

Restrição Financeira em Empresas com Ações Negociadas na Bovespa

Dante Mendes Aldrighi*, Rafael Bisinha†

Contents: 1. Introdução; 2. O Modelo Empírico; 3. Descrição dos Dados; 4. Resultados Econométricos; 5. Conclusões;

Keywords: Restrição ao Crédito, Restrições Financeiras, Imperfeições nos Mercados Financeiros, Assimetria de Informações.

JEL Code: G31, G32.

O artigo analisa se empresas com ações negociadas na Bovespa enfrentaram restrições financeiras a investimentos no período entre 2001 e 2005. A análise de painel com dados de balanço patrimonial e de preços de mercado das ações revela que os investimentos das empresas de grande porte apresentam maior sensibilidade aos fluxos de caixa. Esse resultado discrepante com a literatura tradicional de restrição financeira a investimentos é discutido à luz de argumentos teóricos e evidências empíricas de pesquisas mais recentes.

The paper focuses on evaluating whether Brazilian publicly traded companies faced financial constraints on investments over the period 2001-2005. Relying on balance-sheet and stock price data, a panel data analysis is carried out, yielding results in disagreement with the conventional literature: large firms' investments appear to be more sensitive to cash flows than smaller firms'. Nonetheless, the recent literature provides some theoretical rationale as well as empirical evidence consistent with these findings.

1. INTRODUÇÃO

Empresas com boas oportunidades de investimento mas com recursos próprios insuficientes dependem de “financiamento externo” para se expandirem. Todavia, imperfeições nos mercados financeiros, em particular assimetrias de informação, podem levar potenciais fornecedores de fundos a não satisfazerem essa demanda das empresas por financiamento, inviabilizando a execução de projetos rentáveis de investimento. Por engendrarem problemas de agência, seleção adversa e risco moral, informações assimétricas inibem o crédito e a emissão de novas ações. Restrições ao financiamento podem se manifestar via racionamento quantitativo ou na forma de um elevado prêmio de risco. Nesse sentido, ganha importância a discussão sobre as restrições financeiras que as empresas enfrentam, devido tanto às suas

*Departamento de Economia, Universidade de São Paulo (USP). E-mail: aldrighi@usp.br

†Banco Itaú, São Paulo. E-mail: rafael.bisinha@itau.com.br



próprias características como ao ambiente institucional em que operam (por exemplo, a frágil proteção legal aos investidores).

No modelo neoclássico de investimento, em que inexitem falhas nos mercados financeiros e as informações são perfeitas, a quantidade ótima de capital da empresa ocorre no ponto em que a rentabilidade marginal do capital iguala seu custo marginal. Sendo a oferta de fundos perfeitamente elástica, a empresa tem como custo de oportunidade a taxa de juros de mercado, pela qual pode emprestar e tomar emprestado qualquer montante, implicando que suas decisões de investimento independem de recursos internos ou do patrimônio líquido.

Entretanto, dado que os riscos dos projetos e as habilidades e intenções do empresário são informações privadas a ele, o potencial financiador só se dispõe a emprestar à taxa de juros de mercado o montante passível de ser coberto por garantias. Qualquer captação de fundos de terceiros excedendo essas garantias sofreria um acréscimo em seu custo como prêmio pelo risco, acréscimo este que aumentaria com o grau de imperfeição do mercado financeiro (o grau de assimetria informacional). Assim, dada a curva de demanda por investimento, o nível de investimento cresce, *ceteris paribus*, com o patrimônio da empresa. Em outros termos, controladas pelas oportunidades de investimento, as variações nos recursos internos da empresa afetam o nível efetivo de investimento. À luz dessa argumentação, modelos de restrições financeiras a investimentos das empresas devem identificar *proxies* para patrimônio líquido e oportunidades de investimento e um critério adequado para classificar as empresas segundo o grau de assimetria de informação.

A pesquisa que resultou neste artigo buscou evidências sobre a ocorrência de restrições financeiras a investimentos nas empresas listadas em bolsa no Brasil, país cujo sistema financeiro é ainda bastante incipiente no que se refere ao financiamento de longo prazo ao setor privado. Foram estimados dois modelos com dados em painel, ambos tendo como variável dependente a demanda por investimento das empresas e como uma das variáveis independentes o fluxo de caixa. Os modelos distinguem-se pelas variáveis empregadas para controlar as oportunidades de investimento: Q de Tobin e variação nas vendas. Os modelos incorporam, também, *dummies* referentes a ano, setor e tamanho e variáveis de interação entre tamanho e fluxo de caixa. Esta última variável, usualmente utilizada para estimar restrição financeira das empresas, tem como *proxy* o lucro líquido acrescido da depreciação. Todas as especificações testadas recorreram aos métodos de efeito fixo (EF), de primeiras diferenças (PD), e de efeito aleatório (EA). Os dados financeiros das empresas, relativos a cada ano entre 2001 a 2005, foram extraídos do banco de dados compilado pela empresa Economática.

A metodologia convencional agrupa *a priori* as empresas segundo características supostamente associadas a problemas de informação ou custos de contratos (como distribuição de dividendos, tamanho, ou tempo de funcionamento), fricções estas que influenciariam o acesso a fontes externas de financiamento. Seguindo esse *approach*, as empresas da amostra foram separadas em três grupos de acordo com o tamanho (medido pelo faturamento bruto): empresas grandes, cuja receita bruta anual superava R\$ 5 bilhões anuais; empresas pequenas, com faturamento anual inferior a R\$ 1 bilhão; e empresas médias.

A estimação do modelo com a variável Q de Tobin revela significância estatística desta variável e do fluxo de caixa, sendo mais acentuado o impacto do fluxo de caixa sobre os investimentos. Decompondo a amostra em três grupos, o fluxo de caixa mantém-se estatisticamente significativo nas estimações para cada um deles, enquanto o Q de Tobin só não perde significância no grupo das pequenas empresas. Supondo que empresas menores enfrentem problemas maiores de informação assimétrica e, portanto, sofram mais restrições financeiras, os coeficientes estimados do fluxo de caixa nas equações de investimento seriam maiores para esse grupo. Entretanto, essa previsão não se confirma nas estimações, uma vez que os coeficientes do fluxo de caixa crescem com o tamanho das empresas. Incorporando-se nos modelos variáveis de interação entre *dummies* de tamanho e fluxo de caixa, os resultados são análogos.

O modelo do acelerador de vendas para estimar a demanda por investimentos, em que a receita operacional líquida, corrente e defasada, substitui o Q de Tobin como variável independente, produz resultados semelhantes. Para a amostra com todas as empresas, a variável “vendas correntes” é estatís-

ticamente significativa pelos três métodos, enquanto o fluxo de caixa perde significância. As estimações revelam coeficientes estatisticamente significativos para vendas correntes em cada um dos três grupos, mas o fluxo de caixa foi significativo apenas nos grupos de empresas médias e pequenas. Como no modelo empregando o Q de Tobin, a magnitude dos coeficientes estimados do fluxo de caixa no modelo do acelerador de vendas cresce com o aumento no tamanho das empresas. Adicionando variáveis de interação entre fluxo de caixa e tamanho, há evidências de que o coeficiente do fluxo de caixa é maior para as empresas grandes.

Esses resultados mostram-se robustos a alterações na forma de classificação do tamanho das empresas (agrupando-as, por exemplo, por tercil de faturamento), no deflator de preços, e na *proxy* para fluxo de caixa (testou-se também o lucro antes do pagamento de juros, impostos, depreciação e amortização). A inclusão no modelo de alguns indicadores financeiros das empresas (como grau de alavancagem) e de variáveis de interação entre fluxo de caixa e *dummies* de setores tampouco produz significância estatística.

Como interpretar o resultado de que os investimentos de empresas maiores, supostamente de maior solidez financeira, são mais sensíveis à disponibilidade de recursos internos? Diversos problemas metodológicos podem ter contribuído para isso, entre os quais, viés de seleção da amostra (a amostra restringe-se a empresas listadas na bolsa), erros de mensuração (uso do Q de Tobin médio e não marginal), e *proxies* inadequadas (pode ser que nem o Q de Tobin nem a variação das vendas capte adequadamente o potencial de oportunidades de investimento para as empresas).

Outra possível explicação para os resultados é sugerida pelos trabalhos de Cleary (2006) e Khurana et al. (2006). Esses trabalhos argumentam que a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa decorre sobretudo do *status* financeiro das empresas, que, como o grau de assimetria de informação, correlaciona-se com os parâmetros utilizados para se discriminar *ex ante* as empresas com restrição financeira. Para esses autores, empresas com indicadores financeiros ruins (por exemplo, baixa relação entre lucros e obrigações financeiras) postergam investimentos para manter uma “folga financeira” com o fito de minimizar o risco de serem compelidas a recorrer no futuro ao financiamento externo – caro e de oferta incerta. Essa interpretação é consistente com a evidência aqui obtida de que os índices médios de liquidez corrente das grandes empresas da amostra são menores do que os das pequenas e médias empresas.

