

Crescimento de ativos e retorno de ações: evidências no mercado brasileiro

Márcio André Veras Machado¹

 <https://orcid.org/0000-0003-2635-5240>

E-mail: marciomachado@ccsa.ufpb.br

Robert William Faff²

E-mail: r.faff@business.uq.edu.au

¹Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Administração, João Pessoa, PB, Brasil

²University of Queensland, Faculty of Business, Economics and Law, UQ Business School, Brisbane, QLD, Austrália

Recebido em 30.01.2017 – Desk aceite em 06.04.2017 – 4ª versão aprovada em 08.10.2017 – Ahead of print em 18.06.2018
Editora Associada: Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

RESUMO

Evidências empíricas sugerem que as empresas que vivenciaram rápido crescimento, por meio de aumento do financiamento externo e realizando investimentos e aquisições de capital, tendem a demonstrar mau desempenho operacional e menor retorno de ações, ao passo que as empresas que vivenciaram contração, por desinvestimento, recompra de ações e quitação de dívidas, tendem a mostrar bom desempenho operacional e maiores retornos de ações. Assim, este estudo teve por objetivo analisar a relação entre crescimento de ativos e retorno de ações no mercado acionário brasileiro e testou a hipótese de que o crescimento de ativos está relacionado negativamente ao retorno de ações futuras. Para tanto, a metodologia se dividiu em 3 etapas: verificar 1) se existe anomalia do crescimento de ativos; 2) se essa relação pode ser explicada pela hipótese de fricção do investimento e/ou pela hipótese de limites à arbitragem; e 3) se o crescimento de ativos constitui fator de risco ou precificação incorreta. Além disso, a análise foi realizada tanto em nível de carteira como em nível de ativos individuais. A amostra incluiu todas as empresas não financeiras negociadas em B3 de junho de 1997 a junho de 2014. Quanto aos principais resultados, este estudo constatou que o efeito do crescimento de ativos existe, tanto no nível de carteira como no nível de ativos individuais, embora seja sensível à *proxy*. Sobre a materialidade do efeito, este estudo concluiu que o efeito do crescimento de ativos não é economicamente relevante, uma vez que não é observado em empresas de grande porte, independente da *proxy* usada, um fato que torna difícil explorar esse efeito. Outro achado é que o efeito do crescimento de ativos pode não estar relacionado à hipótese de limites à arbitragem e à hipótese de restrição financeira; além disso, esse efeito pode ser considerado um fator de risco, sugerindo que o efeito do investimento documentado no mercado de ações brasileiro pode ser explicado pela perspectiva racional da precificação de ativos. Portanto, os profissionais do mercado de capitais devem levar em consideração o fator crescimento de ativos em modelos de preços de ativos para melhor avaliação do risco de investimento.

Palavras-chave: anomalias, efeito do crescimento de ativos, efeito do investimento, fatores de risco

Endereço para correspondência:

Márcio André Veras Machado

Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Administração

Campus I – Via Expressa Padre Zé, 289 – CEP 58051-900

Cidade Universitária – Castelo Branco III – João Pessoa – PB – Brasil



1. INTRODUÇÃO

As evidências empíricas sugerem que as empresas que vivenciaram um rápido crescimento, por meio do aumento de financiamento externo e realizando investimentos e aquisições de capital, tendem a ter desempenho operacional ruim e menores retornos acionários, enquanto empresas que têm experimentado contração, via desinvestimento, recompra de ações e quitação de dívidas, tendem a ter bom desempenho operacional e maiores retornos acionários (Watanabe, Xu, Yao, & Yu, 2013; Yao, You, Zhang, & Chen, 2011; Cooper, Gulen, & Schill, 2008). Essa relação negativa entre investimento e retorno é documentada na literatura como efeito investimento ou efeito crescimento dos ativos (Lipson, Mortal, & Schill, 2011).

Uma das grandes discussões na literatura é se a relação negativa existente entre crescimento dos ativos e retorno acionário é uma evidência de ineficiência de mercado ou se pode ser vista como resultado de uma precificação racional de ativos (Watanabe et al., 2013). Consequentemente, há duas abordagens na literatura para explicar o efeito do crescimento dos ativos: uma racional e outra comportamental (Cooper et al., 2008; Lipson et al., 2011; Lam & Wei, 2011).

Sob a perspectiva comportamental, existem muitas explicações baseadas no *mispricing*, tais como: a tendência de os gestores corporativos investirem em projetos com valor presente líquido negativo de, devido a problemas de assimetria de informação e da teoria de agência (Titman, Wei, & Xie, 2004; Myers, 1984; Myers & Majluf, 1984); *market timing*, onde os gerentes adotam comportamento oportunista, emitindo ações quando seu valor está alto e comprando ações quando seu valor está baixo (Baker & Wurgler, 2002); *overreaction*, extrapolando excessivamente o crescimento passado do ativo, quando avaliam as empresas (Lakonishok, Shleifer, & Vishny, 1994); e gerenciamento de resultados (Teoh, Welch, & Wong, 1998), em que os gerentes tendem a manipular os lucros antes da obtenção de financiamento externo ou de operações de aquisição, de modo a obter uma avaliação favorável em termos de valor de mercado.

As explicações baseadas em *mispricing* estão relacionadas à suposição de que os investidores reagem erroneamente às informações públicas disponíveis quando estão avaliando ações e, assim, menores retornos para ações com alto crescimento são uma forma de o mercado corrigir a reação exagerada do início (Watanabe et al., 2013). De acordo com Lam e Wei (2011), a anomalia crescimento dos ativos existe porque os investidores falham ou incorporam devagar as informações corretas do investimento corporativo nos preços das ações, causando

mispricing; esses autores explicam que, no mundo ideal, quando ocorre a má precificação das ações, os investidores podem aproveitar a oportunidade de uma arbitragem sem risco e corrigir a precificação incorreta imediatamente. No entanto, no mundo real, a arbitragem é limitada, arriscada e cara; então, corrigir o erro de precificação demora mais tempo.

Do ponto de vista da precificação racional dos ativos, a explicação se baseia na relação entre o investimento e o retorno esperado, onde maiores investimentos estão relacionados a menores retornos acionários, conforme a teoria Q do investimento, que prevê que a produtividade marginal do capital é uma função decrescente do investimento (Li & Zhang, 2010; Lam & Wei, 2011; Chen, Novy-Marx, & Zhang, 2010; Lin & Zhang, 2013; Hou, Xue, & Zhang, 2015), ou seja, as empresas investem mais quando os retornos esperados são mais baixos e investem menos quando o retorno esperado é mais alto, evidenciando uma relação negativa entre investimento e retorno de ações.

A teoria das opções reais também explica o efeito do crescimento dos ativos (Watanabe et al., 2013). Ela se baseia na suposição de que opções reais são mais arriscadas do que os investimentos existentes. Quando as empresas fazem um investimento, opções reais são feitas e convertidas em ativos menos arriscados. Portanto, as empresas que fazem grandes investimentos tendem a apresentar menores riscos e menores retornos esperados no futuro (Berk, Green, & Naik, 1999). Dessa forma, existe uma combinação entre opções de crescimento e investimento em ativos e tal combinação muda quando as empresas decidem investir e crescer. Considerando a diferença de risco entre os novos ativos e os ativos existentes, esta diferença pode induzir a riscos variáveis no tempo que podem explicar o efeito do crescimento dos ativos (Li, Becker, & Rosenfeld, 2012).

Diante do exposto, este estudo testou a hipótese de que o crescimento dos ativos está relacionado negativamente aos retornos futuros das ações. Consequentemente, este trabalho tem por objetivo analisar a relação entre crescimento dos ativos e o retorno das ações no mercado acionário brasileiro. Para tanto, foram adotadas as seguintes etapas: investigar 1) se o efeito do crescimento dos ativos existe no mercado acionário brasileiro; 2) se o efeito existe quando o retorno é ajustado ao risco, de acordo com os modelos de precificação de ativos tradicionais; 3) se o crescimento dos ativos influencia o retorno das ações separadamente depois de controlar outros determinantes; 4) se o efeito pode estar relacionado

à hipótese de restrições financeiras e/ou à hipótese de limites à arbitragem; e, finalmente, 5) se o crescimento do ativo é um fator de risco para explicação dos retornos das ações ou *mispricing*. Para isso, o fator de risco crescimento do ativo, juntamente com o fator rentabilidade (Novy-Marx, 2013), foram incluídos no modelo de 3 fatores de Fama e French (1993), constituindo um modelo de 5 fatores, conforme Fama e French (2015).

