

Há Diferença de Restrição de Crédito para Empresas de Capital Aberto e Fechado no Brasil? Evidência Empírica pela Abordagem do *Cash Flow Sensitivity*

Is There a Difference in Credit Constraints Between Private and Listed Companies in Brazil? Empirical Evidence by The Cash Flow Sensitivity Approach

Alan Nader Ackel Ghani

Doutorando, Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo
e-mail: alanhani@usp.br

Roy Martelanc

Professor Doutor, Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo
e-mail: rmartela@usp.br

Eduardo Kazuo Kayo

Professor Doutor, Departamento de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo
e-mail: kayo@usp.br

Recebido em 28.4.2014 – Desk aceite em 02.5.2014 – 2ª versão aceita em 02.9.2014

RESUMO

Este artigo analisa a restrição de crédito pela abordagem do *cash flow sensitivity* (relação entre fluxo de caixa e investimento) para empresas de capital fechado e de capital aberto de 2007 a 2010. De acordo com essa abordagem, os resultados econométricos mostram que a restrição ao crédito é a mesma para empresas de capital aberto e de capital fechado. O presente trabalho procura contribuir para a literatura uma vez que os autores não encontraram estudos de *cash flow sensitivity* para empresas de capital fechado no Brasil.

Palavras-Chave: restrição de crédito, relação fluxo de caixa e investimento, empresas de capital fechado.

ABSTRACT

This article analyzes the credit constraints, using the cash flow sensitivity approach, of private and listed companies between 2007 and 2010. According to this approach, the econometric results show that the credit constraints are the same for either private or listed companies. This paper seeks to contribute to the literature because the study of credit constraints of private companies based on cash flow sensitivity in Brazil has been rare.

Keywords: credit constraints; cash flow sensitivity; private companies

1 INTRODUÇÃO

De acordo com Fazzari, Glenn e Petersen (1988), a assimetria informacional ocasiona restrição de capital ao elevar o custo do financiamento externo¹ (dívida ou emissão de ações), uma vez que acionistas e credores cobrariam um prêmio por correrem o risco de financiarem companhias em dificuldade, mascaradas pela falta de transparência de informações entre gestores e investidores. Quanto menos transparentes forem as informações de uma empresa, mais ela terá dificuldade (elevadas taxas ou restrições legais) para obter crédito ou emitir ações para financiar suas atividades operacionais. De outra forma, quanto maior a assimetria de informação, mais ela recorrerá a recursos internos para financiar suas inversões por serem mais restritas a fontes externas de capital.

Para medir o grau de restrição de capital das empresas, Fazzari *et al.* (1988) propuseram um modelo econométrico no qual o investimento seria função do Q de Tobin (variável para captar oportunidades futuras de investimento) e do fluxo de caixa operacional. Segundo essa abordagem, se a empresa não apresentar restrição de capital, o investimento não deveria apresentar relação significativa com o fluxo de caixa, uma vez que a empresa estaria recorrendo ao crédito ou à emissão de ações para se financiar e todo excedente de caixa seria distribuído na forma de dividendos. Em sentido contrário, se a empresa apresentar restrição de financiamento externo gerada pela assimetria informacional entre gestores e investidores, o fluxo de caixa deverá apresentar relação significativa e positiva com o investimento. Essa abordagem para medir o grau de restrição de capital das empresas é conhecida como *cash flow sensitivity* (sensibilidade do investimento a variações no fluxo de caixa). Em suma, quanto maior a assimetria informacional numa empresa, maior a restrição ao financiamento externo, refletida na elevação da relação entre fluxo de caixa e investimento (*cash flow sensitivity*).

Em princípio, empresas de capital fechado, por terem mais assimetria informacional diante das menores exigências em relação à transparência de informações com o mercado, deveriam apresentar mais restrição de crédito manifestada pela

maior relação entre fluxo de caixa e investimento. Dada essa hipótese, o principal objetivo deste artigo é verificar pela abordagem do *cash flow sensitivity* (relação entre fluxo de caixa e investimento) se as empresas de capital fechado, de fato, apresentam maior restrição de crédito comparativamente às companhias de capital aberto. Embora existam outros trabalhos sobre *cash flow sensitivity* para empresas brasileiras - Terra (2003) e Aldrighi e Bisinha (2010) -, a investigação da relação entre fluxo de caixa e investimento para firmas de capital fechado é inédita para o Brasil.

