

# **RESTRIÇÃO AO CRÉDITO PARA EMPRESAS COM AÇÕES NEGOCIADAS EM BOLSA NO BRASIL**

Rafael Bisinha  
Mestrando no Departamento de Economia  
Universidade de São Paulo

Dante Mendes Aldrighi  
Professor do Departamento de Economia  
Universidade de São Paulo

## **Resumo**

O intento do trabalho é verificar se empresas com ações negociadas na Bovespa enfrentam restrição ao crédito. A análise de painel com base em dados de balanço patrimonial para o período de 2001 a 2005 revelou que, diferentemente do que se esperava, empresas de grande porte apresentam maior dependência dos fluxos de caixa para efetivar seus investimentos. Todavia, há argumentos teóricos na literatura que fundamentam esses resultados, bem como outras evidências empíricas semelhantes.

## **Abstract**

The paper focuses on evaluating whether Brazilian listed firms have faced financial constraints. Relying on data over the period 2001-2005, a panel data analysis was carried out, but the evidence raised turned out differently from the initially expected: large firms are more sensitive to cash flows to undertake their investment than smaller ones. Nonetheless, the recent literature provides theoretical rationale to deal with those findings as well as empirical evidence consistent with them.

## **Palavras-Chave**

Restrição ao crédito; restrições financeiras; imperfeições nos mercados financeiros; assimetria de informações

## **Keywords**

Credit constraints; financial constraints; financial market imperfection; information asymmetry

**Área ANPEC 7 (: Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças)**

**Classificação JEL: G14**

# Restrição ao Crédito para Empresas com Ações Negociadas em Bolsa no Brasil

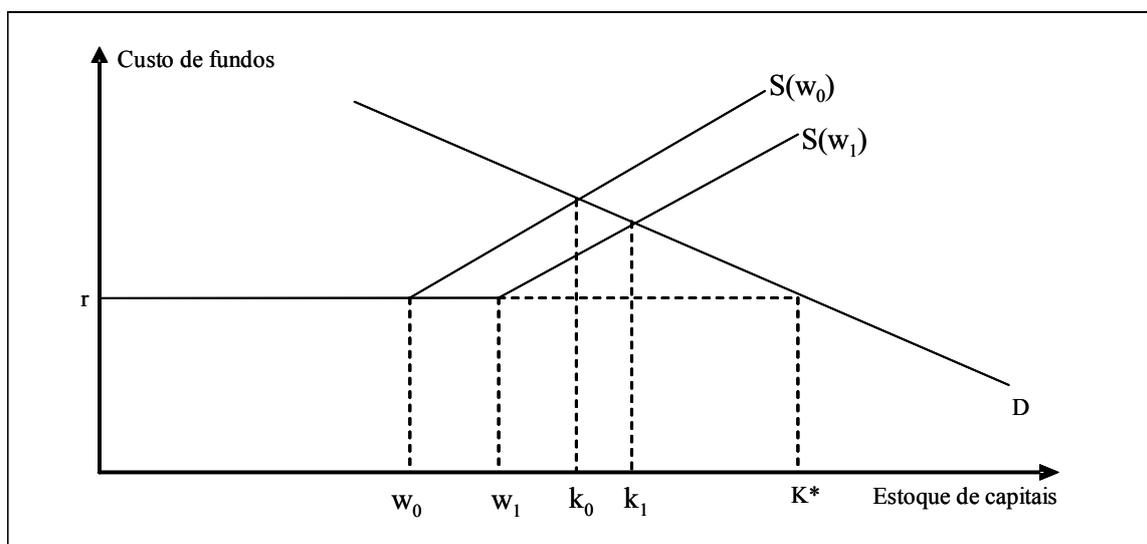
## Introdução

É inequívoca a importância dos investimentos para o crescimento dos países. Empresas com boas oportunidades de investimento necessitam, caso seus próprios recursos sejam insuficientes, de “financiamento externo” para se expandirem. Todavia, imperfeições nos mercados financeiros, em particular assimetrias de informação entre potenciais fornecedores e tomadores de fundos, podem inviabilizar bons projetos de investimento de algumas empresas. Informações assimétricas combinadas com proteção legal frágil aos direitos dos investidores inibem o crédito e a emissão de novas ações por engendram sérios problemas de agência, seleção adversa e risco moral. Restrições ao financiamento podem se manifestar via racionamento quantitativo ou na forma de um prêmio de risco muito alto embutido no custo de captação de recursos de terceiros (em relação ao custo de oportunidade do capital). Nesse sentido, é relevante a discussão sobre as restrições no acesso ao crédito que as empresas enfrentam, tanto devido às suas próprias características como em relação ao ambiente em que operam.