Este estudo analisa se o efeito do crescimento de ativos existe nos mercados internacionais, principalmente em um dos principais mercados emergentes sul-americanos, o que evidencia se há uma relação negativa entre o crescimento dos ativos e o retorno acionário fora dos Estados Unidos da América (EUA). Assim, será possível inferir se o padrão de comportamento documentado nos EUA se deve ao acaso ou a *data snooping*, segundo Lo e Mackinlay (1990). Apesar do grande número de estudos que examinam a relação entre crescimento dos ativos e retorno acionário, tanto nos EUA (Cooper et al., 2008; Fama & French, 2008; Lipson et al., 2011) quanto em mercados internacionais (Yao et al., 2011; Li et al., 2012; Watanabe et al., 2013), apenas um artigo examinou o efeito do crescimento dos ativos no Brasil (Ribeiro, 2010).

Os estudos de Li et al. (2012), Watanabe et al. (2013) e Ribeiro (2010) são os mais intimamente relacionados com esta pesquisa. No entanto, Li et al. (2012) analisaram apenas países desenvolvidos, ao passo que Watanabe et al. (2013) também incluíam países em desenvolvimento em sua amostra (inclusive o Brasil), embora este último abordasse somente ações ordinárias.

Ribeiro (2010) destaca que uma limitação de seu estudo foi a falta de dados, pois analisaram apenas 26 empresas brasileiras. Por sua vez, esta pesquisa analisou em média 168 empresas por ano, representando em média 48% das empresas do mercado brasileiro, bem como 74% de capitalização de mercado e 17 anos de análise. Além disso, este artigo contribui com a literatura, uma vez que não só analisa a relação entre crescimento de ativos e retorno acionário, mas também verifica se a anomalia do crescimento dos ativos pode ser explicada pela hipótese de fricção do investimento e/ou pela hipótese de limites à arbitragem, bem como se o crescimento dos ativos é um fator de risco ou *mispricing*, que não foram observados

em Ribeiro (2010). Finalmente, mais do que abordar a anomalia do crescimento dos ativos, este artigo também abordou sua relevância econômica, como destacaram Fama e French (2008).

O Brasil foi escolhido porque é um país com características peculiares que podem fazer o mercado reagir positivamente ao investimento em ativos. Ao contrário dos EUA, onde o mercado de capitais é bem desenvolvido, o Brasil depende muito dos sistemas financeiros bancários para financiar suas atividades. Portanto, o sistema bancário é uma fonte importante para financiar o crescimento de ativos; as linhas de financiamento subsidiadas por fontes oficiais permitem que as empresas emprestem recursos a baixo custo. Por exemplo, o financiamento obtido pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), uma das fontes de financiamento oficiais mais importantes do país, é responsável por alto volume e baixo custo.

Ademais, há evidências empíricas de que o conflito de interesses entre gerentes e acionistas é a fonte do efeito crescimento dos ativos nos EUA (Cooper et al., 2008). No entanto, no Brasil, esse conflito entre gerentes e acionistas ocorre com menor frequência do que nos EUA, onde o capital das empresas é diversificado. A maioria das empresas brasileiras tem um acionista controlador que detém a maioria das ações que dão direito a voto e, conseqüentemente, o controle da empresa. Assim, o maior conflito se verifica entre acionistas majoritários e minoritários. Soma-se a isso a existência de ações ordinárias, com direito a voto, e um alto índice de emissão de ações preferenciais, sem direito a voto; assim, considerando que a estrutura de governança no Brasil é diferente daquela dos EUA, uma vez que a propriedade está altamente concentrada nas famílias e nas mãos do governo, bem como um grande número de ações preferenciais em circulação, este estudo torna-se ainda mais importante.

Este artigo está estruturado em quatro seções. A segunda seção apresenta estudos anteriores e as principais evidências empíricas; a terceira seção apresenta a metodologia; e a quarta seção apresenta nossos resultados. Por fim, oferecemos nossas observações finais aos leitores.

2. ESTUDOS ANTERIORES

Xing (2008) e Cooper et al. (2008) foram um dos primeiros a analisar a relação entre investimento e retorno esperado nos EUA. Xing (2008) analisou, usando a regressão proposta por Fama e MacBeth (1973), 43.277 empresas/ano de 1964 a 2003 e interpretou o efeito do

valor, por meio da teoria Q de investimento, por meio da variação do investimento de capital, bem como por meio do investimento de capital dividido pelo ativo líquido total, como *proxy* do crescimento de ativos. Como seus principais resultados, os autores encontraram uma

relação negativa entre investimento e retorno das ações, de acordo com os pressupostos da teoria Q do investimento; eles também observaram que o efeito do investimento é precificado e tem o mesmo nível de informação que o índice *book-to-market* (BM) no modelo de 3 fatores proposto por Fama e French (1993). Cooper et al. (2008), usando a variação dos ativos totais como *proxy* e o mesmo método econométrico, no mesmo período, confirmaram os resultados de Xing (2008).

Ao contrário de Xing (2008) e Cooper et al. (2008), Li e Zhang (2010) descobriram, por meio da regressão proposta por Fama e MacBeth (1973), que a teoria Q do investimento não constituía um bom suporte para explicar a relação negativa entre retorno e investimento em empresas dos EUA de 1963 a 2008, já que os resultados variaram de acordo com a *proxy* usada. Os autores concluíram que a hipótese de *mispricing* explicava a relação entre investimento e retorno esperado melhor do que a teoria Q do investimento.

Assim como Xing (2008) e Cooper et al. (2008), Lam e Wei (2011) constataram, por meio da regressão proposta por Fama e MacBeth (1973), uma relação negativa e significativa entre o retorno das ações e o crescimento dos ativos em empresas dos EUA de 1971 a 2009. Além disso, os autores analisaram o que explicava melhor a anomalia do crescimento dos ativos: a hipótese de limites à arbitragem, a hipótese de fricção do investimento ou ambas. Os autores concluíram que ambas as hipóteses eram importantes, portanto, complementares para explicar essa anomalia. No entanto, ao usar retornos ponderados pelo valor, o suporte de ambas as hipóteses se mostrou mais fraco. Por fim, os autores observaram que a volatilidade era a única *proxy* com um efeito significativo na anomalia crescimento dos ativos. Além disso, a idade da companhia foi a única *proxy* de fricção do investimento que mostrou um efeito satisfatório. Assim, ao contrário de Li e Zhang (2010), Lam e Wei (2011) descobriram que tanto a hipótese de fricção do investimento quanto os limites à arbitragem contribuem para explicar a anomalia do crescimento dos ativos.

Lipson et al. (2011), analisaram, por meio da regressão proposta por Fama e MacBeth (1973), a relação entre crescimento de ativos e o retorno acionário, usando 7 *proxies* para o crescimento de ativos nos EUA, de 1968 a 2006. Como resultados principais, os autores encontraram uma relação negativa e significativa e entre retorno acionário e crescimento dos ativos, independente da *proxy* usada. No entanto, o efeito foi mais bem capturado quando o ativo total foi usado, uma vez que ela absorve o efeito de todas as outras *proxies*. Além disso, os autores observaram que o efeito é economicamente relevante e não se restringe às pequenas empresas, conforme observaram

Fama e French (2008). Assim como Li e Zhang (2010), Lipson et al. (2011) observaram que o custo de arbitragem era uma condição necessária para a ocorrência do efeito crescimento dos ativos, sendo, portanto, relacionado ao *mispricing*.

Gray e Johnson (2011) e Bettman, Kosev e Sault (2011) analisaram a relação entre crescimento de ativos e retorno acionário em empresas australianas. Gray e Johnson (2011) analisaram, por meio da regressão proposta por Fama e MacBeth (1973), uma média de 1.248 empresas/ano de 1981 a 2006, e encontraram uma relação negativa e, mesmo após a inclusão de outros determinantes tradicionalmente conhecidos, como o índice BM, tamanho e momento. Assim como Gray e Johnson (2011), Bettman et al. (2011), de 1998 a 2008, observaram o efeito crescimento dos ativos somente quando o retorno foi igualmente ponderado. Quando a análise foi realizada em nível de ativos individuais, ao analisar a relação *cross-sectional* entre crescimento dos ativos e retorno acionário, embora tenha apresentado o sinal esperado, o coeficiente não foi significativo em nenhuma das especificações usadas.