A comparação da relação fluxo de caixa – investimento entre companhias de capital aberto e fechado, deu-se por meio de análise econométrica em painel dinâmico em uma amostra obtida da Fipecafi (Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras) com 164 empresas de capital aberto e 688 firmas de capital fechado no período de 2007 a 2010.

Os resultados mostram não haver diferença de restrição de crédito para empresas de capital aberto e de capital fechado, uma vez que a diferença da relação fluxo de caixa e investimento não foi estaticamente significativa entre elas de acordo com a abordagem do *cash flow sensitivity*.

A princípio, utilizou-se um termo de interação para diferenciar as empresas de capital aberto das empresas de capital fechado. Como teste de robustez, as estimações foram feitas também em regressões separadas (somente empresas de capital fechado) e por outros métodos - OLS (Ordinary Least Squares) ou OLS com variável defasada, além do GMM (Generalized Method of Moments) em primeira diferença (Wooldridge, 2002). Em todos os casos, os resultados foram muito parecidos.

Além dessa introdução, o artigo está dividido da seguinte forma: a seção 2 traz uma revisão da literatura sobre o tema, a 3 apresenta a metodologia econométrica. A seção 4 descreve os dados da amostra, já na 5, mostram-se e analisam-se os resultados econométricos e, por fim, na seção 6, são apresentadas as conclusões finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A mensuração da restrição de capital pela abordagem econométrica da relação entre fluxo de caixa e investimento, controlado por outras variáveis (geralmente o Q de Tobin) é um tema bastante atual e discutido em Finanças Corporativas.

Essa linha de pesquisa inicia-se com o artigo de Fazzari *et al.* (1988). Nesse estudo, os autores segregam a amostra de acordo com a distribuição de dividendos, partido da seguinte premissa: empresas que pagam menos dividendos são consideradas mais restritas já que teriam que reter caixa para financiar seus investimentos. Além de confirmar essa hipótese, o artigo fomenta a aplicação da abordagem do *cash flow sensitivity* em diversos estudos posteriores que procuraram capturar

a restrição de capital para diferentes empresas sob a ótica de diferentes variáveis (porte, avaliação externa de *rating*, proximidade do mercado financeiro, tangibilidade dos ativos).

Hoshi (1991), por exemplo, verificou que empresas com relações próximas a banqueiros (pertencentes a um *Keiretsu* - grupo industrial japonês) teriam menor restrição de capital. Por sua vez, Gilchrist e Himmelberg (1995) mostraram que companhias que passam por avaliação de *rating* de crédito (emissoras de *commercial paper*) apresentam menor restrição ao crédito, enquanto Carpenter e Petersen (2002) evidenciaram que firmas novas ligadas ao setor de tecnologia apresentam mais restrição ao financiamento externo.

¹ Na literatura sobre este tema, para designar restrição ao crédito ou à emissão de ações são utilizados os termos restrição de capital, restrição de crédito ou restrição ao financiamento externo.

Por sua vez, Almeida e Campelo (2007) mostram a importância das garantias reais (tangibilidade) para reduzir a restrição ao crédito. No ano seguinte, Ratti, Lee e Seol (2008) mostram que a concentração bancária reduz a restrição de crédito para empresas.

Para o Brasil, Aldrighi e Bisinha (2010) mostram que empresas de grande porte tiveram maior relação entre fluxo de caixa e investimento, contrariando os resultados de Terra (2003), a qual evidencia que firmas de grande porte e multinacionais apresentam menor restrição de crédito. No entanto, a autora mostra que, com exceção desses dois grupos, as empresas brasileiras na média apresentaram restrição de capital no período de 1986 a 1997. Para chegar a essa conclusão, Terra adota duas abordagens diferentes: a clássica, na qual o Q de Tobin entra como variável de controle no modelo de *cash flow sensitivity*, e outra em que as receitas correntes e defasadas substituem o Q de Tobin para captar as oportunidades de investimento. Ambos os modelos apontam para os mesmos resultados.

Já Brown e Petersen (2009) chamam a atenção para queda do coeficiente do *cash flow sensitivity* ao longo dos anos. Para os autores, essa queda evidencia uma menor restrição de capital pelo desenvolvimento do mercado acionário nos EUA (criação da Nasdaq - National Association of Securities Dealers Automated Quotations, na década de 1970) e maior peso dos investimentos em ativos intangíveis não capturados nos estudos anteriores.