Este trabalho busca obter evidências sobre a restrição ao crédito para investimentos no Brasil, país cujo sistema financeiro é ainda bastante incipiente no que se refere ao financiamento de longo prazo ao setor privado. Parte-se da suposição de que problemas de acesso a crédito afetam de maneira desigual as diferentes empresas, com aquelas há mais tempo estabelecidas e com maior reputação enfrentando menos restrições financeiras. Além desta introdução, o trabalho está dividido em cinco outras seções. Na primeira seção há uma breve revisão da literatura sobre o tema; na seção seguinte é apresentado o modelo empírico básico; na terceira seção é descrita a base de dados; a quarta seção discute os resultados da estimação dos modelos; e a última seção conclui.

## 1. Revisão da Literatura

O modelo teórico de Hubbard (1998) fornece um bom ponto de partida para se entender a modelagem empírica da restrição ao crédito. Com base no em um gráfico, abaixo reproduzido, o autor ilustra a relação entre recursos internos e investimento em capital, apontando como as fricções de informação elevam o custo do “financiamento externo”.



Esse gráfico apresenta a relação entre a oferta de fundos para a firma e a demanda por investimento em capital, determinada pelas oportunidades de investimento. A curva de oferta perfeitamente elástica representa o modelo neoclássico de investimentos, em que  $r$  é a taxa de juros de mercado. Dada a demanda  $D$ , a escolha ótima da quantidade de capital pela empresa seria no ponto  $K^*$ , em que a rentabilidade marginal do capital se iguala ao custo marginal. Sem falhas nos mercados financeiros e com informações perfeitas, a firma percebe o seu custo de oportunidade como sendo a taxa de mercado, pela qual pode emprestar e tomar empréstimos em qualquer montante, implicando que seus recursos internos não influenciam suas decisões de investimento.

Supondo, porém, a situação em que o empresário tenha informações privadas em relação a seus riscos, habilidades e intenções, o potencial financiador, a quem aquelas informações não estejam disponíveis, só se disporia a emprestar o montante passível de ser coberto por garantias. Qualquer captação de recursos de terceiros que excedesse o valor dessas garantias sofreria um acréscimo em seu custo como prêmio por risco, que seria crescente com o grau de assimetria informacional. No gráfico, esse argumento é representado pela inclinação positiva da curva de oferta  $Sw_0$ , inclinação que cresceria com o grau de imperfeição do mercado financeiro. Para uma dada demanda  $D$ , se uma determinada empresa possui um patrimônio líquido  $w_0$ , então o investimento realizado será  $k_0$ , e não mais  $K^*$ . *Ceteris paribus*, o nível de investimento cresce com o patrimônio da firma (por exemplo, se o patrimônio crescer para  $w_1$ , o investimento se eleva para  $k_1$ ), ilustrando que, controladas pelas oportunidades de investimento, as variações nos recursos internos afetam aquele nível. Cabe salientar que, na ausência de fricções, a demanda  $D$  justificaria a escolha de  $K^*$  qualquer que fosse o patrimônio líquido da firma. À luz disso, um modelo que pretenda analisar a restrição ao crédito deve identificar *proxies* para patrimônio líquido e oportunidades de investimento, bem como o critério adequado de classificação das firmas segundo o grau de assimetria de informação. Diversos estudos têm utilizado, respectivamente, fluxos de caixa,  $Q$  de Tobin, e tempo de atuação no mercado.

Fazzari, Hubbard e Petersen (1988), doravante FHP, pioneiros nessa agora extensa literatura, enfatizam a importância dos fluxos de caixa entre os determinantes do gasto com investimento. Para eles, a maior severidade do problema de assimetria de informações nas firmas pequenas e novas torna-as mais propensas à restrição ao crédito, fazendo com que a disponibilidade de recursos internos seja um fator determinante de seus investimentos. Por essa razão, FHP utilizam o fluxo de caixa das empresas como uma das variáveis explicativas no modelo de demanda por investimentos, controlando pelo  $Q$  de Tobin, variável que, se os mercados financeiros fossem perfeitos, explicaria essa demanda. Com dados de empresas com ações negociadas em bolsa do setor manufatureiro dos EUA para o período entre 1970 e 1984, discriminaram as que possivelmente apresentariam restrições financeiras com base na retenção de lucros. Argumentam que para empresas com rápido crescimento e com demanda por investimentos excessiva em relação à disponibilidade de caixa, se o diferencial de custos entre financiamento interno e externo for pequeno, o grau de retenção de lucros pouco afetaria seus investimentos, já que poderiam satisfazer tal demanda com empréstimos de terceiros. No caso contrário, em que há um grande diferencial de custos, a retenção importa, pois seria oneroso, senão impossível, financiar os investimentos via bancos ou mercados. Assim, os investimentos de firmas com baixa distribuição de dividendos seriam sensíveis a flutuações em seus fluxos de caixa, significando que elas enfrentariam maiores restrições financeiras. Com base na relação entre dividendos e renda das empresas, FHP classificaram-nas em quatro classes, condicionando a permanência de tal razão inferior a determinado valor por um determinado