Yao et al. (2011), Li et al. (2012) e Watanabe et al. (2013) abordaram a relação entre crescimento dos ativos e retorno acionário em mercados internacionais. Yao et al. (2011) analisaram, por meio de dados em painel, a relação entre crescimento de ativos e retorno acionário em 9 países asiáticos, de 1981 a 2007, utilizando como *proxy* para crescimento do ativo a variação do ativo total, bem como a variação de seus componentes e a dos componentes do passivo total, como *proxy* para o crescimento de ativos. Como resultados principais, os autores encontraram uma relação negativa entre o crescimento de ativos e o retorno das ações; no entanto, era uma relação mais fraca do que a observada nos EUA. Quanto à magnitude do efeito do crescimento de ativos na Ásia, em comparação aos EUA, os autores observaram que a homogeneidade do crescimento de ativos, bem como os componentes do ativo total, pode aliviar o efeito crescimento dos ativos.

Li et al. (2012) analisaram, por meio da regressão proposta por Fama e MacBeth (1973), a relação entre crescimento dos ativos e retorno acionário em 23 países desenvolvidos, de 1963 a 2008, usando 7 *proxies* para crescimento de ativos. Como resultados principais, os autores observaram uma relação negativa entre crescimento dos ativos e retorno acionário, independente da *proxy* e da normalização usadas, mesmo após a inclusão de variáveis de controle. No entanto, ao ponderar as observações pelo valor de mercado valor, a relação é significativa apenas quando se utiliza a variação do ativo total como *proxy*.

Watanabe et al. (2013) analisaram, por meio de dados em painel, a relação entre crescimento de ativos e retorno acionário em 43 países, de 1982 a 2010, usando a variação do ativo total como *proxy* do crescimento dos ativos. A amostra final foi composta por 291.725 empresas/ano. Como resultados principais, de modo geral, observaram o efeito crescimento dos ativos em mercados internacionais, mesmo após a inclusão de outros determinantes do retorno, tais como BM, tamanho e momento, evidenciando, assim, que o efeito existe fora dos EUA. O prêmio variou de -11% a 11% ao ano (retorno igualmente ponderado) e de -14% a 15% por ano (retorno ponderado pelo valor), com *spreads* positivos em 30 países e *spreads* negativos em 13 países. No Brasil, especificamente, os autores observaram um *spread* de -3,24% ao ano, porém não significativo estatisticamente. Além disso, os autores analisaram possíveis causas econômicas para o efeito crescimento dos ativos, considerando um debate significativo na literatura: se o crescimento de ativos constitui evidência de ineficiência de mercado ou se pode ser entendido como resultado da precificação racional dos ativos. Então, os autores observaram que o efeito crescimento dos ativos

foi mais notável em mercados desenvolvidos, ou seja, mercados onde as ações são eficientemente precificadas. Por outro lado, características como limites à arbitragem, proteção ao investidor e qualidade contábil apresentaram limitada capacidade para explicar a variação do efeito crescimento dos ativos. Portanto, os autores concluem que o efeito crescimento dos ativos está mais relacionado à teoria ótima do investimento do que as formas de *mispricing*, tais como *market timing* e superinvestimento.

No Brasil, Ribeiro (2010) analisou, por meio de regressão linear e dados em painel, a relação entre crescimento dos ativos e retorno acionário para 26 empresas pertencentes ao índice Ibovespa, de 2000 a 2009, usando o ativo total como *proxy* para o crescimento dos ativos, e a autora não identificou nenhuma evidência que suportasse essa relação. De acordo com a autora, a falta de relação pode estar associada à existência de fontes de financiamento oficiais, o que permite que grandes conglomerados levantem fundos a baixo custo, impedindo que o investimento em ativos totais no Brasil seja considerado negativo pelos investidores.

3. METODOLOGIA

3.1 Dados

Os dados usados neste estudo foram coletados da base de dados Economatica, amplamente adotada no Brasil, que fornece informações contábeis e de mercado sobre as empresas listadas na B3 (“Brasil, Bolsa, Balcão”). Os dados incluem empresas que estão ativas e inativas no mercado de capitais, com o objetivo de evitar viés de sobrevivência. O período amostral foi de 1º de junho de 1997 a 30 de junho de 2014. O ano de 1997 foi escolhido porque a operacionalização de algumas variáveis recorre a dados relacionados a dois anos anteriores, que culminou com o uso dos dados de 1995. Dados anteriores ao ano de 1995 no Brasil são afetados por altas taxas de inflação e falta de padronização monetária. Por fim, quando a empresa em análise possuía mais de uma classe e tipo de ações, foi escolhida a ação mais líquida, com base no volume médio negociado nos últimos 12 meses.

Estas empresas foram excluídas da análise: a) empresas financeiras, uma vez que Fama e French (1993) apontaram que um alto índice BM não significa o mesmo para empresas não financeiras e financeiras, sendo o índice para estas influenciado pelo seu alto grau de alavancagem; b) empresas que não possuíam valor de mercado em 31 de dezembro e em 30 de junho de cada ano, pois esses valores servem para calcular o índice BM e o tamanho da empresa;

c) as empresas que possuíam patrimônio líquido negativo em 31 de dezembro de cada ano, pois isso afeta o cálculo do índice BM; d) empresas que não possuíam cotações mensais durante 24 meses consecutivos, sendo 12 meses antes da formação da carteira e 12 meses posteriores, tendo em vista que esse procedimento reduz a influência de pequenas e jovens empresas nos resultados (Anderson & Garcia-Feijó, 2006); e e) empresas que não dispunham de informações relativas aos dados contábeis usados.

Por ano, foram analisados dados de 153 ações (38% da população), em média. O ano de 2003 tinha o mínimo de 78 ações (21% da população) e 2012 tinha o máximo de 217 ações (56% da população). O tamanho dessa amostra é satisfatório, em comparação a outros estudos, principalmente estudos internacionais usando dados de ações brasileiras. Machado e Medeiros (2011) e Walkshäusl e Lobe (2014) analisaram, em média, 149 e 178 ações por ano, respectivamente. Quanto à capitalização de mercado, no período de 1997 a 2013, a amostra correspondia ao mínimo de 54% em 1998 e ao máximo de 94% em 2010. Na amostra deste estudo, 48% das empresas representam 85% da capitalização de mercado no período analisado.

Considerando que não está consolidado qual a melhor forma de medir o crescimento dos ativos, foram usadas 5 *proxies*, com base em estudos prévios:

a) Xing (2008), que determina o crescimento de ativos como uma taxa do crescimento da despesa de capital (Equação 1):

$$XING = \frac{\text{despesas de capital}_{t-1}}{\text{despesas de capital}_{t-2}} - 1 \quad \boxed{1}$$

b) Cooper et al. (2008), que definem o crescimento de ativos como uma taxa do crescimento do ativo total (Equação 2):

$$CGS = \frac{\text{Ativos Totais}_{t-1}}{\text{Ativos Totais}_{t-2}} - 1 \quad \boxed{2}$$

c) Fama e French (2008), que usam uma taxa do crescimento dos ativos ajustada às ações emitidas para medir o crescimento do ativo (Equação 3):

$$FF = \frac{\text{Ativos Totais}_{t-1}}{\text{Ativos Totais}_{t-2} - \text{Emissão de Ações Líquidas de } t-2 \text{ a } t-1} - 1 \quad \boxed{3}$$

d) Lyandres, Sun e Zhang (2008), que usam mudanças anuais em ações mais as mudanças anuais de ativos fixos divididas pelo ativo total com duas defasagens para medir o crescimento dos ativos (Equação 4):

$$LSZ = \frac{\text{Inventários}_{t-1} - \text{Inventários}_{t-2} + \text{Ativo Imobilizado}_{t-1} - \text{Ativo Imobilizado}_{t-2}}{\text{Ativos Totais}_{t-2}} - 1 \quad \boxed{4}$$

e) Polk e Sapienza (2009), que definem o crescimento de ativos como um índice obtido dividindo as despesas de capital pelos ativos imobilizados líquidos (Equação 5):

$$PS = \frac{\text{despesas de capital}_{t-1}}{\text{Ativos Imobilizados}_{t-2} - \text{depreciação}_{t-2}} - 1 \quad \boxed{5}$$

3.2. Desenho de Pesquisa

Para analisar a relação entre crescimento dos ativos e retorno acionário, a metodologia se dividiu em 3 etapas: verificar 1) se existir anomalia do crescimento dos ativos; 2) se essa relação pode ser explicada pela hipótese de fricção nos investimentos e/ou pela hipótese de limites à arbitragem; e 3) se o crescimento dos ativos é um fator de risco ou *mispricing*. Para tanto, a análise foi realizada tanto em nível de carteira quanto em nível de ativos individuais.