No entanto, existem trabalhos críticos a essa abordagem. Kaplan e Zingales (1997), Cleary (1999) e Kadapakkam, Kumar e Riddick (1998) questionam a metodologia do *cash flow sensitivity*. Em grandes linhas, os trabalhos mostram que empresas com melhor saúde financeira (mais disponibilidade de caixa, menor nível de endividamento) são aquelas que apresentam maior relação entre fluxo de caixa e investimento.

Na visão de Moyén (2004), as divergências, na interpretação do coeficiente da relação fluxo de caixa-investimento, decorrem da forma de divisão amostral. Se essa relação for testada para amostras classificadas de acordo com critérios ligados à assimetria informacional (porte, retenção de dividendos,

controle do capital, entre outros) o *cash flow sensitivity* capturará restrições de capital como proposto inicialmente por Fazzari et al. (1988). Por outro lado, se as companhias forem agrupadas a fatores ligados à disponibilidade de recursos internos, o coeficiente fluxo de caixa e investimento apresentará relação contrária, ou seja, quanto melhor a saúde financeira de uma empresa, maior a relação entre fluxo de caixa e investimento.

Cleary (2007) confirma a interpretação de Moyén (2004) por meio de um modelo teórico (curva U), testado empiricamente. Em seu trabalho, são mostrados resultados que dão suporte tanto a Fazzari et al. (1988) como a Kaplan e Zingales (1997). Guaraglia (2008) também confirma a curva em U. Para chegar a essa conclusão a autora analisou empresas de capital fechado no Reino Unido. Se as empresas são classificadas de acordo com critérios ligados à assimetria informacional, a relação entre fluxo de caixa e investimento aumenta com a restrição. Por outro lado, se as empresas são classificadas de acordo com a disponibilidade de recursos internos ou índices financeiros, quanto maior a restrição de capital, menor a relação entre fluxo de caixa e investimento.

A ideia da curva em U é que empresas em más condições tomariam mais crédito para investir e garantir sua sobrevivência (relação negativa) diante de qualquer redução de caixa. Já empresas em boas condições financeiras, na medida em que aumentassem o seu fluxo de caixa, utilizariam mais recursos internos para investir a fim de não sofrer um acréscimo do custo de capital (efeito custo). Segundo a autora, o ponto central para a divergência dos resultados é o entendimento se, de fato, a restrição de crédito está condicionada à assimetria de informação ou a questões ligadas ao desempenho financeiro das empresas.

Outra questão levantada na literatura (Alti, 2003) é que a utilização do Q de Tobin médio na regressão como *proxy* do Q de Tobin Marginal não observável pode gerar resultados viesados na interpretação do *cash flow sensitivity*,

Apesar das divergências na interpretação do *cash flow sensitivity* a relação entre fluxo de caixa e investimento continua a ser bastante investigada e utilizada como forma de medir a restrição de crédito.

3 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Como o trabalho investiga a relação entre fluxo de caixa e investimento - inclusive para empresas de capital fechado -, não será possível a utilização do Q de Tobin como variável de

controle, pois não se tem o valor de mercado de empresas de capital fechado. Nesse caso, recorre-se ao modelo acelerador de vendas utilizado por Terra (2003):

$$(I_{it} / K_{it-1}) = \alpha_i + \beta_1 (\text{Rec}_{it} / K_{it-1}) + \beta_2 (\text{Rec}_{it-1} / K_{it-1}) + \beta_3 (FC_{it} / K_{it-1}) + \beta_4 D_{it} \cdot (FC_{it} / K_{it-1}) + u_{it}$$

O modelo acelerador de vendas pressupõe que o investimento realizado em determinado ano é função da receita corrente e da receita do ano anterior. Incrementos de receitas sinalizariam maiores oportunidades de investimento devido à necessidade de crescimento da empresa. Assim, a variável receita substituiria Q de Tobin como variável sinalizadora de oportunidades de investimento.