Além desta Introdução, o trabalho está dividido em quatro outras seções. Na segunda seção é apresentado o modelo empírico básico; na seção seguinte, descreve-se a base de dados; a quarta seção discute os resultados da estimação dos modelos; e a última seção conclui. No Anexo I, há uma breve revisão da literatura sobre o tema.

2. O MODELO EMPÍRICO

Com base nas teorias e nas evidências empíricas discutidas no Anexo I, adotou-se o seguinte modelo de restrição financeira:

$$(I_{it}/K_{it-1}) = \alpha_i + \alpha_1 Q_{it} + \alpha_2 (FC_{it}/K_{it-1}) + \beta D_{it} + u_{it} \quad (1)$$

sendo I_{it} o investimento da firma i no ano t ; K_{it-1} o estoque de capital da firma i no ano $(t - 1)$; FC_{it} o fluxo de caixa da firma i no ano t ; Q_{it} o Q de Tobin para a firma i no ano t ; e D_{it} as *dummies* utilizadas, como as de ano e as de setor. Como em Fazzari et al. (1988), essa equação inclui o fluxo de caixa (lucro líquido mais depreciação) como *proxy* para restrição financeira. O Q de Tobin, definido como a razão entre o valor de mercado de uma empresa e o valor de reposição de seus ativos fixos, é a *proxy* para controlar as oportunidades de investimento. De acordo com Tobin and Brainard (1968), a razão entre o valor de mercado e o custo de reposição dos ativos é uma variável de grande peso nas decisões sobre novos investimentos, pois expressa a capacidade da empresa de gerar valor com investimentos. Se o Q de Tobin, na margem, for maior do que 1, então uma aquisição incremental de capital agrega



valor líquido positivo à empresa (o valor gerado excede o custo de obtenção desse capital). Embora na teoria os investimentos dependam do Q de Tobin marginal, devido à dificuldade de calculá-lo, utiliza-se nas aplicações empíricas o Q de Tobin médio.¹ Chung and Pruitt (1994) propõem a seguinte fórmula para calcular o Q de Tobin médio:

$$Q = \frac{VMAO + VMAP + DIVT}{AT}$$

sendo $VMAO$ o valor de mercado das ações ordinárias, $VMAP$ o valor de mercado das ações preferenciais, $DIVT$ o valor contábil das dívidas de curto e de longo prazo (passivo circulante mais exigível de longo prazo) menos o ativo circulante, e AT o valor total dos ativos da empresa. Exceto no que se refere ao valor das ações, essa fórmula considera o valor contábil das variáveis. Neste trabalho, o valor de mercado das ações é calculado com base na cotação do tipo mais negociado de ação multiplicada pela quantidade total de ações (a soma das ações ordinárias e preferenciais). Os demais valores são extraídos das demonstrações financeiras das empresas.

Outra limitação do modelo é que a *proxy* para recursos internos, o lucro líquido mais a depreciação, pode estar correlacionada com a rentabilidade futura e, portanto, com as oportunidades de investimento. Se isso ocorrer, então o coeficiente do fluxo de caixa não reflete adequadamente o grau de restrição ao crédito, uma vez que a análise do impacto da variação do fluxo de caixa sobre o investimento depende dessa variação não afetar as oportunidades de investimento.

3. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados anuais utilizados na estimação foram extraídos do programa Economática, que fornece dados do balanço patrimonial das empresas com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA). Foram coletados dados de 565 empresas referentes às seguintes variáveis: ativo total, receita bruta operacional, lucro líquido, lucro antes do pagamento de juros e de impostos, depreciação, e amortização (EBITDA, sigla de *earnings before interest, taxes, depreciation and amortization*), imobilizado antes da depreciação, *enterprise value* e *capital expenditure* (Capex).² Também foram calculados alguns índices financeiros, como liquidez corrente, cobertura de juros, grau de endividamento, margem líquida, e relação entre valor de mercado e contábil da empresa (*market-to-book ratio*).³ Os três primeiros estão relacionados à capacidade da empresa de arcar com obrigações financeiras, referindo-se, portanto, a risco. A margem líquida, por sua vez, é um índice de lucratividade e diz respeito a retornos, enquanto a *market-to-book ratio*, assim como o Q de Tobin, expressa expectativas de ganho futuro, sendo assim uma medida das oportunidades de investimento. A razão entre o *enterprise value* e o ativo total é tomada como *proxy* do Q de Tobin, a soma entre lucro líquido e depreciação como *proxy* para fluxo de caixa, Capex como *proxy* de investimento em capital fixo, e o imobilizado como *proxy* do estoque de capital das empresas. Cabe notar que nas regressões deste trabalho o lucro líquido e a Capex são divididos pelo imobilizado defasado em um período.

O período analisado é de 2001 a 2005, sendo os valores convertidos a preços constantes de dezembro de 2005 com base na variação do Índice de Preços por Atacado (IPA) mais pertinente ao setor de atividade

¹Para o Q de Tobin médio coincidir com o Q de Tobin marginal, as seguintes condições são necessárias: os mercados de fatores e de produtos são perfeitamente competitivo; e a tecnologia apresenta retornos constantes de escala.

²*Enterprise value* é uma medida disponível no banco de dados da Economática que se aproxima bastante do numerador da fórmula do Q de Tobin de Chung and Pruitt (1994). Capex (*capital expenditure*) é uma medida da aquisição de ativos fixos e diferidos em cada período. Essas definições encontram-se no Anexo II.

³A forma de cálculo desses índices também é apresentada no Anexo II.

da empresa.⁴ As empresas foram agrupadas em 17 setores, além da categoria “outros”, sendo energia elétrica (14,6%) e siderurgia e metalurgia (12,1%) os setores com maiores participações na amostra.⁵

Seguindo Beck et al. (2006), as empresas foram separadas por tamanho, medido pelo faturamento bruto: empresas grandes, com receita bruta acima de R\$ 5 bilhões anuais; pequenas, com faturamento inferior a R\$ 1 bilhão; e médias. A Tabela 1 arrola alguns indicadores financeiros para cada grupo. Pode-se notar que as grandes empresas, a despeito do maior grau de endividamento em comparação com as pequenas empresas, apresentam um índice médio de cobertura de juros, variável de extrema importância para a avaliação de risco das empresas, quase duas vezes superior ao das pequenas. Um grau mais elevado de endividamento pode expressar maior acesso a recursos de terceiros e sinalizar menor restrição financeira.

Table 1: Valor médio de alguns indicadores financeiros por classe de tamanho das empresas: 2001-2005

| Indicador financeiro | Grande | Média | Pequena | Nº de observações |
|-------------------------------------|--------|-------|---------|-------------------|
| Cobertura de juros | 2.24 | 2.01 | 1.14 | 1114 |
| Margem líquida | 6.24 | 5.40 | -6.16 | 1138 |
| Liquidez corrente | 1.13 | 1.34 | 1.34 | 1132 |
| Grau de endividamento | 30.25 | 31.21 | 24.74 | 1139 |
| Valor de mercado/ Valor contábil | 1.57 | 1.53 | 0.73 | 893 |
| FC/K_{t-1} | 0.15 | 0.14 | 0.04 | 994 |
| $Capex/K_{t-1}$ | 0.10 | 0.12 | 0.09 | 948 |
| Q de Tobin | 0.79 | 0.79 | 0.59 | 885 |
| Nº de empresas | 37 | 90 | 120 | |

Notas:

K_{t-1} é o Ativo Imobilizado no período $t - 1$.

As definições das variáveis financeiras encontram-se no Anexo I.

As grandes e médias empresas apresentam valores relativos mais elevados para margem líquida, fluxo de caixa sobre capital defasado, Q de Tobin e *market-to-book value*. Já a liquidez corrente, que indica a capacidade de servir as obrigações de curto prazo, é maior para as pequenas e médias empresas. Embora a confrontação entre grupos não permita conclusões definitivas, as médias e grandes empresas parecem dispor, no geral, de um melhor *status* financeiro. A Tabela 2 mostra o número de observações de cada variável empregada nos modelos para cada um dos subgrupos de empresas.