período de tempo. Por exemplo, a classe 1 deveria satisfazer a condição dividendos/renda  $< 1$  por pelo menos 10 anos. Examinadas diversas estatísticas das quatro classes, elaboraram dois modelos para cada classe: um explicando os investimentos somente pelo  $Q$  de Tobin e o outro pelos fluxos de caixa correntes e defasados em um período. Todos os coeficientes para todas as classes e modelos mostraram-se significativos, mas os fluxos de caixa apresentaram um maior poder explicativo da variação dos investimentos. Feito isso, estimaram um modelo de demanda por investimento incluindo as três variáveis, encontrando para fluxos de caixa correntes e defasados coeficientes positivos e, em comparação ao do  $Q$  de Tobin, com muito mais impacto e muito mais significativos estatisticamente. Ainda que se faça a ressalva de que o uso do  $Q$  de Tobin médio na estimação possa ter distorcido os resultados, uma vez que o fluxo de caixa poderia estar captando informações da variável mais apropriada, o  $Q$  de Tobin marginal, cabe notar que o resultado teórico previsto é que haveria diferenças substanciais entre as classes de empresas no que se refere à importância do fluxo de caixa para o montante de investimentos. Isso é corroborado pelo modelo, que apresenta coeficientes para o fluxo corrente que variam de 0,54 para a classe 1 a 0,18 para a classe 4, sugerindo que a disponibilidade de recursos internos afeta os investimentos.

Partindo da idéia de que fatores que facilitam o acesso da empresa a financiamento externo deveriam influenciar o nível de seus investimentos se estes são restringidos por imperfeições no mercado de crédito, Almeida e Campello (2006) desenvolvem um modelo teórico que demonstra a relação positiva entre a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa e a tangibilidade dos ativos das empresas que sofrem restrições. A intuição desse modelo é que um aumento na disponibilidade de recursos internos eleva a parte dos investimentos que era desejada, porém, estava restringida; com o acréscimo dos ativos tangíveis, há uma elevação das garantias e, conseqüentemente, da capacidade de obtenção de crédito. Empresas que já possuem ativos elevados, não sofrem restrições ao crédito, e, portanto não devem apresentar o mesmo comportamento. A diferença crucial entre esse modelo e o modelo de Hubbard (1998) reside no fato de que um aumento exógeno de recursos internos é amplificado pela tangibilidade dos ativos.

Para testarem seu modelo teórico, Almeida e Campello (2006) estimaram uma equação de demanda por investimentos com as seguintes variáveis explicativas: (i)  $Q$  de Tobin, para captar as oportunidades de investimento; (ii) uma *proxy* para a tangibilidade dos ativos<sup>1</sup>; (iii) fluxo de caixa; e (iv) um termo de interação entre essas duas últimas variáveis. O coeficiente do termo de interação corresponde à sensibilidade do efeito do fluxo de caixa sobre o investimento com relação à tangibilidade dos ativos. As regressões revelaram um coeficiente significativo e positivo do termo de interação para as firmas supostamente com restrições a crédito, e um coeficiente muito pequeno e, na maioria dos casos, não significativo para as empresas sem essas restrições.

Vale ressaltar que para identificar as firmas com e sem restrição, os autores elaboraram um modelo de seleção entre diversas variáveis (inclusive a tangibilidade, que teoricamente influencia o grau de restrição ao crédito). Obtiveram como resultado que o grau de tangibilidade reduz a probabilidade de restrição financeira da firma. Junto com a evidência obtida para o termo de interação, o efeito positivo sobre a sensibilidade do investimento com relação ao fluxo de caixa é mais provável quando há menos ativos tangíveis.

---

<sup>1</sup> Os autores utilizaram três medidas de tangibilidade dos ativos, que tentam captar o grau de facilidade de transferência dos ativos de uma firma para seus credores ou de venda para terceiros. A primeira é uma proxy para o valor esperado de liquidação dos ativos da empresa; a segunda avalia, em nível de indústria, a facilidade com a qual os ativos podem ser vendidos; a última baseia-se na “durabilidade” da indústria.

Os trabalhos acima discutidos têm como expediente comum para analisar a restrição ao crédito a discriminação a priori das empresas que supostamente experimentam mais restrições financeiras. Os argumentos que fundamentam as diferenças nos obstáculos financeiros baseiam-se, sobretudo, na teoria de informação assimétrica, da qual se infere que determinadas características das firmas resultam em maior ou menor grau de fricções. Feita a classificação, procede-se a um teste empírico para corroborar ou não a suposição inicial da existência de restrição ao crédito. Entretanto, algumas fragilidades podem ser apontadas nessa metodologia de escolha dos critérios de agrupamento.