Na ausência de restrição de capital, a qual pressupõe não haver diferença de custos entre o financiamento interno e financiamento externo à empresa, o investimento deveria ser financiado apenas com capital de dívida ou emissão de ações e todo o fluxo de caixa gerado deveria ser distribuído na forma de dividendos. Assim, se o fluxo de caixa for relacionado com o investimento, é um indício de restrição de capital, na medi-

da em que a empresa utiliza fontes internas para se financiar (Fazzari *et al.*, 1998). Dessa forma, inclui-se a variável fluxo de caixa (FC_{it}) no modelo acelerador de vendas descrito acima como forma de captar restrição de capital. Assim como em Aldrighi e Bisinha (2010), utilizou-se como *proxy* do fluxo de caixa (FC_{it}) a variável EBITDA, a qual foi obtida pela soma do lucro operacional mais a depreciação. A variável I_{it} é o investimento em ativos imobilizados (*Capex - capital expenditure*) realizado por determinada empresa durante o ano t. O investimento foi calculado pela diferença do ativo imobilizado de um ano para outro. As variáveis $Re c_{it}$, $Re c_{t-1}$ representam, respectivamente, a receita da empresa no ano t e ano anterior t-1. A variável $D_{it} \cdot FC_{it}$ representa o termo de interação para captar as diferenças do coeficiente do fluxo de caixa entre empresas de capital aberto e fechado (empresa de capital fechado $D=0$ e capital aberto $D=1$). Todas as variáveis foram divididas pelo ativo imobilizado do ano anterior (K_{it-1}) para evitar distorções de porte.

A ideia do modelo é a mesma discutida nas seções anteriores. Se o coeficiente de B_3 do fluxo de caixa apresentar relação significativa com o investimento é um indício de restrição de capital, caso contrário não ocorre restrição ao crédito. Já a *dummy* de interação mede a existência de restrição de crédito entre empresas de capital fechado e aberto. Vale lembrar que o coeficiente do fluxo de caixa de empresas de capital aberto será a combinação linear (a soma) do coeficiente do fluxo de caixa e da *dummy* de interação.

A análise será feita por meio da técnica de GMM em primeira diferença proposta por Arellano e Bond (1991). Amplamente utilizado nessa literatura, a utilização da variável dependente defasada (painel dinâmico) se justifica pela relação entre o investimento de hoje e o investimento passado. É razoável supor que fatores fixos não observáveis, idiossincráticos à empresa, afetem as decisões de investimento e tenham relação com as variáveis explicativas (receita e fluxo de caixa). Nesse caso, remove-se o efeito fixo pela primeira diferença. No entanto, a presença da variável defasada com

a utilização da primeira diferença gera uma endogeneidade que será corrigida com variáveis instrumentais que são as defasagens superiores das variáveis explicativas do modelo. A utilização desses instrumentos deve ser validada pelo teste de Sargan (Wooldridge, 2002) e os erros não devem ser autocorrelacionados. As estatísticas destes testes serão apresentadas na seção 5 (Análise dos Resultados).

Ressalta-se que esses instrumentos resolvem somente o problema gerado pela própria remoção do efeito fixo em painel dinâmico. É razoável questionar que possa existir um viés de simultaneidade entre fluxo de caixa e investimento. Esse tipo de endogeneidade, nessa linha de pesquisa, é pouco explorada pela literatura. De fato, o investimento feito em um ano pode gerar caixa no mesmo ano. Entretanto, esse efeito é pequeno na quase totalidade dos casos, uma vez que o investimento é relativamente pequeno em relação aos ativos preexistentes e esse investimento gera caixa por um número limitado de meses no ano. Portanto, espera-se que o fluxo de caixa incremental, gerado pelo investimento no ano, seja pequeno em relação ao fluxo de caixa preexistente.

Embora o foco de interesse seja o GMM em primeira diferença, serão reportados resultados por POLS e POLS dinâmico (com variável dependente defasada) – mesmo que nesses casos sejam exigidas hipóteses mais fortes da relação do erro com as variáveis explicativas. A apresentação de resultados por outras técnicas dá mais robustez ao estudo na medida em que se avalia a estabilidade dos resultados diante da troca da técnica.

Por fim, poderia ocorrer um questionamento em relação à multicolinearidade e à autocorrelação entre as variáveis. Quanto ao problema de multicolinearidade (não perfeita) entre receita e fluxo de caixa, ressalta-se que tal problema não traz viés na estimação, traz apenas o aumento do erro padrão do estimador. Já a autocorrelação poderia ser um problema no caso de painéis longos. No entanto, em painéis curtos, como é o caso do presente estudo, tal problema se torna desprezível (Wooldridge, 2002).