Foram excluídas da amostra:

- (i) as empresas que não forneceram dados para uma determinada variável em nenhum dos anos;
- (ii) as empresas do setor financeiro, uma vez que possuem uma alavancagem muito superior à das empresas do setor real;
- (iii) as empresas para as quais não foi possível calcular em nenhum dos anos certas variáveis empregadas nos modelos, como o Q de Tobin, a taxa de investimento ($Capex/ativo$ imobilizado em $t - 1$), e o fluxo de caixa (lucro líquido mais depreciação) sobre o ativo imobilizado defasado.

⁴A decomposição do IPA e os indicadores empregados como deflatores setoriais são apresentados no Anexo III.

⁵Ver no Anexo IV o perfil setorial da amostra e os indicadores financeiros por setor.



Table 2: Número de observações das variáveis financeiras por classe de tamanho das empresas

| Variáveis | Nº de observações | | |
|--------------------|-------------------|--------|----------|
| | Grandes | Médias | Pequenas |
| FC/K_{t-1} | 151 | 368 | 475 |
| Q de Tobin | 166 | 356 | 363 |
| $Capex/K_{t-1}$ | 139 | 356 | 453 |
| EBITDA | 150 | 368 | 477 |
| Vendas | 155 | 429 | 564 |
| Liquidez corrente | 178 | 419 | 535 |
| Debt ratio | 178 | 424 | 537 |
| Cobertura de juros | 170 | 411 | 533 |
| Margem líquida | 178 | 423 | 537 |
| Market to book | 168 | 334 | 391 |

Notas:

Vendas representam a receita operacional líquida.

Com essas exclusões, restou um painel não-balanceado de 247 empresas. Para corrigir possíveis distorções de *outliers*, foram eliminadas, também, observações distanciando-se da média em mais de dois desvios-padrões.

4. RESULTADOS ECONÔMÉTRICOS

Na análise dos dados em painel,⁶ são utilizados os métodos de efeito fixo (EF), de primeiras diferenças (PD), e de efeito aleatório (EA).⁷ Com o objetivo de controlar por efeitos macroeconômicos que podem afetar as decisões de investimentos das empresas, são incluídas *dummies* de ano nas estimações pelos três métodos. *Dummies* relativas a tamanho também são testadas, sendo que em um dos modelos essas *dummies* aparecem multiplicadas pelo fluxo de caixa, para se estimar o grau relativo de restrição financeira dos três grupos de empresas.

4.1. O modelo Q de Tobin

Os resultados da estimação do modelo expresso na Equação 1 para todas as empresas da amostra são apresentados na Tabela 3. Pode-se observar que a *proxy* para oportunidades de investimento mostra-se

⁶A vantagem da análise de dados em painel é controlar por características peculiares a cada empresa que não variam no tempo, como, por exemplo, a habilidade gerencial e as normas e a cultura organizacional que balizam as tomadas de decisões.

⁷Esses três métodos supõem a existência de exogeneidade estrita, isto é, que os erros e as variáveis explicativas não se correlacionam em cada período e entre períodos. O método de EA assume adicionalmente a não correlação entre o componente específico e as variáveis explicativas. O teste de Hausman permite confrontar as estimativas desse método com as do método de EF. No caso de se concluir que tais estimativas não são estatisticamente iguais, deve-se empregar o método do EF, por este ser consistente independentemente da hipótese adicional do método do EA. Se forem iguais, o método do EA é mais eficiente. Recorre-se, assim, ao teste de Hausman somente se os resultados de EF e EA divergem em relação à relevância estatística das variáveis de maior interesse. A estimação por PD é mais adequada quando valem as suposições de não correlação e de homocedasticidade da diferença dos resíduos. Isso ocorre quando os erros idiossincráticos, em nível, são um passeio aleatório – o contrário do que se supõe para a eficiência do EF. Essas diferentes possibilidades de estimação permitem enfrentar alguns dos possíveis problemas na estrutura dos dados.

significativa para explicar o investimento tanto por EF como por EA. O fluxo de caixa tem significância estatística nos três métodos de estimação, sugerindo que imperfeições nos mercados financeiros podem ter restringido financeiramente as empresas. Atesta certa robustez das estimativas a proximidade dos valores dos coeficientes tanto de Q de Tobin estimados por EF e por EA como do fluxo de caixa em EF e PD.

Table 3: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo Q de Tobin | | | |
|---------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| Toda a amostra | | | |
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Q de Tobin | 0.030*** (0.012) [2.55] | 0.031*** (0.008) [3.87] | 0.006 (0.014) [0.43] |
| Fluxo de caixa | 0.064*** (0.020) [3.22] | 0.081*** (0.017) [4.88] | 0.066*** (0.020) [3.36] |
| R^2 | 0.11 | 0.20 | 0.07 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.

A Tabela 4 mostra os resultados da estimação para o grupo das grandes empresas. Enquanto o Q de Tobin não se mostrou significativo em nenhum dos métodos estimados, o fluxo de caixa foi significativo nas estimações pelos três métodos, denotando uma provável dependência dos investimentos desse grupo de empresas à disponibilidade de recursos próprios.

Table 4: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo Q de Tobin | | | |
|---------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| Empresas grandes | | | |
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Q de Tobin | 0.043 (0.029) [1.50] | 0.020 (0.017) [1.19] | 0.029 (0.045) [0.64] |
| Fluxo de caixa | 0.359*** (0.090) [3.97] | 0.233*** (0.063) [3.68] | 0.259*** (0.105) [2.47] |
| R^2 | 0.27 | 0.41 | 0.17 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.



Se o fluxo de caixa (FC) fosse um bom parâmetro para avaliar o grau de restrição financeira e se a classificação das empresas por tamanho fosse um critério adequado para discriminar *ex ante* as empresas sujeitas a restrições financeiras, então os coeficientes do FC para os grupos de empresas menores deveriam apresentar magnitudes crescentes. Todavia, como se observa na Tabela 5, os coeficientes estimados da *proxy* de recursos internos para as empresas médias são inferiores, em quaisquer dos métodos, aos das empresas grandes.

Table 5: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo Q de Tobin | | | |
|---------------------|-----------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Empresas médias | | | |
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Q de Tobin | 0.017 (0.017) [1.00] | 0.010 (0.014) [0.75] | -0.027 (0.020) [-1.36] |
| Fluxo de caixa | 0.093* (0.048) [1.94] | 0.142*** (0.042) [3.43] | 0.105** (0.046) [2.28] |
| R^2 | 0.15 | 0.28 | 0.05 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.

Para o grupo das pequenas empresas, os coeficientes do FC são ainda menores, evidenciando que os recursos próprios perdem relevância nas decisões de investimento à medida que o porte das empresas diminui. A Tabela 6 mostra, ainda, que, para as empresas pequenas, o Q de Tobin ganha significância estatística para explicar os investimentos.

Para aferir a robustez das evidências encontradas, estimou-se outro modelo em que se adicionam variáveis de interação entre FC e *dummies* de tamanho. A Tabela 7 mostra que o FC apresenta relevância estatística nos três métodos e os coeficientes do Q de Tobin são significativos e muito semelhantes nas estimações por EF e EA. O coeficiente de “FC*Grande” é positivo e estatisticamente significativo em dois dos três métodos de estimação, indicando que os investimentos das grandes empresas são mais sensíveis à disponibilidade de recursos internos se comparados aos das pequenas empresas (o grupo de referência). O mesmo não ocorre, porém, com as médias empresas, cuja sensibilidade dos investimentos ao FC não se diferencia estatisticamente da observada para o grupo das pequenas empresas.

4.2. O modelo do acelerador de vendas

Estimou-se a demanda por investimentos também pelo modelo do acelerador de vendas, no qual as vendas (receita operacional líquida) correntes e defasadas substituem o Q de Tobin como *proxy* para oportunidades de investimento. Foi utilizada a Equação 2:

$$(I_{it}/K_{it-1}) = \alpha_i + \alpha_1 (\text{vendas}_t/K_{t-1}) + \alpha_2 (\text{vendas}_{t-1}/K_{t-2}) + \alpha_3 (FC_{it}/K_{it-1}) + \beta D_{it} + u_{it} \quad (2)$$

A Tabela 8 revela que, para a amostra com todas as empresas, a variável “vendas correntes” é estatisticamente significativa nos três métodos estimados, apontando que esta variável deve conter in-

Table 6: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo Q de Tobin | | | |
|---------------------|-----------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Empresas pequenas | | | |
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Q de Tobin | 0.038* (0.020) [1.87] | 0.035*** (0.013) [2.72] | 0.051** (0.025) [2.06] |
| Fluxo de caixa | 0.047* (0.024) [1.95] | 0.056*** (0.021) [2.66] | 0.052** (0.024) [2.20] |
| R^2 | 0.07 | 0.14 | 0.13 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.