Com o propósito de verificar a pertinência de algumas classificações e os determinantes dos entraves financeiros, Beck, Kunt, Leaven e Maksimovic (2003) utilizaram o banco de dados da World Business Environment Survey, que, além da ampla abrangência (com dados sobre setor, idade, tamanho, estrutura de controle, origem do capital etc. de mais de 10 mil firmas de 80 países), fornece informações sobre a percepção das empresas com relação às restrições financeiras que sofrem. Com base em um modelo que relaciona um índice de obstáculo financeiro reportado pelas firmas (variando entre 4, maior obstáculo, e 1, sem obstáculo) às suas características, os autores demonstraram que os fatores mais significativos para explicar a restrição financeira eram: tamanho, idade e propriedade estrangeira, concluindo que uma boa classificação *a priori* seria a separação das empresas entre subgrupos baseados nessas três características. Mostraram, também, que os graus de desenvolvimento econômico, institucional e financeiro são muito importantes para explicar diferenças nas restrições financeiras entre os países, não obstante as variáveis tamanho, idade e controle estrangeiro continuarem a ser significativas.

Kaplan e Zingales (1997) recorrem a um critério de agrupamento de firmas diferente do utilizado por Fazzari, Hubbard e Petersen (1988). Examinando detalhadamente os relatórios anuais das 49 empresas da amostra de FHP que operavam com elevada retenção de ganhos e, por isso, deveriam sofrer restrições financeiras, Kaplan e Zingales criaram uma nova medida de classificação baseada em informações quantitativas e qualitativas da saúde financeira das empresas. Dividiram as firmas em três categorias: as que não possuíam restrição, as que possivelmente possuíam, e as que efetivamente possuíam. Confrontando os resultados de FHP, seus testes identificaram uma baixa sensibilidade dos investimentos ao fluxo de caixa para as empresas do grupo com restrição financeira, resultado que pode indicar que essa variável não é uma boa *proxy* para a restrição ao crédito ou, alternativamente, que as divergências quanto à sensibilidade estimada advêm da adoção de parâmetros distintos para a categorização dos grupos de empresas.

Utilizando dados de 1317 empresas dos EUA para o período de 1987 a 1994 e empregando a metodologia de análise discriminante múltipla para classificar as empresas entre aquelas com mais ou menos restrições, Cleary (1999) corroborou os resultados de Kaplan e Zingales (1997) de que as empresas menos sujeitas a restrições financeiras possuem maior sensibilidade dos investimentos aos recursos internos. Utilizou como variáveis indicadores financeiros como liquidez corrente, dívida de longo prazo como proporção dos ativos, índice de cobertura de juros e outros, devido à relevância destes na determinação do prêmio de risco pago nos empréstimos bancários. Novamente discriminando as empresas por índices financeiros, Cleary (2006) analisa empresas de vários países desenvolvidos para avaliar os fatores condicionantes das políticas de investimentos das empresas. Mais uma vez, encontra evidências que corroboram a visão de Kaplan e Zingales (1997).

Para fundamentar teoricamente que firmas com indicadores financeiros mais sólidos são mais sensíveis à disponibilidade de recursos internos para a execução de investimentos, Cleary (2005) argumenta que, em função das imperfeições nos mercados financeiros, todas as empresas estão sujeitas a restrições financeiras, criando uma cunha entre o custo do

financiamento com recursos próprios e o custo do financiamento externo, e implicando uma hierarquia nas formas de financiamento dos investimentos, priorizando-se o autofinanciamento independentemente do tamanho, idade, etc. Entretanto, as firmas com posição financeira menos vantajosa tendem a evitar os recursos próprios para realizarem investimentos, pois necessitam de uma folga financeira para pagarem as dívidas existentes e futuras, financiarem futuros projetos de investimento e ficarem menos sujeitas aos riscos de terem que captar recursos de terceiros sob condições muito onerosas para possíveis contingências. Já as empresas com boa saúde financeira beneficiam-se de um diferencial menor entre os custos dos recursos próprios e da captação externa, uma vez que usufruem de melhores classificações de risco graças aos seus melhores indicadores financeiros. Assim, essas empresas podem prescindir dessas folgas de caixa para eventuais contingências porque caso precisem de fundos adicionais poderão recorrer a terceiros a um menor custo que as demais. Os resultados encontrados por Cleary (2005) sugerem que firmas com pior status financeiro (como baixa lucratividade, menor condições de arcar com obrigações financeiras etc.) seriam menos propensas a investir, independentemente da disponibilidade de caixa, o que é consistente com a visão de que as firmas buscam gerar liquidez para reduzirem os níveis de dívida e elaborarem projetos de investimento de longo prazo. Cabe lembrar que a evidência de que firmas que sofrem restrições de crédito apresentam menor sensibilidade dos investimentos aos fluxos de caixa ocorre não apenas pela classificação por índices financeiros, mas também por tamanho e por distribuição de dividendos.