3.2.1. Verificando se existe anomalia do crescimento de ativos.

Inicialmente, a análise foi feita em nível de carteira. Assim, no final de junho de cada ano t , as ações foram ordenadas de forma crescente de acordo com cada *proxy* do crescimento de ativos, sendo alocadas em cinco carteiras baseadas no *quintile breakpoints*. De julho do ano t a junho do ano $t+1$, calculou-se o retorno mensal médio de cada carteira ponderado pelo valor de mercado. As carteiras foram rebalanceadas anualmente. As carteiras foram rebalanceadas até o final de junho de cada ano para garantir que os dados das demonstrações financeiras referentes ao ano-calendário anterior já tenham sido

publicados e absorvidos pelo mercado, evitando, assim, o *look-ahead bias* (Machado & Medeiros, 2011).

Por fim, para analisar se o efeito do crescimento dos ativos era restrito às pequenas empresas, outra questão foi abordada: o comportamento dos retornos médios das carteiras formadas pela combinação de 3 grupos de tamanho e 5 grupos de crescimento dos ativos (3 x 5). Os grupos de tamanho foram definidos classificando as empresas em 3 grupos (pequeno, médio e grande porte), por meio do tercil do valor de mercado da empresa (30%, 40% e 30%) em junho de cada ano.

Se houver uma tendência para retornos em excesso nas 5 carteiras, então, o efeito existe. Assim, para concluir que o efeito do crescimento dos ativos existe, os retornos de carteiras *low* devem ser maiores do que os retornos de carteiras *high*.

Além disso, o estudo investigou se o efeito existe quando o retorno é ajustado aos modelos de três e cinco fatores (Equações 6 e 8) propostos por Fama e French (1993, 2015) e quatro fatores proposto por Carhart (1997) (Equação 7); ou seja, o estudo avaliou a capacidade dos modelos mencionados para explicar a anomalia do crescimento dos ativos.

$$E(R_{p,t}) - R_{f,t} = \alpha + \beta_i [E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + s(\text{SMB})_t + h(\text{HML})_t + \varepsilon_t \quad \boxed{6}$$

$$E(R_{p,t}) - R_{f,t} = \alpha + \beta_i [E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + s(\text{SMB})_t + h(\text{HML})_t + w(\text{WML})_t + \varepsilon_t \quad \boxed{7}$$

$$E(R_{p,t}) - R_{f,t} = \alpha + \beta_i [E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + s(\text{SMB})_t + h(\text{HML})_t + r(\text{RMW})_t + c(\text{CMA})_t + \varepsilon_t \quad \boxed{8}$$

onde: $R_{p,t}$ é o retorno da carteira no mês t ; $R_{f,t}$ é a taxa livre de risco no mês t , adotando a taxa Selic como *proxy*; $R_{p,t} - R_{f,t}$ é o retorno da carteira em excesso; $R_{m,t}$ é o retorno do mercado no mês t ; $R_{m,t} - R_{f,t}$ é o prêmio de risco de mercado; SM_t , HML_t , RMW_t , CMA_t , WML_t são, respectivamente, os fatores tamanho, BM, rentabilidade, investimento e momento, todos no mês t ; α , β , s , h , w , r e c são os coeficientes estimados das regressões; e ε_t é o termo de erro aleatório.

Para obter os fatores de risco dos modelos de três, quatro e de cinco fatores, as ações foram classificadas em 2×2 , $2 \times 3 \times 2$ e $2 \times 2 \times 2 \times 2$ conjuntos de combinações, respectivamente, interagindo tamanho e BM; tamanho, BM e momento; e tamanho, BM rentabilidade e crescimento do ativo, respectivamente. O fator mercado é obtido pela diferença entre a média, ponderada pelo valor de cada ação, dos retornos mensais de todas as ações da amostra e a taxa livre de risco, adotando-se a taxa Selic como *proxy*.

A estimação das equações 6, 7 e 8 deve fornecer evidências da capacidade de os fatores de risco capturarem a anomalia do crescimento dos ativos. Para tanto, serão estimados os alfas dos modelos sobre as 15 carteiras criadas com base no tamanho e no crescimento dos ativos (3×5). Quando os alfas não são significativos,

pode-se afirmar que não há retorno anormal após o ajuste dos fatores mercado, tamanho, BM, rentabilidade e investimento. Caso contrário, pode-se afirmar que a estratégia de compra de ações com menor crescimento dos ativos acarretará em retornos anormais ajustados ao risco estatisticamente significativos.

A análise por meio de carteiras apresenta uma vantagem: não precisa assumir uma forma funcional para a relação entre retorno e investimento; no entanto, tem uma desvantagem: a capacidade de controlar por outros fatores é limitada. Além disso, essas variáveis usadas para construir carteiras e calcular *spreads* podem não estar associadas a retornos médios. Portanto, faz-se necessário examinar a relação entre crescimento dos ativos e os retornos em nível de ativos individuais para determinar se a variável do crescimento dos ativos tem influência separada sobre os retornos *cross-section* após o controle de outros determinantes dos retornos. Para isso, foi adotada a metodologia proposta por Fama e MacBeth (1973) para estimar os coeficientes de interesse, de acordo com a Equação 9. Estimar essa equação proporciona evidências sobre o sinal do coeficiente para a variável do crescimento dos ativos, que deve ser negativo, para detectar a existência da anomalia crescimento dos ativos.

$$R_t = \alpha + \beta_{1,t} \text{AG} + \beta_{2,t} \text{MV} + \beta_{3,t} \text{BM} + \beta_{4,t} \text{MOM} + \beta_{5,t} \text{E/A} + \varepsilon_t \quad \boxed{9}$$

onde R_t é o retorno anual da ação de julho do ano t a junho do ano $t + 1$; AG é o crescimento dos ativos, de acordo com a *proxy* usada; MV é o logaritmo natural do valor de mercado da empresa em junho do ano t ; BM é o índice *book-to-market* em dezembro do ano $t-1$; MOM é o retorno acumulado da ação de julho do ano $t-1$ a maio do ano t ; e E/A é o lucro líquido dividido pelo ativo total.

3.2.2. Verificando se a anomalia do crescimento dos ativos pode ser explicada pela hipótese de fricção nos investimentos e/ou pela hipótese de limites à arbitragem.

De acordo com Li e Zhang (2010), a relação entre retorno acionário e investimento é mais acentuada em

empresas com alta fricção do investimento, considerando que, com fricções, os investimentos levam a custos elevados, tornando os investimentos menos elásticos às mudanças na taxa de desconto do que quando as fricções estão ausentes. Portanto, quanto maiores os custos de investimento, menos elásticos os investimentos em resposta a variações das taxas de desconto. Do mesmo modo, uma mudança do nível de investimento implica uma alteração ainda maior na taxa de desconto.

Diante do exposto, a relação entre retorno acionário e investimento deve ser mais acentuada em empresas com alta fricção nos investimentos do que em empresas com baixa fricção nos investimentos. Para testar essa predição, foram usadas 2 *proxies* de restrições financeiras: índice

payout e ativo total. Portanto, as empresas incluídas na amostra foram divididas em tercís, de acordo com cada *proxy*. Em seguida, estimou-se a Equação 9 para os grupos extremos, no intuito de averiguar se existiam diferenças nos coeficientes da variável crescimento do ativo.

As empresas com baixo índice *payout* e baixo ativo total devem ter maiores restrições financeiras do que as empresas com alto índice *payout* e alto ativo total. Portanto, se o efeito do crescimento de ativos for consistente com a hipótese de restrições financeiras e com a teoria Q do investimento, o coeficiente para a variável AG na Equação 9 será maior no subgrupo de empresas mais restritas financeiramente.

Se as ações estão mal precificadas, oportunidades de investimentos lucrativos atraem investidores racionais, que devem corrigir o *mispricing*, por meio de atividades de arbitragem. Num mercado ideal, onde as oportunidades de arbitragem se mostram sem risco e sem custo, os preços devem refletir todas as informações disponíveis e *mispricing*, se houver, deve ser corrigido imediatamente. No entanto, em um mercado realista, onde a arbitragem é cara e arriscada, a arbitragem é limitada, tendo em vista que os custos podem exceder os benefícios (Lam & Wei, 2011; Lipson et al. 2011).