Table 7: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo Q de Tobin | | | |
|--|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Termo de interação entre fluxo de caixa e <i>dummy</i> de tamanho da empresa | | | |
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Q de Tobin | 0.027** (0.012) [2.26] | 0.026*** (0.008) [3.25] | 0.005 (0.014) [0.38] |
| Fluxo de caixa | 0.049** (0.023) [2.18] | 0.059*** (0.019) [3.07] | 0.054** (0.022) [2.39] |
| FC* Grande | 0.214** (0.091) [2.36] | 0.186*** (0.066) [2.83] | 0.145 (0.107) [1.36] |
| FC* Média | 0.026 (0.051) [0.51] | 0.057 (0.043) [1.30] | 0.039 (0.050) [0.78] |
| R^2 | 0.09 | 0.09 | 0.08 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.



formações relevantes a respeito do potencial de retornos dos projetos. Em contrapartida, o fluxo de caixa perdeu a significância estatística que havia na estimação do modelo de Q de Tobin (ver Tabela 3). No grupo das grandes empresas, tanto as vendas correntes como o FC mostram significância estatística, sendo a magnitude do coeficiente do FC na estimação por EA bastante próxima à encontrada no modelo de Q de Tobin (ver Tabela 4). Para o grupo das empresas médias, há significância estatística para vendas correntes pelos métodos de EF e PD e para vendas defasadas pelo método por PD. O FC é estatisticamente significativo para explicar investimentos nas estimações por EF e EA, e os valores dos coeficientes são semelhantes aos estimados no modelo de Q de Tobin (ver Tabela 5). Para as pequenas empresas, enquanto vendas correntes e defasadas têm significância estatística nos três métodos, o FC não a tem em nenhum dos métodos. Cabe enfatizar que no modelo do acelerador de vendas, como no modelo empregando o Q de Tobin, a magnitude do coeficiente do fluxo de caixa cresce com o aumento no tamanho das empresas.

A Tabela 9 apresenta os resultados da estimação do modelo do acelerador de vendas incorporando variáveis de interação entre FC e *dummies* de tamanho. As magnitudes dos coeficientes estimados do FC pelos três métodos são maiores para as empresas grandes *vis-à-vis* as empresas pequenas, sendo que a semelhança nos valores desses coeficientes confere robustez a esses resultados. Para o grupo das empresas médias, o fluxo de caixa mostra-se estatisticamente significativo segundo a estimação por EA mas não por EF. Recorrendo-se ao teste de Hausman, o método por EF revela-se mais apropriado (p -valor de 0.001).

4.3. Testes de robustez

Classificando-se as empresas por tercís de faturamento, os resultados da estimação dos modelos pouco se alteram. Sendo o Q de Tobin a *proxy* para oportunidades de investimento, a variável fluxo de caixa mostra-se estatisticamente significativa nos três tercís de empresas (exceto no método por EF no grupo das menores empresas) e novamente seus coeficientes crescem com o tamanho das empresas (ver Tabelas 10, 11 e 12). A variável Q de Tobin, que na classificação anterior apresenta significância estatística apenas para as empresas pequenas, na classificação por tercís é estatisticamente significativa somente no método por EF para o grupo das empresas grandes e por EA no grupo das empresas do tercil intermediário.

Incluindo-se *dummies* de interação na estimação dos modelos com base na classificação das empresas por tercís, os resultados também são muito semelhantes com os da classificação anterior: o coeficiente do Q de Tobin se altera muito pouco e mantém significância estatística, e confirma-se a maior sensibilidade dos investimentos das empresas maiores à disponibilidade de recursos internos (ver Tabela 13).

Analogamente, as estimações da demanda por investimento com o modelo do acelerador de vendas geram resultados que independem da classificação das empresas por tercís de faturamento ou por valores exogenamente estipulados.⁸ Se o EBITDA substituir o lucro líquido mais depreciação como *proxy* para o FC, as evidências apontam na mesma direção. Deflacionando-se as variáveis nominais pelo IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) do IBGE, os resultados anteriores se mantêm. Estimções incluindo a alavancagem financeira das empresas mostram que essa variável não é significativa. Para avaliar se idiosincrasias de cada setor tornam os investimentos sensíveis ao FC, foram testadas *dummies* setoriais de interação com o FC. Essas tampouco apresentam relevância estatística.

⁸Por economia de espaço, não são aqui apresentadas as quatro tabelas contendo os resultados das estimções do modelo do acelerador de vendas.

Table 8: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| | Modelo do acelerador de vendas | | |
|-------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Todas | | | |
| Vendas em t | 0.052*** (0.007) [7.94] | 0.034*** (0.005) [6.57] | 0.055*** (0.007) [7.42] |
| Vendas em $t - 1$ | -0.002 (0.007) [-0.29] | -0.017*** (0.005) [-3.41] | -0.012 (0.007) [-1.55] |
| Fluxo de caixa | -0.002 (0.020) [-0.08] | 0.024 (0.016) [1.51] | -0.007 (0.021) [-0.32] |
| R ² | 0.08 | 0.18 | 0.16 |
| Grandes | | | |
| Vendas em t | 0.112*** (0.027) [4.21] | 0.06*** (0.021) [2.91] | 0.115*** (0.025) [4.54] |
| Vendas em $t - 1$ | -0.003 (0.023) [-0.13] | -0.05*** (0.015) [-3.27] | -0.016 (0.020) [-0.79] |
| Fluxo de caixa | 0.15** (0.077) [2.05] | 0.22*** (0.061) [3.62] | 0.14* (0.082) [1.75] |
| R ² | 0.14 | 0.53 | 0.52 |
| Médias | | | |
| Vendas em t | 0.03*** (0.011) [2.75] | 0.006 (0.009) [0.70] | 0.045*** (0.012) [3.75] |
| Vendas em $t - 1$ | 0.030*** (0.011) [2.74] | 0.014 (0.009) [1.53] | 0.015 (0.012) [1.24] |
| Fluxo de caixa | 0.085* (0.049) [1.72] | 0.134*** (0.041) [3.26] | 0.007 (0.050) [0.13] |
| R ² | 0.13 | 0.31 | 0.12 |
| Pequenas | | | |
| Vendas em t | 0.057*** (0.009) [6.22] | 0.042*** (0.007) [6.08] | 0.055*** (0.011) [5.21] |
| Vendas em $t-1$ | -0.02** (0.010) [-2.01] | -0.027*** (0.008) [-3.59] | -0.027*** (0.011) [-2.56] |
| Fluxo de Caixa | -0.023 (0.024) [-0.95] | -0.009 (0.019) [-0.49] | -0.012 (0.025) [-0.48] |
| R ² | 0.07 | 0.15 | 0.20 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.

Table 9: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo do acelerador de vendas com termos de interação entre FC e tamanho da empresa | | | |
|---|-------------------------------|---------------------------------|-------------------------------|
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Vendas em t | 0.051*** (0.007) [7.69] | 0.031*** (0.005) [6.02] | 0.054*** (0.008) [7.27] |
| Vendas em $t - 1$ | -0.002 (0.007) [-0.21] | -0.017*** (0.005) [-3.31] | -0.012 (0.007) [-1.61] |
| Fluxo de caixa | -0.014 (0.022) [-0.62] | 0.000 (0.017) [0.02] | -0.008 (0.023) [-0.36] |
| FC*Grande | 0.215** (0.090) [2.38] | 0.206*** (0.065) [3.18] | 0.201* (0.103) [1.95] |
| FC*Média | 0.021 (0.049) [0.44] | 0.088** (0.039) [2.27] | -0.026 (0.050) [-0.52] |
| R ² | 0.09 | 0.21 | 0.16 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.

Table 10: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo Q de Tobin Tercil das maiores empresas | | | |
|--|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Q de Tobin | 0.033* (0.018) [1.86] | 0.015 (0.014) [1.07] | -0.004 (0.022) [-0.16] |
| Fluxo de caixa | 0.204*** (0.060) [3.39] | 0.225*** (0.047) [4.74] | 0.126** (0.058) [2.15] |
| R ² | 0.23 | 0.31 | 0.08 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.

Table 11: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo Q de Tobin | | | |
|--|------------------------------|-------------------------------|-----------------------------|
| Tercil das empresas de tamanho intermediário | | | |
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Q de Tobin | 0.036 (0.022) [1.62] | 0.053*** (0.017) [3.12] | 0.021 (0.028) [0.76] |
| Fluxo de caixa | 0.103** (0.049) [2.09] | 0.071* (0.040) [1.81] | 0.102* (0.054) [1.88] |
| R^2 | 0.07 | 0.19 | 0.05 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.