Utilizando a idéia de retenção de recursos para outros fins que não investimentos correntes, Khurana, Martin e Pereira (2005) examinam a influência do grau de desenvolvimento dos mercados financeiros sobre a demanda das empresas por recursos líquidos. Esses autores argumentam que empresas com restrições financeiras mais severas tenderiam a se esforçar para gerar liquidez, porquanto a disponibilidade de recursos internos mais líquidos lhes permitiria financiar projetos de investimento. Para analisar o impacto do desenvolvimento do mercado financeiro sobre a demanda por liquidez interna, classificam as firmas pelo tamanho (pequenas ou grandes), medido pelo valor dos ativos. Tudo o mais constante, seria de se esperar que empresas semelhantes apresentassem maior sensibilidade da demanda por liquidez nos países com sistema financeiro menos desenvolvido. Os resultados empíricos confirmam essa previsão e, adicionalmente, mostram que o impacto do desenvolvimento financeiro sobre a sensibilidade da demanda por liquidez em relação aos fluxos de caixa é mais pronunciado nas empresas pequenas, ratificando a suposição de que essas empresas estão mais sujeitas a restrições financeiras.

Cleary (2006) investigou a interação entre as medidas mais comuns de classificação de restrição financeira das empresas, tentando identificar as que mais afetam os investimentos. As medidas focalizadas foram: a distribuição de dividendos; o tamanho da empresa; e um índice semelhante ao de Cleary (1999; 2005), baseado em análise discriminante múltipla, que envolveu uma série de indicadores financeiros das empresas. A metodologia aplicada para avaliar os efeitos parciais consistiu na utilização simultânea de variáveis dummy em uma equação geral, discriminando-se os diferentes grupos de acordo com as três medidas de classificação. Com dummies de interação, foi possível verificar as diferenças de magnitude entre os coeficientes do fluxo de caixa para cada grupo. A análise gerou os seguintes resultados: (i) as companhias classificadas como as de maior robustez financeira, de acordo com o terceiro critério acima apontado, tendem a ser as maiores e também as que possuem o maior índice de distribuição de 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 pelo tamanho, as evidências relativas à sensibilidade dos investimentos perdem consistência se considerados o status financeiro e a distribuição de dividendos. Esses resultados sugerem que as medidas de classificação das restrições financeiras das empresas baseadas em tamanho ou distribuição de dividendos podem estar relacionadas também ao status financeiro das empresas, que, por sua vez, poderia constituir o efeito mais importante sobre a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa.

Visando esclarecer alguns resultados divergentes da literatura, Povel e Raith (2001) elaboram um modelo teórico baseado em três suposições: (i) existência de assimetria de informações e problemas de agência, encarecendo os recursos externos vis-à-vis os recursos próprios; (ii) o custo da captação externa é determinado endogenamente pela expectativa de retorno do investimento; e (iii) as empresas podem efetuar investimentos em maior ou menor escala ao invés de fazerem ou não o investimento. O nível ótimo de investimento financiado com recursos externos resultaria do tradeoff entre um efeito custo e um efeito renda: um incremento no nível de investimento da firma com financiamento externo, ao elevar o grau de endividamento, aumentaria os custos do financiamento, mas ao mesmo tempo geraria uma expansão das receitas que, fortalecendo a capacidade financeira da firma, poderia reduzir o custo marginal do crédito. Assim, o nível de investimento seria uma função em U dos recursos internos. Demonstram que a relação entre investimento e fluxo de caixa depende da medida utilizada para separar a amostra entre empresas com e sem restrições financeiras, e que medidas correlacionadas com o patrimônio e com os recursos internos, como é o caso de alguns índices financeiros, podem levar a resultados inconclusivos, dado que o investimento é uma função em U dos recursos internos.

Essas implicações do modelo teórico são testadas por Cleary, Povel e Raith (2004), com foco na sensibilidade dos investimentos aos recursos internos. Com dados anuais de empresas americanas para o período de 1980 a 1999, esses autores encontram evidências de que os investimentos são de fato uma função em U do fluxo de caixa, o que significa que, para níveis suficientemente baixos de recursos internos, os investimentos declinam com o aumento desses recursos. Mostram, ademais, que a separação das empresas pelo critério de pagamento de dividendos como proxy para imperfeição informacional, como em FHP, e a eliminação das empresas com status financeiro inferior, conduzem ao resultado tradicional de que o investimento das firmas com maior restrição financeira é mais sensível ao fluxo de caixa<sup>2</sup>. Entretanto, ao classificá-las pelos índices financeiros, como faz Cleary (1999), o resultado é que empresas com maior restrição financeira possuem menor sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa. Essa diferença nas conclusões deriva da correlação geralmente elevada entre o índice de status financeiro e o nível de recursos internos. Assim, se as empresas são agrupadas segundo o critério de recursos internos, aquelas com menor disponibilidade desses recursos internos são escolhidas como as mais restritas. Considerando que o investimento é uma função com formato em U do fluxo de caixa, é possível que, dependendo da região dessa função em que se encontram as empresas da amostra, as empresas cujas restrições financeiras são mais fortes apresentem menor sensibilidade do investimento à disponibilidade de recursos internos.