Considerando os limites à arbitragem como uma alternativa à teoria Q do investimento, levou-se em consideração, assim como as fricções nos investimentos, as fricções de negociação. Assim, a relação entre retorno acionário e investimento deve ser mais acentuada em

$$E(R_{p,t}) - R_{f,t} = \alpha + \beta_{p, mkt} [E(R_{m,t}) - R_{f,t}] + \beta_{p, SMB} (SMB)_t + \beta_{p, HML} (HML)_t + \beta_{p, RMW} (RMW)_t + \beta_{p, AG} (AG)_t + \varepsilon_t \quad 10$$

onde: $R_{p,t}$ é o retorno da carteira formada com base no tamanho e no BM (3 x 5) no mês t ; $R_{f,t}$ é a taxa livre de risco no mês t ; $R_{m,t}$ é o retorno de mercado no mês t ; SMB_t , HML_t , RMW_t e AG_t são, respectivamente, prêmios dos fatores tamanho, BM, rentabilidade e crescimento dos

empresas com altos limites à arbitragem do que em empresas com baixos limites à arbitragem (Li & Zhang, 2010). Para testar essa previsão, foram usadas 2 *proxies* de limites à arbitragem: volatilidade, medida pelo desvio padrão dos retornos, e liquidez, medida pelo volume médio negociado nos últimos 12 meses. As empresas da amostra foram separadas em tercís, de acordo com cada *proxy*. Espera-se que empresas com alta volatilidade e baixo volume de negociação tenham maiores limites à arbitragem. Do mesmo modo, espera-se que o coeficiente da variável AG na Equação 9 seja maior no subgrupo com maiores limites à arbitragem.

3.2.3. Verificando se o crescimento dos ativos é um fator de risco ou *mispricing*.

Por fim, para testar se o crescimento dos ativos é um fator de risco precificado, adicionou-se ao modelo de 3 fatores de Fama e French (1993) os fatores de risco rentabilidade e investimento, constituindo o modelo de 5 de fatores de Fama e French (2015), conforme Equação 8.

Utilizou-se a metodologia de regressão *cross-sectional* de dois estágios; o primeiro estágio estimou os betas das regressões e o segundo estágio estimou os prêmios de risco dos fatores. Esse método proporciona um teste bem especificado da hipótese de que um fator de risco explica a variação dos retornos esperados e, como tal, um prêmio de risco significativo é tido como evidência de que o fator de risco é precificado (Core, Guay, & Verdi, 2008). Assim, os betas das carteiras foram estimados por meio da Equação 10.

ativos no mês t ; e ε_t é o termo de erro aleatório.

No segundo estágio, foi estimada uma única regressão em *cross-sectional* dos retornos médios em excesso sobre os betas estimados na Equação 10. Assim, os prêmios de risco dos fatores foram estimados por meio da Equação 11.

$$\bar{R}_p - \bar{R}_f = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{\beta}_{p, mkt} + \lambda_2 \hat{\beta}_{p, SMB} + \lambda_3 \hat{\beta}_{p, HML} + \lambda_4 \hat{\beta}_{p, RMW} + \lambda_5 \hat{\beta}_{p, AG} + \varepsilon_t \quad 11$$

onde: $\bar{R}_p - \bar{R}_f$ é o retorno em excesso médio para o período analisado; $\hat{\beta}_p$ são os parâmetros estimados na primeira etapa; $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$ e λ_5 são os prêmios de risco dos fatores, com particular interesse no coeficiente λ_5 ; para que o crescimento do ativo seja um fator de risco precificado, esse parâmetro deve ser positivo e significativo.

Uma vez que as variáveis independentes na Equação 11 são regressores estimados por meio da Equação 10, um mecanismo deve ser usado para corrigir o erro

padrão do prêmio de risco dos fatores (Core et al., 2008; Gray & Johnson, 2011). O mecanismo adotado foi o método proposto por Shanken (1992), porque o erro padrão calculado por Fama e MacBeth (1973) pode ser subestimado, devido ao fato da variável independente do segundo estágio ser estimada na regressão do primeiro estágio (Core et al., 2008). Portanto, o erro padrão foi corrigido por meio do fator $(1 + \hat{\lambda}' \hat{\Sigma}_f^{-1} \hat{\lambda})^{-1}$, onde $\hat{\Sigma}_f$ é a matriz de covariância para os fatores SMB, HML, RMW e AG e $\hat{\lambda}$ é a matriz para parâmetros estimados.

4. RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta o valor médio e a correlação entre as variáveis usadas neste estudo, no período de 1995 a 2014. As empresas incluídas na amostra têm, em média, um valor de mercado de R\$ 3.563 milhões e ativos totais no valor de R\$ 6.084 milhões, índice BM de 1,297 e rentabilidade de -0,03. Além disso, essas empresas possuem um volume de negociação médio de R\$ 244 milhões e um índice *payout* de 0,457. Quanto às *proxies* do crescimento dos ativos, seus valores médios variam de 0,029 (LSZ) a 403 (PS).

Tabela 1
Estatística de Síntese e Correlação

		Estatística de síntese												
		Média	DP	Mínimo	25%	Média	75%	Máximo						
Porte	(em R\$ milhões)	3563,066	10801,240	0,588	136,953	651,936	2983,516	246964,212						
	BM	1,297	1,802	0,000	0,423	0,800	1,500	28,800						
	Mom	0,089	0,549	-2,742	-0,189	0,093	0,359	7,269						
	E/A	-0,030	6,465	-335,318	0,030	0,088	0,162	7,164						
Liq	(em R\$ milhões)	244,994	1014,264	0,004	1,483	15,485	142,538	16681,179						
	Volat	0,183	0,131	0,024	0,104	0,147	0,222	1,757						
	Pagamento	0,457	9,837	-332,719	0,000	0,245	0,521	272,034						
AT	(em R\$ milhões)	6084,759	27330,566	8,510	449,353	1217,927	3815,646	633173,147						
	LSZ	0,029	0,136	-0,779	-0,001	0,001	0,040	2,198						
	CGS	2,284	101,606	-0,991	0,009	0,091	0,215	5303,022						
	XING	88,436	2322,276	-1878,209	-0,475	0,083	1,040	79847,882						
	PS	403,707	7534,762	-34882,000	0,042	0,217	0,749	257417,000						
	FF	136,120	2749,444	-8,821	0,976	1,074	1,193	117947,405						
		Correlação												
		Média	BM	Mom	E/A	Liq	Volat	Pagamento	AT	LSZ	CGS	XING	PS	FF
Porte		1												
BM		-0,108***	1											
Mom		0,011	-0,136***	1										
E/A		0,101	-0,128	0,106***	1									
Liq		0,793***	-0,064***	-0,018	0,052	1								
Volat		-0,041**	0,004	-0,045*	-0,018	-0,040**	1							
Pagamento		0,017	-0,018	0,023	0,000	0,039	-0,004	1						
AT		0,697***	0,002	-0,017	0,015	0,807***	-0,041*	0,038*	1					
LSZ		0,018	-0,034**	-0,012	0,026	0,035	0,000	-0,007	0,042*	1				
CGS		0,023	-0,068	0,002	0,059	0,029	0,025	-0,016	-0,002	0,357	1			
XING		-0,006	-0,011	0,006	0,000	-0,006	0,017	-0,001	-0,006	-0,005	-0,007	1		
PS		0,002	-0,014	-0,004	-0,009	-0,005	0,003	-0,003	-0,005	0,012	0,077	-0,002	1	
FF		-0,009	-0,015	-0,009	0,006	-0,007	0,012	0,003	-0,006	0,012	0,028	-0,001	-0,003	1

*** *p* valor < 0,01, ** *p* valor < 0,05, * *p* valor < 0,10.

Fonte: Preparada pelos autores.

Em relação às correlações, o coeficiente de correlação entre tamanho e crescimento dos ativos varia de -0,009 (FF) a 0,023 (CGS). Observa-se que o índice BM está negativamente correlacionado a todas as *proxies* do crescimento dos ativos, corroborando estudos anteriores (Anderson & Garcia-Feijó, 2006; Xing, 2008; Lipson et al., 2011). Além disso, as *proxies* de crescimento dos ativos relacionadas a despesas de capital (XING e PS), bem como as *proxies* de crescimento dos ativos baseadas em crescimento nos ativos (LSZ e CGS) são correlacionadas e essa correlação é mais forte entre as *proxies* de crescimento dos ativos.

4.1. Análise da Carteira

A Tabela 2 exibe os retornos médios das carteiras construídas a partir do crescimento dos ativos. Ao usar o XING como *proxy*, o efeito do crescimento de ativos não é observado, uma vez que o retorno mensal médio

da carteira construída a partir de ações de empresas com menor crescimento dos ativos é menor do que o retorno médio mensal da carteira formada por ações de empresas com maior crescimento dos ativos, embora o *spread* não tenha sido estatisticamente significativo. Esses achados contradizem os resultados oferecidos por Cooper et al. (2008), Xing (2008), Fama e French (2008) e Lipson et al. (2011), considerando que esses autores observaram que as carteiras construídas a partir de ações de baixo investimento tinham retornos mais altos do que as carteiras formadas por ações de alto investimento.