Table 12: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo Q de Tobin | | | |
|-----------------------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| Tercil das menores empresas | | | |
| | Efeito fixo | Efeito aleatório | Primeiras diferenças |
| Q de Tobin | 0.008 (0.022) [0.35] | 0.006 (0.013) [0.47] | 0.000 (0.026) [0.02] |
| Fluxo de caixa | 0.038 (0.024) [1.62] | 0.044** (0.021) [2.09] | 0.050** (0.023) [2.20] |
| R^2 | 0.06 | 0.14 | 0.14 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.

Table 13: Estimação da demanda por investimento (I/K_{t-1})

| Modelo Q de Tobin | | | |
|---|------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| Termo de interação entre fluxo de caixa e <i>dummy</i> de tamanho das empresas classificação por tercís | | | |
| Q de Tobin | 0.026** (0.012) [2.20] | 0.025*** (0.008) [3.10] | 0.005 (0.014) [0.38] |
| Fluxo de caixa | 0.038 (0.024) [1.59] | 0.056*** (0.021) [2.66] | 0.050** (0.023) [2.15] |
| FC*Grande | 0.128** (0.062) [2.07] | 0.133*** (0.049) [2.70] | 0.063 (0.063) [1.00] |
| FC*Média | 0.057 (0.051) [1.12] | 0.016 (0.040) [0.40] | 0.050 (0.054) [0.94] |
| R^2 | 0.09 | 0.09 | 0.07 |

Notas:

Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

*Significativo a 10%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 1%.

4.4. Interpretação dos resultados

Estimando modelos de demanda por investimentos, este trabalho identificou um crescimento na magnitude dos coeficientes da variável fluxo de caixa à medida que se transita para grupos de empresas de maior porte. Todavia, a legitimidade de inferências sobre restrições financeiras aos investimentos a partir desses modelos pressupõe que o fluxo de caixa não seja correlacionado com as oportunidades de investimento. Valendo tal suposição, as evidências seriam consistentes, devendo-se então buscar *insights* na literatura resenhada que possam explicar os resultados encontrados.

Na matriz de correlação entre as variáveis financeiras usadas nas estimações, apresentada na Tabela 14, verifica-se que o Q de Tobin é pouco correlacionado com o fluxo de caixa, o que pode indicar que não há problema de multicolinearidade entre essas variáveis e que seus movimentos são independentes. Entretanto, não se pode descartar a possibilidade de erro de mensuração do Q de Tobin, nem que esse indicador seja uma *proxy* insatisfatória para as oportunidades de investimento. Aivazian et al. (2005) argumentam que essa variável pode refletir a facilidade de acesso a crédito: empresas com elevado Q de Tobin sinalizam boas oportunidades de crescimento, maiores retornos esperados e, portanto, menor risco de seleção adversa e *moral hazard*. Assim, havendo evidência de que as empresas menores apresentam maiores oportunidades de crescimento exatamente por serem menores, poder-se-ia inferir que essa seria a razão de sua menor dependência aos fluxos de caixa. Entretanto, como evidencia a Tabela 1, as grandes empresas caracterizam-se por um Q de Tobin médio mais elevado e por indicadores financeiros mais favoráveis.

Essas observações alinham-se à argumentação de Cleary (2006) de que parâmetros utilizados para separar *ex ante* as empresas em grupos segundo o grau de restrição financeira (como tamanho ou dis-

Table 14: Matriz de correlação entre as variáveis financeiras

| | FC/K_{t-1} | Q de Tobin | $Capex/K_{t-1}$ | $EBITDA/K_{t-1}$ | Liquidez corrente | $Debt$ ratio | Cobertura de juros | Marg. liq. | $Market/book$ |
|--------------------------|--------------|--------------|-----------------|------------------|-------------------|--------------|--------------------|------------|---------------|
| FC/K_{t-1} | 1.00 | 0.10 | 0.26 | 0.63 | 0.40 | -0.30 | 0.33 | 0.63 | 0.33 |
| Q de Tobin | 0.10 | 1.00 | 0.17 | 0.26 | -0.02 | 0.32 | 0.17 | 0.08 | 0.60 |
| $Capex/K_{t-1}$ | 0.26 | 0.17 | 1.00 | 0.34 | 0.12 | 0.00 | 0.13 | 0.14 | 0.18 |
| $EBITDA/K_{t-1}$ | 0.63 | 0.26 | 0.34 | 1.00 | 0.24 | -0.07 | 0.36 | 0.35 | 0.40 |
| Liquidez corrente | 0.40 | -0.02 | 0.12 | 0.24 | 1.00 | -0.34 | 0.41 | 0.35 | 0.11 |
| $Debt$ ratio | -0.30 | 0.32 | 0.00 | -0.07 | -0.34 | 1.00 | -0.22 | -0.21 | 0.07 |
| Cobertura de juros | 0.33 | 0.17 | 0.13 | 0.36 | 0.41 | -0.22 | 1.00 | 0.28 | 0.20 |
| Margem líquida | 0.63 | 0.08 | 0.14 | 0.35 | 0.35 | -0.21 | 0.28 | 1.00 | 0.24 |
| $Market$ to $book$ ratio | 0.33 | 0.60 | 0.18 | 0.40 | 0.11 | 0.07 | 0.20 | 0.24 | 1.00 |

tribuição de dividendos) podem estar relacionados não apenas a imperfeições nos mercados financeiros mas também ao *status* financeiro, que, como também sugerem Khurana et al. (2006), pode ter um efeito dominante sobre a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa. Esses estudos assinalam que empresas com indicadores financeiros frágeis (como baixa lucratividade e menor capacidade de arcar com obrigações financeiras) relutariam a investir, independentemente da disponibilidade de caixa, preferindo reter uma folga financeira, que reduziria o risco de serem compelidas a recorrer no futuro a onerosos e incertos recursos de terceiros. De fato, os índices médios de liquidez corrente dos grupos de empresas médias e pequenas da amostra são maiores do que o das grandes empresas.

Os resultados das estimações podem ainda ser interpretados à luz dos argumentos de Povel and Raith (2001) e de Cleary et al. (2007) sobre a relação na forma de U entre investimentos e fluxo de caixa. Dependendo do segmento dessa curva em que as empresas da amostra se encontram, a evidência de que a margem líquida cresce com o tamanho das empresas pode indicar que empresas classificadas *ex ante* como enfrentando restrições financeiras apresentam menor sensibilidade do investimento à disponibilidade de recursos internos.

Na análise dos resultados obtidos, deve-se considerar, também, que as empresas da amostra constituem um grupo idiossincrático. Com ações negociadas em bolsa, essas empresas provavelmente enfrentam problemas de assimetria de informação relativamente menores, uma vez que são obrigadas a cumprir exigências mínimas de *disclosure*, além de serem monitoradas por investidores e analistas. Outro provável viés de seleção é que empresas que abrem o capital e negociam suas ações em bolsas seriam mais maduras, maiores, e com elevado potencial de expansão. Nesse sentido, Pagano et al. (1998) apresentam evidências, com base em um painel de empresas italianas, de que o tamanho da empresa é um importante determinante na decisão de abrir o capital e de negociar ações publicamente e de que as ofertas públicas primárias normalmente envolvem empresas com maior crescimento e maior lucratividade. Assim, as empresas analisadas neste trabalho poderiam refletir características específicas. Não obstante, parece razoável supor que, mesmo nesse subgrupo, haja discrepâncias na capacidade de obter financiamento externo.

Adicionalmente, a consistência dos resultados pode ter sido comprometida pela eliminação das empresas que não divulgaram dados exigidos pelo modelo. Sendo intencional essa omissão de informações ou associada ao valor das variáveis, a amostra não seria aleatória, o que exigiria a elaboração de um outro modelo que considerasse a escolha das empresas de reportar ou não os dados.

Finalizando esta seção, convém comparar os resultados aqui obtidos com os de Terra (2003). Em ambos, o grupo das grandes empresas apresenta coeficientes mais elevados do fluxo de caixa. Contudo, estimando regressões para toda a amostra, a autora não encontrou evidências de diferença estatisticamente significativa nos coeficientes do termo de interação entre o fluxo de caixa e uma *dummy* para tamanho (a amostra foi dividida em dois grupos). Apenas quando Terra adiciona uma *dummy* para o período entre 1994 e 1997, os investimentos das grandes empresas mostram-se menos sensíveis aos fluxos de caixa *vis-à-vis* os das pequenas empresas, uma possível indicação de que estas, nesse período,



sofreram mais restrições ao crédito. As diferenças entre os resultados obtidos nos dois trabalhos devem ser atribuídas sobretudo aos períodos distintos aos quais se referem. O período focalizado por Terra, de 1986 a 1997, foi marcado por forte instabilidade macroeconômica (com a inflação anual atingindo, em vários momentos antes de 1994, quatro dígitos), incertezas sobre a condução da política monetária, e mudanças institucionais de grande impacto no sistema financeiro e no regime comercial. Já no período aqui examinado, de 2001 a 2005, as mudanças econômicas e institucionais foram menos intensas e o nível de volatilidade e de incerteza macroeconômicas reduziu-se drasticamente – exceto pelos choques do colapso da bolha das ações de alta tecnologia nos EUA e pelas eleições de 2002. Outra possível fonte de divergência dos resultados é que a amostra de Terra inclui também empresas sem ações negociadas em bolsa. Cabe notar, por sua vez, que as discrepâncias entre os dois trabalhos mantêm-se independentemente de se estimar a demanda por investimento com o modelo do acelerador de vendas (o único modelo utilizado por Terra) ou o modelo do Q de Tobin.