4 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados para o estudo foram fornecidos pela Fipecafi². A amostra é composta de dados anuais (2007, 2008, 2009, 2010) de balanço das 1000 maiores empresas (capital fechado e aberto) classificadas pela Fipecafi de acordo com a receita líquida. Entende-se por “1000 maiores” como as 1000 maiores receitas líquidas para cada ano. Como foram disponibilizados dados de 1000 empresas para os quatro anos mencionados, a amostra inicial contou com 4000 observações. No entanto, nem todas as empresas estiveram presentes na amostra em todos os anos. Houve empresas que atingiram determinado nível de receita em um ano e no outro não. Além disso, algumas empresas não reportaram dados necessários ao estudo. Assim, a amostra final tem 852 empresas e 2651 observações num painel não balanceado. Dessas empresas, 81% são de capital fechado e 19% de capital aberto (Tabela 1).

Tabela 1 Controle do Capital

Controle do Capital	nº	%
Aberto	164	19%
Fechado	688	81%
Total	852	100%

Fonte: Fipecafi

A tabela 2 mostra a composição dos setores da amostra. Vale lembrar que nesse tipo de estudo excluem-se empresas do setor financeiro, pois não haveria uma divisão clara entre financiamento, investimento e resultado operacional. De acordo com a tabela 2, o mercado acionário no Brasil está bem diversificado com destaque para os setores de Energia e Serviços. Desse total, 67% das firmas da amostra são brasileiras e do setor privado, 8% estatais nacionais e as restantes multinacionais estrangeiras.

² A amostra da Fipecafi é utilizada para a divulgação das “Maiores e Melhores” da Revista Exame. Agradecemos à Fipecafi pela disponibilização dos dados para pesquisa acadêmica.

Tabela 2 *Composição do Setor*

Setor	nº	%
Atacado	57	7%
Autoindústria	29	3%
Bens de Capital	21	2%
Bens de Consumo	71	8%
Comunicações	9	1%
Diversos	12	1%
Eletrônico	29	3%
Energia	111	13%
Farmacêutico	16	2%
Indústria da Construção	52	6%
Indústria Digital	20	2%
Mineração	20	2%
Papel e Celulose	21	2%
Produção Agropecuária	39	5%
Química e Petroquímica	69	8%
Serviços	87	10%
Siderurgia e Metalurgia	56	7%
Telecomunicações	19	2%
Têxteis	23	3%
Transporte	34	4%
Varejo	57	7%
Total	852	100%

Fonte: Fipecafi

A tabela 3 abaixo mostra a média e mediana das variáveis de estudo. A discrepância entre a média e a mediana na amostra é explicada pela existência de observações com valores elevados na amostra. Verifica-se que o investimento se mantém praticamente estável ao longo dos anos, com

ligeiro acréscimo em 2007 e 2010. Nesses mesmos anos, o fluxo de caixa e a receita apresentaram a maior média e mediana em relação aos outros períodos. Vale lembrar que, em 2007, a economia cresceu 6,09% e 7,53% em 2010 (Banco Central, 2012).

Tabela 3 *Média e Mediana das Variáveis*

Variáveis	2007		2008		2009		2010	
	média	mediana	média	mediana	média	mediana	média	mediana
Receita/Kt-1	44.39	4.91	34.28	4.76	22.74	4.30	59.72	5.50
Fluxo de Caixa/Kt-1	1.44	0.45	1.97	0.49	1.39	0.37	7.80	0.46
Investimento/Kt-1	4.59	0.04	3.56	0.04	3.77	0.04	4.71	0.07

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da Fipecafi

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Na tabela 4, são apresentados os resultados com a utilização de *dummy* de interação para captar diferenças do coeficiente do fluxo de caixa de empresas de capital fechado e capital aberto. É interessante notar que apesar dos diferentes

métodos utilizados, os resultados apontam para a mesma direção, indicando que não há diferença da relação fluxo de caixa-investimento entre empresas de capital aberto e companhias de capital fechado.