Não obstante os resultados diferenciados da literatura acima revista, alguns estudos mostram conclusões para o Brasil mais em consonância com as de FHP. Terra (2003) avalia a restrição ao crédito das empresas brasileiras para o período compreendido entre 1986 e 1997, com base em dados de balanço patrimonial. Além de classificá-las em

---

<sup>2</sup> Em alguns estudos, a utilização de um painel balanceado, ou outras restrições sobre os dados, pode eliminar boa parte das empresas com maior fragilidade financeira. Por exemplo, FHP utilizaram apenas as empresas que apresentaram crescimento real positivo das vendas em cada ano.

pequenas e grandes, a autora inova ao adicionar o recorte entre empresas domésticas e empresas multinacionais, e entre empresas mais e menos dependentes de financiamento estrangeiro. Para testar a restrição ao crédito por meio da sensibilidade do fluxo de caixa recorre a um modelo de demanda por investimentos com base no acelerador de vendas. Argumenta, seguindo a visão tradicional, que se o modelo da demanda por investimento captasse integralmente os determinantes das decisões de investimento, então a variável fluxo de caixa não deveria ser significativa. Terra utiliza também modelos com um termo para verificar se as empresas mais dependentes de fundos externos e com maior acesso ao crédito investem mais. Como o período analisado envolveu uma inflexão nos fluxos de ingresso de capitais em 1994, a autora utilizou uma variável dummy de inclinação, acompanhando o fluxo de caixa. Com a elevação da entrada de recursos estrangeiros, Terra examinou a possibilidade de um afrouxamento na restrição a crédito. As evidências encontradas permitem concluir que no Brasil as empresas estão sujeitas a restrições financeiras em todas aquelas classes, exceto filiais de multinacionais e grandes empresas no período de 1994-97.

Em um estudo empírico sobre os determinantes dos gastos em P&D para firmas brasileiras, Jensen, Menezes-Filho e Sbragia (2004) analisaram também a restrição ao crédito. Com base em dados anuais para o período entre 1994 e 1998 fornecidos pela Associação Nacional de Pesquisa das Empresas Inovadoras (ANPEI), utilizaram as seguintes variáveis em seus modelos empíricos: patrimônio líquido, faturamento bruto, lucro líquido (como proxy para a disponibilidade de recursos internos, servindo para avaliar a restrição ao crédito), investimentos de capital e gastos em P&D. Por meio de um Probit visando examinar a existência de diferenças entre as empresas que reportaram gastos em P&D positivos e aquelas que reportaram gastos em P&D e capital igual a zero ou não reportaram, observaram que as variáveis faturamento bruto e patrimônio líquido se mostraram significativas, a primeira apresentando um coeficiente positivo e a segunda um coeficiente negativo, implicando que quanto maior o faturamento bruto e menor o patrimônio líquido, maior a probabilidade de a empresa investir em P&D. Um resultado interessante é que a variável lucro líquido sobre faturamento não foi significativa, indicando que o caixa não afeta a probabilidade de uma firma gastar em P&D. Os modelos seguintes, em que a variável dependente era gasto em P&D, apontaram que seus principais determinantes eram o faturamento bruto e o investimento em capital físico (portanto, a existência de alguma complementaridade entre esses dois tipos de investimento). Novamente, o lucro líquido sobre faturamento não se mostrou significativo, sugerindo que essa variável, além de não influenciar na decisão sobre os gastos em P&D, também não influencia sua magnitude. Por fim, os modelos para estimar os determinantes do investimento em capital físico revelaram uma relação positiva e significativa entre essa variável e o lucro líquido sobre o faturamento, indicando algum problema de restrição a crédito para as firmas brasileiras, que investiriam mais quando a geração interna de recursos (lucro líquido, apresentado como proxy para fluxo de caixa) cresce. Gastos em P&D também se mostraram significativos, corroborando a idéia de complementaridade ou até de causalidade entre os dois tipos de investimentos. Outra constatação interessante do artigo é que a restrição ao crédito é mais acentuada em investimentos em capital físico vis-à-vis gastos em P&D, tentativamente atribuída pelos autores à necessidade constante de aporte de recursos nas atividades de P&D, insensíveis assim a variações do lucro líquido.