5. CONCLUSÕES

Para avaliar a ocorrência de restrições financeiras a investimentos nas empresas no Brasil, procedeu-se a uma análise de dados em painel, não-balanceado, relativos a uma amostra composta por 247 empresas com ações negociadas em bolsa. Os dados, compreendendo os anos de 2001 a 2005, foram fornecidos pela Economatica. Estimou-se, inicialmente, a demanda por investimento das empresas com modelos empregando o Q de Tobin e o fluxo de caixa como *proxies*, respectivamente, das oportunidades de investimento e do grau de restrição financeira das empresas. Para separar *ex ante* as empresas segundo o potencial de restrições financeiras a investimentos, adotou-se o critério tamanho. As empresas foram agrupadas em três classes: empresas grandes, com faturamento bruto superior a R\$ 5 bilhões anuais; empresas pequenas, com faturamento inferior a R\$ 1 bilhão; e empresas médias, com faturamento entre esses dois valores. Os modelos foram estimados segundo os métodos de efeito fixo (EF), de primeiras diferenças (PD), e de efeito aleatório (EA). Foram incluídas, também, *dummies* de ano e setor.

As estimações não confirmaram a previsão de que os investimentos das empresas menores, presumidamente com maior dificuldade de acesso a financiamentos externos, seriam mais sensíveis aos fluxos de caixa em comparação com as empresas maiores. Por quaisquer dos três métodos de estimação, os coeficientes estimados do fluxo de caixa, com significância estatística nos três grupos, crescem segundo o tamanho das empresas. O Q de Tobin é estatisticamente significativo apenas no grupo das pequenas empresas. Adicionando ao modelo empírico variáveis de interação entre fluxo de caixa e *dummies* de tamanho, as estimações apontam significância estatística do Q de Tobin e do fluxo de caixa pelos três métodos, e da variável de interação entre fluxo de caixa e *dummy* do grupo de grandes empresas por EF e EA. Para as médias empresas, o coeficiente do fluxo de caixa não se diferencia estatisticamente do coeficiente para as pequenas empresas. Portanto, esse modelo com variáveis de interação corrobora o resultado anterior de maior sensibilidade dos investimentos das grandes empresas à disponibilidade de recursos internos *vis-à-vis* as pequenas empresas.

Adotando-se o modelo do acelerador de vendas, como em Terra (2003), os resultados mais importantes das estimações anteriores se mantêm. A variável vendas correntes, que junto com vendas defasadas substitui o Q de Tobin como variável de controle para oportunidades de investimento, mostra-se estatisticamente significativa para toda a amostra, para cada um dos três grupos de empresas, e por todos os métodos, exceto pelo método de EA para as empresas médias. O fluxo de caixa, entretanto, apresenta significância estatística apenas nos grupos de grandes (pelos três métodos) e de médias empresas (por EF e EA), e novamente seus coeficientes crescem com o tamanho das empresas. Para o conjunto das empresas, essa variável não se revela estatisticamente significativa, embora o seja na estimação do modelo de Q de Tobin. Incorporando-se variáveis de interação entre o fluxo de caixa e *dummies* de tamanho, as estimações endossam o resultado de que os investimentos das empresas grandes são mais sensíveis ao fluxo de caixa. Os resultados são também robustos a mudanças no modo de classifi-

cação de empresas (separando-as por tercís), na proxy para o fluxo de caixa (usando-se EBITDA), e nos indexadores para transformar valores nominais em reais, e à inclusão de outras variáveis, como grau de alavancagem financeira, *dummies* setoriais e de ano.

Embora possam ter sido afetados por problemas metodológicos (como, por exemplo, escolhas de *proxies* das variáveis e viés de seleção da amostra), esses resultados podem ser interpretados sob a ótica de contribuições recentes que enfatizam a importância do *status* financeiro das empresas em suas decisões de investimento. Empresas com situação financeira desfavorável seriam compelidas a postergar investimentos com o intento de assegurar uma folga financeira que evite no futuro a busca de empréstimos – que lhes poderiam ser negados ou oferecidos a custos muito elevados. Assim, seus investimentos correntes apresentariam baixa sensibilidade à disponibilidade de caixa. De fato, os índices médios de liquidez corrente dos grupos de empresas médias e pequenas da amostra são maiores do que o do grupo das grandes empresas. De acordo com Cleary (2006) e Khurana et al. (2006), as variáveis empregadas para tentar discriminar *ex ante* empresas segundo o nível de restrição financeira (como tamanho ou lucros distribuídos) podem também estar correlacionadas com a situação financeira das empresas.

BIBLIOGRAPHY

- Aivazian, A., Ge, Y., & Qiu, J. (2005). The impact of leverage on firm investment: The Canadian evidence. *Journal of Corporate Finance*, 1(11):277–291.
- Almeida, H. & Campello, M. (2007). Financial constraints, asset tangibility and corporate investments. *Review of Financial Studies*, 20(5):1429–1460.
- Beck, T., Kunt, A., Laeven, X., & Maksimovic, V. (2006). The determinants of financing obstacles. *Journal of International Money and Finance*, 25(6):932–952.
- Chung, K. & Pruitt, S. (1994). A simple approximation of Tobin's *q*. *Financial Management*, 23(3):70–74.
- Cleary, S. (1999). The relationship between firm investment and financial status. *The Journal of Finance*, 54(2):673–692.
- Cleary, S. (2005). Corporate investment and financial slack: International evidence. *International Journal of Managerial Finance*, 1(3):140–163.
- Cleary, S. (2006). International corporate investment and the relationship between financial constraint measures. *Journal of Banking and Finance*, 30(5):1559–1580.
- Cleary, S., Povel, P., & Raith, M. (2007). The *U*-shaped investment curve: Theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42(1):1–39.
- Fazzari, S., Hubbard, R. G., & Petersen, B. (1988). Financing constraints and corporate investments. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:141–206.
- Hubbard, R. G. (1998). Capital-market imperfections and investments. *Journal of Economic Literature*, 36(1):193–225.
- Kaplan, S. & Zingales, L. (1997). Do investment cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *Quarterly Journal of Economics*, 112(1):169–215.
- Khurana, I., Martin, X., & Pereira, R. (2006). Financial development and the cash flow sensitivity of cash. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(4):787–807.
- Pagano, M., Panetta, F., & Zingales, L. (1998). Why do companies go public? An empirical analysis. *The Journal of Finance*, 53(1):27–64.



Povel, P. & Raith, M. (2001). Optimal investment under financial constraints: The roles of internal funds and asymmetric information. AFA 2002 Atlanta Meetings; Institute of Financial Studies, Carlson School of Management, Working Paper 0103.

Terra, M. C. (2003). Credit constraint in Brazilian firms: Evidence from panel data. *Revista Brasileira de Economia*, 57(2):443–464.

Tobin, J. & Brainard, W. C. (1968). Pitfalls in financial model building. *American Economic Review*, 58(2):99–122.

ANEXO I – REVISÃO DA LITERATURA

Pioneiros nessa agora extensa literatura,⁹ Fazzari et al. (1988), doravante FHP, examinam a suposição de que problemas de assimetria de informações tornam empresas com certas características mais propensas à restrição ao crédito. Com uma amostra de empresas dos EUA com ações negociadas em bolsa para o período entre 1970 e 1984, supõem que as empresas que mais retêm lucros possivelmente sofrem maiores restrições financeiras a investimentos. Argumentam que, sendo alto o diferencial de custos entre financiamento interno e externo, a taxa de retenção de lucros afetaria a capacidade de investimento de empresas com elevada demanda potencial por investimentos relativa à sua disponibilidade de caixa porque é oneroso, ou mesmo impossível, financiar os investimentos via bancos ou mercados. Desse modo, investimentos de empresas com baixa distribuição de dividendos seriam mais sensíveis a flutuações nos fluxos de caixa, expressando um maior grau de restrição financeira. Classificam, então, as empresas em quatro classes segundo a relação entre dividendos e lucro líquido e estimam um modelo de demanda por investimento tendo como variáveis independentes os fluxos de caixa corrente e defasado e o Q de Tobin das empresas. Encontram coeficientes positivos e significativos para os fluxos de caixa correntes e defasados e com poder explicativo bem superior ao do Q de Tobin, variável que, se os mercados financeiros fossem perfeitos, explicaria o nível de investimento. Os resultados corroboram, ademais, a previsão teórica de que o impacto do fluxo de caixa sobre os gastos de investimentos é mais intenso nas classes de empresas com baixa relação dividendo sobre lucro.