No entanto, ao usar CGS, FF, LSZ e PS como *proxy* para crescimento dos ativos, há evidências do efeito crescimento dos ativos. No entanto, o *spread* foi estatisticamente significativo apenas para a medida LSZ. O *spread* mensal de 0,9% (11,35% ao ano) é próximo ao dos estudos anteriores (Lam & Wei, 2011; Lipson et al., 2011; Li et al., 2012).

Tabela 2

Retornos para carteiras construídas a partir do crescimento de ativos

	Alto AG	Q2	Q3	Q4	Baixo AG	Spread (Baixo AG - Alto AG)
XING	0,015	0,013	0,013	0,013	0,013	-0,002
CGS	0,013	0,016	0,010	0,012	0,017	0,003
FF	0,013	0,018	0,011	0,010	0,014	0,001
LSZ	0,012	0,012	0,013	0,010	0,020	0,009*
PS	0,012	0,013	0,018	0,014	0,014	0,003

*** p valor < 0,01, ** p valor < 0,05, * p valor < 0,10.

Fonte: Preparada pelos autores.

Em seguida, a análise foi realizada por tamanho da empresa, a fim de verificar se o efeito crescimento dos ativos era específico de pequenas empresas, como ressaltaram Fama e French (2008), ou se estava presente nos diversos grupos de tamanho, principalmente entre grandes empresas, o foco principal desta análise. Abordar o efeito crescimento dos ativos nos vários grupos de tamanho tem duas implicações: uma é prática e a outra é econômica. Do ponto de vista prático, se o efeito existe apenas nas pequenas empresas, não é provável que a anomalia seja explorada, devido aos altos custos de transação dessas ações. Do ponto de vista econômico, vale saber se o efeito é observado em todo o mercado ou se está limitado a ações ilíquidas, aquelas mais difíceis de ser exploradas (Fama & French, 2008).

Como ilustra a Tabela 3, o efeito crescimento dos ativos não é observado nas grandes empresas, independente da *proxy* usada, dificultando a possibilidade de exploração do referido efeito, uma vez que essas empresas são as mais líquidas e com maior probabilidade de negociação. Portanto, há evidências de que o efeito crescimento dos ativos observado na Tabela 2 é específico de empresas de médio porte, uma vez que, exceto para *proxies* XING e FF, todas as outras *proxies* tiveram um *spread* estatisticamente significativo. Portanto, pode-se concluir que o efeito do crescimento de ativos não é economicamente relevante. Esses efeitos confirmam os observados por Fama e French (2008), que descobriram que a anomalia do crescimento de ativos estava ausente nas grandes empresas.

Tabela 3

Retornos para as carteiras construídas a partir do crescimento e do porte de ativos

	Alto AG	Q2	Q3	Q4	Baixo AG	L-H
Grande porte						
LSZ	0,014**	0,009	0,015**	0,008	0,0208*	0,006
CGS	0,011*	0,013**	0,017**	0,006	0,016***	0,005
XING	0,012	0,014**	0,014**	0,013**	0,011	-0,001
PS	0,014**	0,012*	0,014**	0,014**	0,013**	-0,001
FF	0,009	0,017***	0,012*	0,011	0,011*	0,002
Médio porte						
LSZ	0,011*	0,009	0,018*	0,013**	0,021*	0,010*
CGS	0,007	0,021***	0,010	0,013**	0,018***	0,011***
XING	0,012*	0,015**	0,008	0,016***	0,017***	0,005
PS	0,007	0,018***	0,012**	0,011*	0,018***	0,011**
FF	0,012*	0,016**	0,014**	0,015***	0,011	-0,001
Pequeno porte						
LSZ	0,010	0,014**	0,008	0,021**	0,011	0,001
CGS	0,010	0,008	0,011*	0,019***	0,009	-0,002
XING	0,023***	0,010*	0,002	0,010	0,014	-0,009
PS	0,008	0,013**	0,014**	0,010	0,014	0,005
FF	0,017***	0,006	0,019***	0,010*	0,001	-0,017*

*** p valor < 0,01, ** p valor < 0,05, p valor < 0,10.

Fonte: Preparada pelos autores.

O estudo também investigou a existência do efeito crescimento dos ativos depois de ajustar o retorno ao risco, de acordo com os modelos de 3 fatores e 5 fatores propostos por Fama e French (1993, 2005) e pelo modelo de 4 fatores proposto por Carhart (1997). Os alfas foram estimados para as carteiras de pequeno, médio e grande porte, bem como para a carteira com todas as ações

incluídas na amostra sem classificação por tamanho. Ao ajustar o retorno ao risco, os resultados evidenciados na Tabela 4 ratificam os resultados apresentados nas tabelas 2 e 3: o *spread* é significativo apenas quando LSZ é usada como *proxy* e os *spreads* não são significativos em grandes empresas, independente da *proxy* e do modelo de precificação usado.

Tabela 4

Spreads dos retornos ajustados ao risco

Proxy	3 fatores	4 fatores	5 fatores
Todas			
XING	0,000	0,000	-0,002
CGS	0,005	0,006	0,007*
FF	0,003	0,006	0,006
LSZ	0,008*	0,009*	0,008*
PS	0,008	0,007	0,007
Grande porte			
XING	0,006	0,003	0,004
CGS	0,004	0,005	0,007
FF	0,002	0,005	0,005
LSZ	0,009	0,009	0,009
PS	0,000	0,001	-0,003

Tabela 4
Cont.

Proxy	3 fatores	4 fatores	5 fatores
Médio porte			
XING	0,008	0,004	0,007
CGS	0,011***	0,009**	0,013***
FF	-0,002	-0,002	0,000
LSZ	0,012**	0,009*	0,011**
PS	0,015*	0,010	0,016*
Pequeno porte			
XING	-0,004	-0,008	-0,006
CGS	0,001	-0,006	0,006
FF	-0,009	-0,013***	-0,007
LSZ	0,000	-0,005	0,000
PS	0,009	0,007	0,008

*** p valor $< 0,01$, ** p valor $p < 0,05$, * p valor $< 0,10$.

Fonte: Preparada pelos autores.

4.2. Análise de Ações Individuais

Este estudo examinou a relação entre crescimento dos ativos e retornos em nível de ativos individuais, a fim de investigar se a variável de crescimento dos ativos tem influência diferente nos retornos *cross-section* após o controle de outros determinantes dos retornos. A Tabela 5 mostra os coeficientes estimados, de acordo com a Equação 9. O Painel A diz respeito às regressões

para todas as empresas, enquanto os Painéis B, C e D, respectivamente, referem-se às regressões realizadas para pequenas, médias e grandes empresas. Os grupos de tamanho são definidos a partir da classificação das empresas em 3 grupos (pequeno, médio e grande porte), por meio do tercil do valor de mercado da empresa (30%, 40% e 30%) em junho de cada ano, rebalanceados anualmente.

Tabela 5

Regressões de Fama-MacBeth para retorno com crescimento de ativos e outras variáveis de controle

Painel A – Todas as empresas						
	1	2	3	4	5	6
Intercepto	0,3630**	0,3498**	0,3731**	0,3649**	0,3646**	0,3760**
VM	-0,0223**	-0,0206**	-0,0227**	-0,0218**	-0,0222**	-0,0240**
BM	-0,1036***	-0,1059***	-0,1057***	-0,1068***	-0,0942***	-0,1003***
MOM	0,3527***	0,3561***	0,3537***	0,3515***	0,3723***	0,3473***
E/A	0,0813	0,0934	0,0733	0,0850	0,0664	0,1157
CGS		-0,0714**				
FF			-0,0023			
LSZ				-0,3047***		
PS					-0,0001	
XING						0,0004
R ²	0,2901	0,2970	0,2947	0,2966	0,3023	0,2902
Painel B – Empresas de pequeno porte						
Intercepto	0,3285	0,296	0,2138	0,3405	0,3537	0,3933***
VM	-0,0176	-0,0130	-0,0149	-0,0182	-0,0179	-0,0249

Tabela 5

Cont.