Tabela 4 Resultados da regressão para toda a amostra com dummy de interação

Variáveis Independentes	Variável Dependente: Investimento		
	GMM em primeira diferença	OLS	OLS dinâmico
$(I/K)_{i,t-1}$	1.699*** (0.129)		0.359*** (0.121)
$(FC/K)_{i,t}$	-0.00208 (0.0673)	-0.0440 (0.0465)	-0.0463 (0.0301)
$(Rec/K)_{i,t}$	0.0247*** (0.00947)	0.0129** (0.00633)	0.0155*** (0.00440)
$(Rec/K)_{i,t-1}$	-0.0142 (0.0107)	0.00763 (0.00500)	-0.00321 (0.00277)
$(D.FC/K)_{i,t}$	-0.0812 (0.0549)	0.152* (0.0917)	0.103 (0.0815)
Constante		0.710*** (0.0538)	0.441*** (0.0867)
Nº Observações	624	1,639	1,075
R quadrado		0.080	0.468
Numero de empresas	357		
J test (p valor)	0.4919		
Teste autocorrelação (p valor)	0.0910		

Nota: Fonte - Fipecafi. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Erros robustos entre parênteses. Instrumentos válidos pelo teste de Sargan (H0: instrumentos são válidos). Ausência de autocorrelação entre os erros em primeira diferença (H0 ausência de autocorrelação de primeira ordem). K: ativo imobilizado em t-1. I: Investimento. Rec: Receita. DFC: *Dummy* de interação para captar diferenças entre o coeficiente de empresas de capital aberto e fechado.

Os resultados mostram que o investimento defasado em um período tem relação com o investimento no ano seguinte. Tal resultado também é intuitivo, uma vez que empresas que investiram mais no passado tendem a investir mais no ano seguinte para manter o nível de sua atividade operacional. Ressalta-se que a instrumentalização pelo uso da dependente defasada em painel dinâmico foi validada pelo teste de Sargan e o teste de autocorrelação dos erros, ao nível de 5% de significância.

Já a *dummy* de interação foi significativa apenas para 10% do modelo por OLS sem a variável dependente defasada. No entanto, vale lembrar que o coeficiente de fluxo de caixa para empresas de capital aberto é medido pela soma da *dummy* de interação com o fluxo de caixa da regressão e não pelo valor isolado da *dummy* de interação. Nos três modelos, ao fazer a combinação linear (soma do fluxo de caixa com a *dummy* de interação) o coeficiente do fluxo de caixa das empresas de capital aberto não se mostrou significativo.

Em outras palavras, os três métodos apontam que não houve diferença de restrição de crédito para empresas de capital aberto comparativamente com as firmas de capital fechado. Esse resultado não confirma a hipótese que empresas de capital aberto deveriam apresentar menor restrição de capital, pois teriam menor assimetria informacional. Uma possível explicação para isso é que dentro das 1000 maiores empresas, as companhias de controle acionário fechado podem apresentar um alto índice de *disclosure* (transparência nas informações) por serem empresas muito grandes, com alta visibilidade do mercado e que talvez considerem num futuro próximo uma abertura de capital.

Outra possível explicação para o fenômeno é que as empresas brasileiras apresentam baixo *turnover*, comportando-se na prática como empresas de capital fechado. Para dar suporte a essa hipótese, calculou-se, com dados da base Capital IQ, o *turnover* de empresas brasileiras e comparou-se com o *turnover* das empresas americanas. O *turnover* foi calculado

pela “anualização” do volume diário médio negociado por empresa na bolsa dividido pelo seu valor de mercado. Os resultados apontam que no Brasil o *turnover* é bem menor do que nos EUA. Enquanto a mediana do *turnover* brasileira é de 21%, o 1º quartil 4% e o 3º quartil 55%, nos EUA, a mediana de *turnover* é de 82%, o 1º quartil 4% e o 3º quartil 178%. Pode se argumentar também que a similaridade de comportamento entre as empresas de capital aberto e fechado no Brasil está ligada à atuação de fundos de *private equity* que aumentam a liquidez das empresas de capital fechado. De qualquer forma, os resultados vão ao encontro do trabalho de Chen e Chen (2012), o qual mostra o desaparecimento da relação fluxo de caixa e investimento para empresas localizadas nos EUA durante a crise americana, mas sem apontar uma causa específica para o fenômeno. Sob a ótica de Brown e Petersen (2009), o desaparecimento da relação entre fluxo de caixa e investimento estaria ligada a investimentos em ativos intangíveis não capturados nos balanços e ao desenvolvimento do mercado de capitais. Ambos os argumentos poderiam ser válidos no contexto brasileiro. Os dados de investimentos utilizados no estudo referem-se apenas às inversões em ativos imobilizados. Dessa forma pode ser que haja uma dependência do fluxo de caixa com investimentos em ativos intangíveis não capturados por uma limitação dos dados do estudo. Já o desenvolvimento do mercado de capitais, pode ter levado as empresas brasileiras tornaram-se menos dependentes de seu caixa interno para financiarem sua expansão. Tal raciocínio é confirmado pelo crescente número de IPOs (Initial Public Offering) no período. Em 2007, 64 empresas realizaram uma oferta pública de ações.