Se imperfeições nos mercados financeiros restringem a capacidade de investimento das empresas, fatores que lhes facilitam o acesso a recursos de terceiros deveriam afrouxar essa restrição. Partindo desse raciocínio, Almeida and Campello (2007) incorporam ao modelo de estimação da demanda por investimentos de FHP uma variável relacionada à tangibilidade dos ativos e um termo de interação entre essa variável e o fluxo de caixa – este último para captar a sensibilidade do efeito do fluxo de caixa no investimento ao grau de tangibilidade dos ativos. Segundo esses autores, um aumento na parcela de ativos tangíveis seria percebido por potenciais fornecedores de fundos como um aumento nas garantias disponíveis da empresa, tornando-os mais propensos a lhe concederem empréstimos. Já para empresas com uma proporção elevada de ativos tangíveis, os investimentos em capital seriam pouco afetados por variações no grau de tangibilidade dos ativos. De fato, suas estimações revelam um coeficiente significativo e positivo do termo de interação para empresas supostamente sujeitas a restrições de crédito e um coeficiente muito pequeno e, na maioria dos casos, não significativo para empresas sem essas restrições. Para identificarem empresas sujeitas a restrições financeiras, os autores utilizam um modelo de seleção entre variáveis que as teorias apontam como relevantes. Constatam que um maior grau de tangibilidade dos ativos reduz a probabilidade de restrição financeira das empresas, o que corrobora o resultado anterior de que o efeito positivo do fluxo de caixa sobre o investimento cresce com a redução no grau de tangibilidade dos ativos.

Terra (2003) também apresenta algumas evidências em consonância com os resultados de FHP analisando empresas operando no Brasil entre 1986 e 1997. Além do recorte entre pequenas e grandes empresas, a autora discrimina entre empresas multinacionais e empresas domésticas, e entre empresas mais e menos dependentes de financiamento externo. Para testar a hipótese de restrição ao crédito, ela recorre a modelos de estimação da demanda por investimento tendo como variáveis independentes o fluxo de caixa, a variação das vendas, e um termo para verificar se as empresas mais dependentes de fundos externos e com maior acesso ao crédito investem mais. Como em 1994 há uma mudança na regulamentação brasileira relativa a fluxos financeiros internacionais, a autora, com o intento de examinar se tal evento afrouxou a restrição a crédito, utiliza uma variável *dummy* de inclinação para o fluxo de caixa. As estimações trazem evidências de ocorrência de restrições financeiras nas empresas, exceto nas filiais de multinacionais e nas grandes empresas no período de 1994-97. Para todo o período, entretanto, o coeficiente estimado do fluxo de caixa para as grandes empresas é maior, resultado em desacordo com

⁹Hubbard (1998) fornece uma excelente avaliação da literatura então disponível sobre o tema.



a previsão de que os investimentos das pequenas empresas seriam mais sensíveis a esta variável. Incluindo no modelo uma variável de interação representada pelo produto entre o fluxo de caixa e uma *dummy* diferenciando os dois grupos de empresas, a autora não constata diferenças significativas na sensibilidade dos investimentos aos fluxos de caixa.

Em investigações sobre restrições financeiras aos investimentos, é comum identificar *ex ante*, com base em algum critério associado à assimetria de informações, as empresas que supostamente experimentaríamos esse problema.¹⁰ Feita a classificação, testa-se se esse tipo de empresa apresenta uma maior sensibilidade dos investimentos aos fluxos de caixa e, portanto, se de fato sofrem restrição financeira. Todavia, Kaplan and Zingales (1997) identificam fragilidades nessa metodologia. Após analisarem os relatórios anuais das empresas da amostra de FHP que distribuíram menos dividendos e que, presumivelmente, sofreriam restrições financeiras, eles as reclassificam, com base em informações qualitativas e quantitativas relativas à solidez financeira, em três categorias: as que não possuem restrição, as que possivelmente possuem, e as que efetivamente possuem. Em contraste com os resultados de FHP, seus testes identificam uma baixa sensibilidade dos investimentos ao fluxo de caixa para as empresas do grupo com restrição financeira, evidência que pode indicar que o fluxo de caixa não é uma boa *proxy* para a restrição financeira ou, alternativamente, que as divergências quanto à sensibilidade estimada dos investimentos ao fluxo de caixa advêm da classificação das empresas segundo “indicadores financeiros”, e não segundo a distribuição de dividendos, como fazem FHP.

Cleary (1999) também fornece evidências para os EUA de que empresas com menores restrições financeiras possuem maior sensibilidade dos investimentos aos recursos internos. Para classificar as empresas da amostra de acordo com o grau de restrição financeira, esse autor realiza uma análise discriminante múltipla na qual incorpora indicadores financeiros (como liquidez corrente, dívida de longo prazo como proporção dos ativos, e índice de cobertura de juros), uma vez que estes seriam relevantes na determinação do prêmio de risco pago nos empréstimos bancários. Analogamente, Cleary (2006), aplicando metodologia semelhante a uma amostra de empresas de países desenvolvidos, endossa os resultados de Kaplan e Zingales.

Cleary (2005) recorre ao conceito de “folga financeira” (*financial slack*) para explicar a menor sensibilidade dos investimentos à disponibilidade de recursos internos em empresas com indicadores financeiros menos sólidos. Argumenta que imperfeições nos mercados financeiros, ao imporem em todas as empresas uma cunha entre custos do financiamento externo e interno, engendram uma hierarquia nas fontes de financiamento, fazendo com que as empresas, independentemente de suas características (como tamanho e idade), priorizem o autofinanciamento. Entretanto, empresas financeiramente menos sólidas tenderiam a evitar o uso de recursos próprios em seus investimentos com o propósito de minimizar o risco de serem compelidas no futuro a tomar empréstimos sob condições onerosas. Manteriam, assim, uma folga financeira para pagar dívidas, financiar projetos futuros de investimento, ou enfrentar contingências imprevistas. Já as empresas com bons indicadores financeiros e melhores classificações de risco se beneficiariam de um diferencial menor entre custos de captação externa e dos recursos próprios, podendo prescindir dessa folga financeira, já que na contingência de necessitarem de fundos adicionais poderiam obtê-los no mercado a um custo relativamente baixo. Em seu modelo empírico, Cleary (2005) encontra evidências de que, mesmo controlando pelo fluxo de caixa, empresas com *status* financeiro mais frágil (baixa lucratividade ou menor capacidade de arcar com obrigações financeiras) investem menos, resultado consistente com o argumento da folga financeira. Cabe notar que essa evidência de menor sensibilidade dos investimentos aos fluxos de caixa nas empresas com re-

¹⁰Com base em um abrangente banco de dados cobrindo mais de 10 mil empresas de 80 países e com informações das próprias empresas sobre o grau de restrição financeira, Beck et al. (2006) concluem que esta variável é determinada sobretudo pelo tamanho, idade e origem do capital (propriedade estrangeira ou nacional) das empresas. Para eles, as empresas deveriam ser classificadas *a priori* segundo esses três fatores.

strições financeiras ocorre se estas são classificadas segundo índices financeiros, ou segundo tamanho e distribuição de dividendos.¹¹

Cleary (2006), por sua vez, investiga o impacto nos investimentos de algumas medidas usualmente utilizadas para classificar as empresas de acordo com o grau de restrição financeira: distribuição de dividendos, tamanho da empresa, e um índice semelhante ao de Cleary (1999, 2006), envolvendo uma série de indicadores financeiros das empresas. Usando *dummies* de interação, esse autor estima as diferenças entre os coeficientes do fluxo de caixa para cada grupo e obtém os seguintes resultados:

- (i) as empresas com indicadores financeiros mais robustos tendem a ser maiores e a distribuir mais dividendos;
- (ii) quanto mais confortável a situação financeira da empresa, maior a sensibilidade dos investimentos em relação ao fluxo de caixa, mesmo controlando por tamanho e distribuição de dividendos; e
- (iii) se as empresas são classificadas por tamanho, as evidências relativas à sensibilidade dos investimentos perdem consistência se considerados o *status* financeiro e a distribuição de dividendos.