## **2. O Modelo Empírico**

O arcabouço teórico e as evidências empíricas discutidos na seção anterior dão fundamento para o seguinte modelo de restrição financeira às empresas brasileiras:

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

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  $D$  as *dummies* utilizadas, como as de ano e as de setor. Como é comum na literatura, essa equação inclui o fluxo de caixa como variável independente para captar a magnitude da restrição financeira. Como sua *proxy*, é utilizado o lucro líquido mais a depreciação. 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. Inicialmente, essa medida era utilizada para explicar flutuações no investimento agregado da economia. De acordo com Tobin e Brainard (1968), a razão entre o valor de mercado e o custo de reposição dos ativos é um importante determinante de novos investimentos, pois evidencia a capacidade de geração de valor do investimento em relação ao seu custo. A idéia é que se, na margem, o  $Q$  de Tobin for maior do que 1, então uma aquisição incremental de capital agregará um valor à empresa que excede o custo de obtenção desse capital. Embora na teoria os investimentos dependam do  $Q$  de Tobin marginal, nas aplicações empíricas, devido à impossibilidade de calculá-lo, utiliza-se o  $Q$  de Tobin médio.<sup>3</sup> Chung e Pruitt (1994) propõem a seguinte fórmula de cálculo do  $Q$  de Tobin médio:

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

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 + exigível de longo prazo) menos o ativo circulante, e  $AT$  o valor total dos ativos da companhia. Exceto no que se refere ao valor das ações, esse cálculo considera o valor contábil das variáveis. Assim, o  $Q$  de Tobin pode ser estimado facilmente a partir das demonstrações financeiras das empresas. Neste trabalho, o valor de mercado das ações é calculado com base apenas na cotação do tipo mais negociado de ação multiplicada pela quantidade total de ações (a soma das ordinárias e das preferenciais).

Outra limitação do modelo é que a *proxy* para recursos internos, o lucro líquido mais 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 refletirá o efetivo grau de restrição ao crédito. Como apontado anteriormente, deve-se analisar se a variação do fluxo de caixa influencia o investimento mantendo-se constantes as oportunidades de investimento.

As empresas serão classificadas de acordo com seu tamanho, medido pelo faturamento bruto. Como já visto, Beck, Kunt, Leaven e Maksimovic (2003) mostram que o tamanho é um bom parâmetro para a categorização *a priori* das empresas.

### 3. Descrição dos Dados

Os dados utilizados neste trabalho 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, EBITDA, Imobilizado

<sup>3</sup> Para que ambos tivessem o mesmo valor seria necessário que a empresa operasse (i) em mercados de fatores e de produtos perfeitamente competitivo; e (ii) com tecnologia apresentando retornos constantes de escala.

antes da Depreciação, *Enterprise Value* e *Capital Expenditure* (Capex)<sup>4</sup>. Também foram utilizados alguns índices que avaliam o status financeiro das companhias, como *liquidez corrente*, *cobertura de juros*, *debt ratio*, *margem líquida* e *market-to-book ratio*.<sup>5</sup> Os três primeiros estão relacionados ao grau de endividamento e à capacidade de arcar com obrigações financeiras, portanto, referindo-se ao risco. A margem líquida, por sua vez, é um índice de lucratividade e diz respeito aos retornos. Já a *market-to-book ratio*, assim como o *Q* de Tobin, expressando as expectativas de ganho futuro, é uma medida das oportunidades de investimento.

A receita bruta é a variável adotada como critério de separação das empresas por tamanho. 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 (Capital Expenditure) 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 o Capex são divididos pelo Imobilizado defasado em um período.

O período analisado é de 2001 a 2005, sendo que os valores estão a preços constantes de dezembro de 2005, inflacionados com base na variação do IPA (Índice de Preços por Atacado) mais pertinente ao setor de atividade da empresa.<sup>6</sup> As empresas foram agrupadas em 18 setores, sendo energia elétrica (14,6%) e siderurgia e metalurgia (12,1%) os setores com maior participação na amostra.

Foram excluídas da base de dados as empresas que não forneceram nenhum dado em todos os períodos e as empresas do setor financeiro, uma vez que estas possuem uma alavancagem muito superior à das empresas do setor real. Também foram retiradas da amostra as empresas para as quais não foi possível calcular em nenhum dos anos certas variáveis empregadas nos modelos, como *Q* de Tobin (*Enterprise Value*/Ativo Total), taxa de investimento (Capex/Ativo Imobilizado em  $t-1$ ) e fluxo de caixa (Lucro líquido + depreciação/Ativo Imobilizado em  $t-1$ ). Com todas essas exclusões, restou um painel não-balanceado de 247 empresas. Vale salientar que se optou por remover de todas as séries as observações que se distanciavam da média em mais de dois desvios padrão. Com isso, buscou-se evitar as distorções que os outliers poderiam acarretar.

#### 4. Resultados Econométricos

Por se tratar de dados em painel, recorreu-se a técnicas que levam em consideração o efeito específico de cada empresa. Tal efeito pode contemplar uma série de características peculiares a cada firma e que não variam no tempo, como, por exemplo, a habilidade gerencial, a cultura organizacional, as normas que balizam as tomadas de decisões etc. Foram utilizados os métodos de efeito fixo (EF), de primeiras diferenças (PD), e de efeito aleatório (EA). Esses três métodos supõem a existência de exogeneidade estrita, ou seja, admitem que não existe correlação entre os erros e as variáveis explicativas para cada período e entre os 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. Caso se conclua que tais estimativas não são estatisticamente iguais, opta-se pelo EF, pois este é consistente independentemente da hipótese adicional de EA. Em caso contrário, o EA é mais eficiente.