Outro fator que pode ter reduzido a restrição de capital foi o incentivo de crédito promovido pelo governo brasileiro (liberação de recursos e redução da taxa de juros) durante a crise bancária americana a fim de evitar uma estagnação das empresas brasileiras. Vale dizer que, além do aumento do vo-

lume de crédito, a taxa básica de juro da economia seguiu em trajetória de queda.

Para dar maior solidez aos resultados, foram obtidas regressões separadamente para amostra somente com firmas

de capital fechado e outra apenas com de empresas de capital aberto. Os resultados são parecidos ao modelo com a utilização da *dummy* de interação, evidenciando a não restrição de crédito em ambos os casos (Tabela 5 e Tabela 6).

Tabela 5 Resultados da regressão somente para amostra de empresas de capital aberto

Variáveis Independentes	Variável Dependente: Investimento		
	GMM em primeira diferença	OLS	OLS dinâmico
(I/K) _{i,t-1}	-0.449*** (0.0419)		1.003*** (0.108)
(FC/K) _{i,t}	-0.0708 (0.231)	-1.371 (1.324)	0.00383 (0.557)
(Rec/K) _{i,t}	0.0292 (0.0759)	0.450 (0.359)	0.189 (0.162)
(Rec/K) _{i,t-1}	-0.00312 (0.0600)	0.170 (0.237)	-0.123 (0.115)
Constante		-0.361 (0.706)	-0.275 (0.469)
Nº Observações	160	378	256
R quadrado		0.311	0.901
Numero de empresas	90		
J test (p valor)	0.3743		
Teste autocorrelação (p valor)	0.9876		

Nota: Fonte - Fipecafi. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erros robustos entre parênteses. Instrumentos válidos pelo teste de Sargan (H0: instrumentos são válidos). Ausência de autocorrelação entre os erros em primeira diferença (H0 ausência de autocorrelação de primeira ordem). K: ativo imobilizado em t-1. I: Investimento. Rec: Receita.

Tabela 6 Resultados da regressão somente amostra de empresas de capital fechado

Variáveis Independentes	Variável Dependente: Investimento		
	GMM em primeira diferença	OLS	OLS dinâmico
(I/K) _{i,t-1}	1.619** (0.656)		0.259*** (0.0792)
(FC/K) _{i,t}	0.0178 (0.0646)	0.0113 (0.0352)	0.000421 (0.0327)
(Rec/K) _{i,t}	0.0197** (0.00831)	0.0149*** (0.00454)	0.0189*** (0.00492)
(Rec/K) _{i,t-1}	-0.0151 (0.0118)	-0.00111 (0.00321)	-0.00657* (0.00341)
Constante		0.549*** (0.0471)	0.363*** (0.0566)
Nº Observações	464	1,261	822
R quadrado		0.089	0.467
Numero de empresas	270		
J test (p valor)	0.1541		
Teste autocorrelação (p valor)	0.0658		

Nota: Fonte - Fipecafi. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erros robustos entre parênteses. Instrumentos válidos pelo teste de Sargan (H0: instrumentos são válidos). Ausência de autocorrelação entre os erros em primeira diferença (H0 ausência de autocorrelação de primeira ordem). K: ativo imobilizado em t-1. I: Investimento. Rec: Receita.