Esses resultados indicam que as medidas de restrições financeiras das empresas baseadas em tamanho ou distribuição de dividendos podem estar relacionadas ao *status* financeiro, variável que poderia constituir o fator determinante da sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa.

Motivados pelas divergências na literatura empírica, Povel and Raith (2001) elaboram um modelo teórico em que as empresas podem escolher o *nível* de investimento. O nível ótimo de investimento financiado com recursos externos resultaria do *trade-off* entre um efeito-custo e um efeito-renda. Um incremento no nível de investimento financiado com dívida, ao elevar o grau de endividamento da empresa, aumentaria seus custos financeiros, mas ao mesmo tempo geraria uma expansão das receitas que, fortalecendo sua capacidade financeira, poderia reduzir o custo marginal do crédito. Assim, o nível de investimento seria uma função em U dos recursos internos. Povel e Raith mostram, ainda, que a relação entre fluxo de caixa e investimento depende da medida adotada para separar empresas com e sem restrição financeira. Sendo o investimento uma função em U dos recursos internos, medidas correlacionadas com o patrimônio e com os recursos internos, como é o caso de alguns indicadores financeiros, poderiam gerar resultados inconclusivos.

As implicações desse modelo teórico são testadas por Cleary et al. (2007) em uma amostra composta por empresas dos EUA no período 1980-1999. Encontram, de fato, evidências que confirmam a relação em U entre investimentos e fluxo de caixa: para níveis suficientemente baixos (altos) de recursos internos, os investimentos declinam (aumentam) com o aumento desses recursos. Mostram, ademais, que a separação das empresas segundo o critério de pagamento de dividendos e a eliminação das empresas com *status* financeiro inferior conduzem ao resultado de FHP de que o investimento das empresas com maior restrição financeira é mais sensível ao fluxo de caixa. Todavia, classificando-as de acordo com os índices financeiros sugeridos por Cleary (1999), os investimentos das empresas com maior restrição financeira são menos sensíveis ao fluxo de caixa. Essa diferença nos resultados deriva possivelmente da alta correlação entre *status* financeiro e nível de recursos internos das empresas. Assim, agrupando-se as empresas pelo critério de recursos internos, aquelas com menor disponibilidade desses fundos são consideradas como sendo mais sujeitas a restrições financeiras. Sendo o investimento uma função em U do fluxo de caixa, é possível que, dependendo do segmento dessa função em que se encontram as empresas da amostra, aquelas com maiores restrições financeiras apresentem menor sensibilidade do investimento à disponibilidade de recursos internos.

¹¹Khurana et al. (2006) mostram que empresas sediadas em países com sistemas financeiros menos desenvolvidos apresentam maior sensibilidade da demanda por liquidez aos fluxos de caixa. Isso sugere que investimentos correntes podem não ser a única motivação para a retenção de recursos.



ANEXO II – VARIÁVEIS FINANCEIRAS

Liquidez Corrente = Dívida Total

Debt Ratio = Dívida Total/Ativo Total

Cobertura de Juros = EBIT/Despesa com Juros (EBIT é o lucro antes do pagamento de juros e impostos)

Margem Líquida = Lucro Líquido/Receita Operacional Líquida

Market-to-book ratio = Preço da Ação/Patrimônio Líquido por Ação

Enterprise Value = Valor de Mercado das Ações + Dívida Total Líquida + Participação dos Acionistas Minoritários

Dívida Total Líquida = Financiamento de Curto Prazo + Financiamento de Longo Prazo + Debêntures de Curto Prazo + Debêntures de Longo Prazo – Caixa – Investimento de Curto Prazo – Aplicações Financeiras de Curto Prazo

ANEXO III – Deflatores Setoriais

| Setores/Subsetores do IGPM | Setores Econômica |
|---|-------------------------|
| | IPA |
| Produtos Agrícolas | Agro e Pesca |
| Extrativismo Mineral | Mineração |
| Minerais Não Metálicos | Minerais não Metálicos |
| Metalúrgico | Siderurgia & Metalurgia |
| Máq. e Equip. p/ Indústria Máquinas Industriais | |
| Material Elétrico | Eletroeletrônicos |
| Material de Transporte | Veículos e peças |
| Papel e Papelão | Papel e Celulose |
| Combustíveis e Lubrificantes | Petróleo e Gasolina |
| Tintas e Vernizes; Matérias Plásticas | Química* |
| Fertilizantes; Outros | |
| Têxteis, Vestuários e Calçados | Têxtil |
| Bebidas | Alimentos e Bebidas* |
| Produtos Alimentares | |
| | INCC |
| | Construção |
| | IGPM |
| | Transporte Serviços |
| | Comércio |
| | Outros |
| | Energia Elétrica |
| | Telecomunicações |

*Nos setores de Química e Alimentos e Bebidas, os índices que aparecem agrupados foram ponderados pelos seus respectivos pesos dentro do IPA geral.

ANEXO IV – Valor Médio de Alguns Indicadores Financeiros por Setor das Empresas: 2001-2005

| Setor | Debit ratio | Liquidez corrente | Cobertura de juros | Margem líquida | Q de Tobin | Market/book | Capex/ K_{t-1} | FC/ K_{t-1} | No. empresas | Proporção do setor na amostra |
|-------------------------|-------------|-------------------|--------------------|----------------|------------|-------------|------------------|---------------|--------------|-------------------------------|
| Agríc.e Pesca | 36.58 | 1.89 | 0.57 | -3.44 | 0.62 | 0.88 | 0.05 | -0.01 | 3 | 1.2% |
| Alimentos e Bebidas | 37.31 | 1.12 | 1.02 | 7.13 | 0.76 | 1.05 | 0.08 | 0.03 | 12 | 4.9% |
| Comércio | 18.95 | 1.56 | 2.03 | -5.31 | 0.61 | 1.09 | 0.15 | 0.26 | 11 | 4.5% |
| Construção | 28.13 | 1.80 | 1.20 | -8.43 | 0.35 | 0.66 | 0.11 | 0.01 | 6 | 2.4% |
| Eletrônicos | 16.43 | 1.68 | 1.54 | 1.64 | 0.56 | 1.05 | 0.09 | 0.03 | 8 | 3.2% |
| Energia Elétrica | 32.58 | 0.93 | 1.47 | 2.64 | 0.62 | 1.03 | 0.08 | 0.05 | 36 | 14.6% |
| Máquinas Industriais | 14.90 | 1.96 | 2.02 | 8.40 | 0.62 | 0.99 | 0.12 | 0.24 | 5 | 2.0% |
| Mineração | 23.92 | 1.88 | 2.78 | 17.31 | 1.03 | 1.99 | 0.17 | 0.19 | 2 | 0.8% |
| Minerais não Metálicos | 5.70 | 2.10 | 3.32 | 8.89 | 0.47 | 0.77 | 0.06 | 0.12 | 3 | 1.2% |
| Outros | 27.53 | 1.25 | 1.04 | -6.67 | 0.72 | 1.16 | 0.09 | 0.05 | 31 | 12.6% |
| Papel e Celulose | 36.38 | 1.29 | 0.95 | 12.29 | 0.99 | 1.58 | 0.12 | 0.12 | 8 | 3.2% |
| Petróleo e Gás | 28.94 | 1.19 | 2.79 | 5.36 | 0.74 | 1.49 | 0.14 | 0.14 | 8 | 3.2% |
| Química | 23.72 | 1.52 | 2.57 | 4.83 | 0.80 | 1.42 | 0.10 | 0.13 | 19 | 7.7% |
| Siderurgia & Metalurgia | 24.65 | 1.41 | 2.88 | 1.61 | 0.65 | 1.08 | 0.10 | 0.10 | 30 | 12.1% |
| Telecomunicações | 27.68 | 1.25 | 1.42 | 4.11 | 0.79 | 1.32 | 0.14 | 0.15 | 20 | 8.1% |
| Têxtil | 31.64 | 1.44 | 0.97 | -6.19 | 0.60 | 0.83 | 0.08 | 0.05 | 20 | 8.1% |
| Transporte Serviços | 39.13 | 0.85 | 1.34 | -0.89 | 1.08 | 2.45 | 0.13 | 0.02 | 8 | 3.2% |
| Veículos e Peças | 27.74 | 1.16 | 1.04 | -10.19 | 0.84 | 1.36 | 0.11 | 0.09 | 17 | 6.9% |
| Total | 28.01 | 1.31 | 1.62 | 0.08 | 0.71 | 1.19 | 0.10 | 0.09 | 247 | 100.0% |

Os valores acima correspondem às médias entre 2001 e 2005, exceto para o número de empresas e a proporção do setor na amostra;

K_{t-1} é o Ativo Imobilizado no período $t - 1$.

