dispõe sobre o Fundo de Financiamento ao estudante do Ensino Superior e dá outras providências. Recuperado de http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/LEIS_2001/L10260.htm.
- Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The Journal of Finance*, 20(4), 587-615.
- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39.
- Musgrave, R. A. (1959). *Theory of public finance: a study in public economy*. New York, N.Y.: McGraw Hill.
- Musgrave, R. A. (1989). The three branches revisited. *Atlantic Economic Journal*, 17(1), 1-7.
- Pasinetti, L. L. (1989). Ricardian debt/taxation equivalence in the Kaldor theory of profits and income distribution. *Cambridge Journal of Economics*, 13(1), 25-36.
- Pastor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *The Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264.
- Ricardo, D. (1951). *The works and correspondence of David Ricardo. On the principles of political economy and taxation*. P. Sraffa, M. H. Dobb. (Eds.). Cambridge: Cambridge University.
- Roll, R., & Ross, S. A. (1980). An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, 35(5), 1073-1103.
- Ross, S. A. (2013). The arbitrage theory of capital asset pricing. In *Handbook of the fundamentals of financial decision making: Part I* (pp. 11-30). Singapore: World Scientific.
- Sindicato das Entidades Mantenedoras de Estabelecimentos de Ensino Superior no Estado de São Paulo. (2016). Mapa do Ensino Superior do Brasil. Recuperado de http://convergencia.com.net/pdf/mapa_ensino_superior_2016.pdf
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Stiglitz, J. E. (1997). The role of government in economic development. In *Annual World Bank Conference on Development Economics* (p. 11-23). Washington, DC.
- Zabot, U. C., Caetano, S. M., & Caldeira, J. F. (2013). Antecipação e surpresa monetária e seus efeitos nas taxas de juros de mercado. *Economia Aplicada*, 17(2), 227-249.