6 CONCLUSÃO

Este trabalho analisou a restrição de crédito para empresas brasileiras de 2007 a 2010 pela abordagem do *cash flow sensitivity* (relação entre fluxo de caixa e investimento). Os resultados mostram que não há diferença da relação fluxo de caixa-investimento para empresas de capital aberto e companhias de capital fechado. De acordo com a abordagem do *cash flow sensitivity*, não há diferença de restrição de crédito entre empresas de capital aberto e firmas de capital fechado. Essa evidência sugere que o grau de assimetria de informação de empresas de capital aberto e de capital fechado pode ser o mesmo no Brasil na amostra analisada. Adicionalmente, os resultados podem ter sido influenciados pelo baixo *turnover* das empresas brasileiras de capital aberto, pela atuação dos fundos de *private equity* nas empresas de capital fechado e pelo alto índice de *disclosure* de transparência de in-

formações das empresas de capital fechado. Outro resultado interessante foi o desaparecimento da relação fluxo de caixa-investimento no período analisado. Resultado semelhante foi encontrado por Chen e Chen (2012), mas para empresas dos EUA durante a crise bancária americana. Essa evidência sugere uma dinâmica comum da relação fluxo de caixa e investimento para ambos os países durante a crise. Baseado em Brown e Petersen (2009), o desenvolvimento do mercado de capitais e o aumento de investimentos em ativos intangíveis pode ter explicado a não dependência do caixa para realização de investimentos em ativos imobilizados no período analisado. Outra possível explicação seria em relação aos incentivos de crédito por parte do governo que podem ter reduzido a dependência do caixa para realização de investimentos de 2007 a 2010.

Referências

- Almeida, H., & Campello, M. (2007). Financial constraints, asset tangibility and corporate investments. *The Review of Financial Studies*, 20(5), 1429-1460.
- Alti, A. (2003). How sensitive is investment to cash flow when financing is frictionless? *Journal of Finance*, 58, 707-722.
- Arellano, M., & Bond, S. R. (1991). Some specification tests for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-298.
- Aldrighi, D. M., & Bisinha, R. (2010). Restrição ao crédito em Empresas com Ações Negociadas na BOVESPA. *Revista Brasileira de Economia*, 64(1), 25-47.
- Banco Central do Brasil (2012). *Sistema Gerenciador de Séries Temporais*. Recuperado em 15 julho, 2012 de <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>.
- Brown, J. R., & Petersen, B. C. (2009). Why has the investment-cash flow sensitivity declined so sharply? Rising R&D and equity market developments. *Journal of Banking and Finance*, 33, 971-984.
- Carpenter, R. E., & Petersen, B. C. (2002). Capital Market Imperfections, High-Tech Investment, and new equity financing. *The Economic Journal*, 112.
- Chen, H. J., & Chen, S. J. (2012). Investment-cash flow sensitivity can-not be a good measure of financial constraints: Evidence from the time series. *Journal of Financial Economics*, 103, 393-410.
- Cleary, S. (1999). The relationship between firm investment and financial status. *Journal of Finance*, 54(2), 673-692.
- Cleary, S., Povel, P., & Raith, M. (2007). The U-shaped investment curve: Theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42, 1-40.
- Fazzari, S. M., Glenn, R. H., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141-206.
- Guaraglia, A. (2008). Internal financial constraints, external financial constraints, and investment choice: Evidence from a panel of UK firms. *Journal of Banking and Finance*, 32, 1795-1809.
- Gilchrist, S., & Himmelberg, C. P. (1995). Evidence on the role of cash flow for investment equations. *Journal of Monetary Economics*, 36, 541-572.
- Hoshi, T., Kashyap, A. K., & Scharfstein, D. (1991). Corporate structure, liquidity, and investment: Evidence from Japanese panel data. *Quarterly Journal of Economics*, 106, 33-60.
- Kadapakkam, P., Kumar, P. C., & Riddick, L. A. (1998). The impact of cash flows and firm size on investment: The international evidence. *Journal of Banking and Finance*, 22, 293-320.
- Kaplan, S., & Zingales, L. (1997). Do investment cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169-215.
- Moyen, N. (2004). Investment-cash flow sensitivities: constrained versus unconstrained firms. *The Journal of Finance*, LIX(5).
- Ratti, R. A., Lee, S., & Seol, Y. (2008). Bank concentration and financial constraints on firm-level investment in Europe. *Journal of Banking and Finance*, 31, 2684-2694.
- Terra, M. C. (2003). Credit constraints in Brazilian firms: evidence from panel data. *Revista Brasileira de Economia*, 57(2).
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT Press.