	1	2	3	4	5	6
BM	-0,0869**	-0,0898**	-0,1059***	-0,0906**	-0,0804**	-0,0744*
MOM	0,4033***	0,4198***	0,3989***	0,4192***	0,4723***	0,3968***
E/A	0,0417	0,0619	-0,0185	0,0196	-0,1420	0,0348
CGS		-0,1482				
FF			0,1040			
LSZ				-0,2752		
PS					-0,0016	
XING						-0,0003
R ²	0,3778	0,4036	0,3944	0,4009	0,4271	0,3913
Painel C – Empresas de médio porte						
Intercepto	0,4733**	0,4132**	0,4945**	0,4968**	0,3983	0,4357***
VM	-0,0335***	-0,0280**	-0,0355***	-0,0350**	-0,0246	-0,0305*
BM	-0,1428***	-0,1507***	-0,1441***	-0,1476***	-0,1470***	-0,1243***
MOM	0,3620***	0,3475***	0,3556***	0,3566***	0,3638***	0,3709***
E/A	0,0072	0,0400	-0,0002	-0,0123	-0,1230	0,1130
CGS		-0,1339*				
FF			0,0031			
LSZ				-0,3353**		
PS					0,0004	
XING						0,0009
R ²	0,3306	0,3557	0,3449	0,3474	0,369	0,3552
Painel D – Empresas de grande porte						
Intercepto	0,1307	0,2215	0,0485	0,1537	0,0361	0,1942
VM	-0,0027	-0,0077	0,0027	-0,0023	0,0036	-0,0086
BM	-0,1082*	-0,1170*	-0,1176*	-0,1170*	-0,1019*	-0,0977*
MOM	0,3907***	0,3913***	0,3728***	0,4112***	0,4482***	0,3856**
E/A	-0,4510*	-0,4737	-0,4675*	-0,5432	-0,4967*	-0,3249*
CGS		-0,1497				
FF			0,0019			
LSZ				-0,5966		
PS					-0,0010	
XING						-0,0042
R ²	0,3995	0,3893	0,3826	0,3811	0,4071	0,3960

*** *p* valor < 0,01, ** *p* valor < 0,05, * *p* valor < 0,10.

Fonte: Preparada pelos autores.

O Painel A da Tabela 5 mostra que, para todos os modelos, o valor de mercado, o BM e o momento influenciam a determinação dos retornos, embora a rentabilidade não tenha significância estatística. Além disso, exceto o BM, todas as variáveis apresentaram o sinal esperado. O BM apresentou sinal contrário do esperado, ratificando evidências empíricas anteriores no Brasil (Machado & Medeiros, 2011, 2012).

Quanto à variável crescimento de ativos – a principal

variável de interesse –, quando Xing é usada como *proxy*, além de não ser estatisticamente significativa, o sinal é contrário ao esperado. Além disso, quando LSZ e CGS são usadas como *proxies*, observa-se uma relação negativa e estatisticamente significativa, como esperado. Esses resultados ratificam os apresentados na Tabela 2 e sugerem que o efeito crescimento dos ativos é sensível à *proxy* usada e que a *proxy* LSZ é a mais apropriada (mais consistente) para explicar o retorno das ações no Brasil.

Talvez, no Brasil, a correlação entre retornos e estoques e ativos fixos seja mais forte do que a correlação entre retornos e os demais itens do balanço. Diante desses resultados, o restante do artigo focou na LSZ como *proxy* para crescimento do ativo.

Em relação à materialidade do efeito, os resultados oferecidos pelo Painel D da Tabela 5 ratificam os resultados observados em Fama e French (2008), bem como os apresentados na Tabela 3, sugerindo que o efeito crescimento dos ativos não é economicamente relevante, já que o efeito não é observado em grandes empresas, independentemente da *proxy* usada. Assim, tal como observado na análise por carteiras (Tabela 3), há evidências de que o efeito crescimento dos ativos ilustrado na Tabela 5 é específico para empresas de médio porte.

4.3. O Que Explica o Efeito do Crescimento de Ativos?

Esta seção teve por objetivo analisar se a relação entre retorno acionário e crescimento do ativo pode ser explicada pela hipótese de restrições financeiras ou pela

hipótese de limites à arbitragem. Para isso, foram utilizadas duas *proxies* de restrições financeiras (*payout* e ativo total) e duas *proxies* de limites à arbitragem (volatilidade, medida pelo desvio padrão dos retornos, e liquidez, medida pelo volume médio negociado nos últimos 12 meses). A relação entre retorno acionário e investimento deve ser mais pronunciada em empresas com altas fricções nos investimentos e altos limites à arbitragem.

A Tabela 6 apresenta os coeficientes estimados para a variável crescimento dos ativos nos extremos das subamostras divididas conforme as *proxies* de restrições financeiras e limites à arbitragem. Utilizando o índice *payout* como *proxy* para restrições financeiras, percebe-se que os coeficientes são muito próximos: -0,4473 (valor de $p < 0,10$) no tercil mais baixo, e -0,4830 (valor de $p < 0,10$) no tercil mais alto, diferença de -0,0337, embora não significativa estatisticamente. Ao usar o ativo total como *proxy*, os resultados são semelhantes e não há diferença significativa entre os subgrupos extremos. Esses resultados podem indicar falha das *proxies* usadas para capturar restrições financeiras, como observado por Farre-Mensa and Ljungqvist (2015).

Tabela 6

Coeficientes da variável do crescimento de ativos nas subamostras divididas pela restrição financeira e *proxies* limites à arbitragem

Painel A – <i>Proxies</i> da restrição financeira	
Pequeno Porte	-0,1143
Grande Porte	-0,2504
Pequeno - Grande Porte	0,1361
Baixo Pagamento	-0,4473*
Alto Pagamento	-0,4830*
Baixo - Alto Pagamento	0,0337
Painel B – <i>Proxies</i> limites à arbitragem	
Baixo Vol	-0,2185
Alto Vol	-0,8144***
Baixo - Alto Vol	0,5959
Baixa Liquidez	-0,6398**
Alta Liquidez	-0,0271
Baixa - Alta Liquidez	-0,3683

*** p valor < 0,01, ** p valor < 0,05, * p valor < 0,10.

Fonte: Preparada pelos autores.

Considerando que a hipótese de restrição financeira não foi consistente, a hipótese de limites à arbitragem foi investigada. Ao usar a volatilidade como *proxy*, o coeficiente para a variável crescimento dos ativos no tercil mais alto é -0,8144 (valor de $p < 0,01$), enquanto no tercil mais baixo é -0,2185, uma diferença de -0,5959

entre os subgrupos extremos, embora não significativa estatisticamente. Os resultados são semelhantes (a diferença não é significativa) ao usar o volume negociado como *proxy*. Tais resultados sugerem que a arbitragem é limitada no Brasil e que seus custos podem exceder os benefícios (Lam & Wei, 2011; Lipson et al. 2011).

Portanto, de acordo com os resultados apresentados na Tabela 6, o efeito crescimento de ativos não foi consistente com a hipótese de restrições financeiras e com a teoria Q do investimento, nem com a hipótese de limites à arbitragem.

4.4. Crescimento de Ativos: Fator de Risco ou Precificação Incorreta?

Esta seção investiga se o efeito crescimento dos ativos observado nas tabelas 2 e 4, quando LSZ é usado como *proxy*, é um fator de risco ou *mispricing*. Para tanto, adotou-se a metodologia de regressão em 2 etapas: na primeira etapa, foram estimados os betas dos fatores de risco em série temporal; na segunda etapa, os prêmios dos fatores de risco foram estimados por meio de regressão *cross-sectional*. A Tabela 6 mostra os parâmetros estimados

dos estágios 1 (Equação 10) e 2 (Equação 11).

Este estudo se interessou particularmente no parâmetro λ_5 , a fim de identificar uma explicação para o efeito crescimento dos ativos. A Tabela 7 mostra que o prêmio do fator crescimento dos ativos foi positivo e estatisticamente significativo. Isso mostra que o crescimento dos ativos é um fator de risco precificado. Portanto, por meio da metodologia de regressão *cross-sectional* de dois estágios para investigar se o fator crescimento dos ativos é um fator de risco precificado, os resultados sugerem que o efeito investimento documentado no mercado acionário brasileiro é explicado pela perspectiva da precificação racional dos ativos, ou seja as empresas investem mais quando os retornos esperados são mais baixos e investem menos quando o retorno esperado é mais alto, fato que evidencia uma relação negativa entre investimento e retorno acionário.

Tabela 7

Parâmetros estimados da regressão de 2 estágios

	Painel A: Passo 1			Painel B: Passo 2	
	Coef.	Stat <i>t</i>		Coef.	Stat <i>t</i>
Intercepto	0,012	7,145	λ_0	-0,005	-0,461
MRP	0,962	31,205	λ_1	0,004	0,330
SMB	0,422	3,864	λ_2	0,003	0,660
HML	0,016	0,313	λ_3	0,009	1,007
RMW	0,000	-0,001	λ_4	0,000	-0,048
AG	0,051	0,535	λ_5	0,006	1,614
R2 ajustado	0,620		R2 ajustado	0,440	

Nota: Os erros padrão para os parâmetros estimados nas regressões do primeiro estágio são consistentes para heterocedasticidade e autocorrelação, de acordo com a matriz robusta de Newey-West, enquanto os erros padrão no segundo estágio foram corrigidos pelo método proposto por Shanken (1992).

Fonte: Preparada pelos autores.

Finalmente, considerando que a convergência das Normas Internacionais de Contabilidade (IRFS) pode alterar as *proxies* de crescimento dos ativos, devido às mudanças ocorridas no Brasil de 2007 a 2010, foi aplicado um teste de robustez adicional: todas as análises foram refeitas para o período 1997-2006. Os resultados obtidos foram os mesmos, quais sejam: o efeito crescimento dos

ativos é sensível à *proxy* utilizada e não tem importância econômica; o efeito pode não estar relacionado à hipótese de limites à arbitragem ou à hipótese de restrição financeira; o efeito pode ser considerado um fator de risco, sugerindo que o efeito do investimento documentado no mercado de ações brasileiro pode ser explicado pela perspectiva da precificação racional dos ativos.

5. CONCLUSÃO

Este estudo teve por objetivo analisar a relação entre crescimento dos ativos e retorno acionário no mercado de ações brasileiro e testou a hipótese de que o crescimento dos ativos está relacionado negativamente ao retorno futuro das ações. Em especial, investigou 1) se o efeito

crescimento dos ativos existe no mercado de ações brasileiro; 2) se ele existe quando se ajusta o retorno ao risco; 3) se o crescimento dos ativos influencia o retorno das ações separadamente depois de controlar por outros determinantes; 4) se o efeito pode estar relacionado à

hipótese de restrições financeiras e/ou à hipótese de limites à arbitragem; e, por fim, 5) se o crescimento de ativos é um fator de risco precificado.

Em relação ao efeito crescimento de ativos, tanto no nível da carteira quanto no nível de ativos individuais, observou-se que o efeito existe, embora seja sensível à *proxy* usada. Assim, novas pesquisas podem recorrer a *proxies* alternativas para medir o investimento, uma vez que o melhor modo de medi-las não é consensual na literatura (Lipson, Mortal, & Schill, 2011). Quanto à materialidade do efeito, este estudo conclui que o efeito crescimento dos ativos não é economicamente relevante, uma vez que o efeito não é observado nas grandes empresas, independentemente da *proxy* usada, fato que torna difícil explorar tal efeito. Portanto, mostra-se importante que os investidores analisem o risco da arbitragem à medida que exploram a anomalia crescimento dos ativos, uma vez que o referido efeito pode estar concentrado em empresas com maior volatilidade idiossincrática e maiores custos de transação.

Esses resultados podem estar relacionados às especificidades do mercado brasileiro. Este país é muito peculiar, fato que sugere que o mercado reage positivamente ao investimento em ativos. Ao contrário dos EUA, que tem um mercado de capitais bastante desenvolvido, o Brasil

depende fortemente do sistema bancário para financiar as atividades do país. Então, essa é uma das principais fontes de financiamento para o crescimento de ativos. Além disso, vale mencionar as fontes de financiamento oficial subsidiado, que possibilitam às empresas captarem recursos a baixo custo, e isso não aumenta os riscos.

Outro achado é que o efeito crescimento dos ativos pode não estar relacionado à hipótese de limites à arbitragem ou à hipótese de restrição financeira; além disso, o referido efeito pode ser considerado um fator de risco, sugerindo que o efeito do investimento documentado no mercado de ações brasileiro pode ser explicado pela perspectiva da precificação racional dos ativos.

Este artigo apresenta algumas limitações, entre as quais se pode destacar o período de balanceamento da carteira (junho). No Brasil, as empresas devem divulgar seus números contábeis até o final do primeiro trimestre para agendar a assembleia geral anual. Assim, tem-se pelo menos 2 meses adicionais provendo informações que podem afetar os resultados e muitas coisas podem ocorrer nesse período. Portanto, novos estudos devem concentrar-se em um período de balanceamento diferente (terminando no final de março ou abril), a fim de ampliar o escopo desta pesquisa.

REFERÊNCIAS

- Anderson, C. W., & Garcia-Feijó, L. (2006). Empirical evidence on capital investment, growth options, and security returns. *Journal of Finance*, 61(1), 171-194.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *Journal of Finance*, 57(1), 1-30.
- Berk, J. B., Green, R. C., & Naik, V. (1999). Optimal investment, growth options, and security returns. *Journal of Finance*, 54(5), 1553-1607.
- Bettman, J. L., Kosev, M., & Sault, S. J. (2011). Exploring the asset growth effect in the Australian equity market. *Australian Journal of Management*, 36(2), 200-216.
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Chen, L., Novy-Marx, R., & Zhang, L. (2010). *An alternative three-factor model* (Working paper). Saint Louis, MO: Washington University.
- Cooper, M. J., Gulen, H., & Schill, M. J. (2008). Asset growth and the cross section of stock returns. *Journal of Finance*, 63(4), 1609-1651.
- Core, J. E., Guay, W. R., & Verdi, R. (2008). Is accruals quality a priced risk factor? *Journal of Accounting and Economics*, 46, 2-22.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2008). Dissecting anomalies. *Journal of Finance*, 63(4), 1653-1678.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.
- Fama, E. F., & Macbeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Farre-Mensa, J., & Ljungqvist, A. (2015). Do measures of financial constraints measure financial constraints? *Review of Financial Studies*, 29(2), 271-308.
- Gray, P., & Johnson, J. (2011). The relationship between asset growth and the cross-section of stock returns. *Journal of Banking Finance*, 35, 670-680.
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: an investment approach. *The Review of Financial Studies*, 28(3), 650-705.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 49, 1541-1578.
- Lam, F. Y. E. C., & Wei, K. C. J. (2011). Limits-to-arbitrage, investment frictions, and the asset growth anomaly. *Journal of Financial Economics*, 102(1), 127-149.
- Li, D., & Zhang, L. (2010). Does Q-theory with investment frictions explain anomalies in the cross section of returns? *Journal of Financial Economics*, 98, 297-314.

- Li, X., Becker, Y., & Rosenfeld, D. (2012). Asset growth and future stock returns: international evidence. *Financial Analysts Journal*, 68(3), 51-62.
- Lin, X., & Zhang, L. (2013). The investment manifesto. *Journal of Monetary Economics*, 60, 351-366.
- Lipson, M. L., Mortal, S., & Schill, M. J. (2011). On the scope and drivers of the asset growth effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(6), 1651-1682.
- Lo, A., & Mackinlay, C. (1990). Data snooping biases in tests of financial asset pricing models. *Review of Financial Studies*, 3, 431-467.
- Lyandres, E., Sun, L., & Zhang, L. (2008). The new issues puzzle: testing the investment-based explanation. *Review of Financial Studies*, 21(6), 2825-2855.
- Machado, M. A. V., & Medeiros, O. R. (2011). Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: evidências empíricas no mercado acionário brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, 9, 383-412.
- Machado, M. A. V., & Medeiros, O. R. (2012). Does the liquidity effect exist in the Brazilian stock market? *Brazilian Business Review*, 9(4), 27-50.
- Myers, S. (1984). The capital structure puzzle. *The Journal of Finance*, 39, 575-592.
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221.
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: the gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28.
- Polk, C., & Sapienza, P. (2009). The stock market and corporate investment: a test of catering theory. *The Review of Financial Studies*, 22(1), 187-217.
- Ribeiro, F. V. F. (2010). Uma busca por evidências do *asset growth effect* no Ibovespa: um estudo exploratório. *Revista Contabilidade & Finanças*, 21(54), 38-50.
- Shanken, J. (1992). On the estimation of beta-pricing models. *The Review of Financial Studies*, 5(1), 1-33.
- Teoh, S. H., Welch, I., & Wong, T. J. (1998). Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings. *Journal of Finance*, 53, 1935-1974.
- Titman, S. K. C., Wei, J., & Xie, F. (2004). Capital investments and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, 677-700.
- Walkshäusl, C., & Lobe, S. (2014). The alternative three-factor model: an alternative beyond US markets? *European Financial Management*, 20(1), 33-70.
- Watanabe, A., Xu, Y., Yao, T., & Yu, T. (2013). The asset growth effect: insights from international equity markets. *Journal of Financial Economics*, 108(2), 529-563.
- Xing, Y. (2008). Interpreting the value effect through the Q-theory: an empirical investigation. *Review of Financial Studies*, 21(4), 1767-1795.
- Yao, T., Yu, T., Zhang, T., & Chen, S. (2011). Asset growth and stock returns: evidence from Asian financial markets. *Pacific-Basian Finance Journal*, 19, 115-139.