---

<sup>4</sup> *Enterprise Value* é uma medida, disponível no banco de dados da Económica, que se aproxima bastante do numerador da fórmula do *Q* de Tobin de Chung e Pruitt (1994). Capex (capital expenditure) é uma medida da aquisição de ativos fixos e diferido em cada período. Essas definições encontram-se no apêndice.

<sup>5</sup> A forma de cálculo desses índices financeiros é apresentada no apêndice.

<sup>6</sup> Por restrição de espaço, não é apresentada a relação dos IPA setoriais utilizados como deflatores.

Vale notar que o teste de Hausman será utilizado somente quando os resultados de EF e EA divergirem em relação à relevância estatística das variáveis de maior interesse, com uma tolerância de até 10% de significância. 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.

Em todos os métodos foram incluídas dummies de ano com o fito de captar efeitos macroeconômicos que podem afetar as decisões de investimentos das firmas. Além das duas dummies empregadas para verificar os diferentes graus de restrição ao crédito dos três grupos de empresas, descritos adiante, utilizou-se uma terceira dummy para classificar o tamanho das empresas, que em um dos modelos aparece multiplicada pelo fluxo de caixa (lucro líquido + depreciação de  $K_{t-1}$ ), o que possibilita a estimação para toda a amostra.

A análise econométrica partiu do seguinte modelo:

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

As empresas foram separadas em três grupos segundo o faturamento médio obtido no período em análise: firmas com receita bruta acima de R\$ 5 bilhões anuais foram consideradas grandes, pequenas as que tiveram faturamento inferior a R\$ 1 bilhão, e médias as demais.<sup>7</sup> A Tabela 1 arrola algumas informações sobre cada grupo. Pode-se notar que, a despeito do maior endividamento do grupo das grandes empresas, o indicador de cobertura de juros, variável de extrema importância para a avaliação de risco dos títulos das companhias, é quase duas vezes superior ao das pequenas. Cabe ressaltar que uma taxa de endividamento mais elevada pode expressar maior acesso a recursos de terceiros, sinalizando menor restrição financeira.

**Tabela 1**  
**Valor Médio de Alguns Indicadores Financeiros por Classe de Tamanho das Empresas: 2001-2005**

<b>Indicador Financeiro</b>	<b>Grande</b>	<b>Média</b>	<b>Pequena</b>	<b>Nº de observações</b>
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
Debt Ratio	30.25	31.21	24.74	1139
Market to Book	1.57	1.53	0.73	893
FC/Kt-1	0.15	0.14	0.04	994
Capex/Kt-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 apêndice

As grandes e médias empresas contam com margem líquida, fluxo de caixa,  $Q$  de Tobin e a razão market-to-book consideravelmente mais elevados. Inversamente, a liquidez corrente, que indica a capacidade de servir as obrigações de curto prazo, é maior para as pequenas e médias empresas. A confrontação entre os grupos não permite conclusões definitivas, mas as médias e grandes companhias parecem dispor, no geral, de um status financeiro melhor vis-à-vis o das pequenas.

<sup>7</sup> Os resultados não se alteram se a separação for feita por tercís de faturamento.

A Tabela 2 mostra o número de observações de cada variável empregada nos modelos para cada um dos subgrupos de empresas.

**Tabela 2**  
**Número de Observações das Variáveis Financeiras por Classe de Tamanho das Empresas**

Variáveis	Nº de Observações		
	Grandes	Médias	Pequenas
FC/Kt-1	151	368	475
Q de Tobin	166	356	363
Capex/Kt-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
- EBITDA: *Earnings before interest, taxes, depreciation and amortization*

Na tabela 3, são apresentados os resultados da estimação do primeiro modelo, que contempla todos os grupos de empresas. Observa-se que a proxy para oportunidades de investimento mostrou-se significativa para explicar o investimento tanto por EF como por EA. A variável fluxo de caixa foi significativa para os três métodos de estimação, exibindo coeficientes superiores aos do Q de Tobin, sugerindo que podem existir imperfeições nos mercados financeiros. A proximidade dos valores dos coeficientes de Q de Tobin em EF e EA, e do fluxo de caixa em EF e PD atesta certa robustez das estimativas.

**Tabela 3**  
**Variável Dependente:  $I/K_{t-1}$**   
**Toda a Amostra**

	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Primeiras diferenças
<b>Q de Tobin</b>	<b>0.030***</b>	<b>0.031***</b>	<b>0.006</b>
	(0.012)	(0.008)	(0.014)
	[2.55]	[3.87]	[0.43]
<b>Fluxo de caixa</b>	<b>0.064***</b>	<b>0.081***</b>	<b>0.066***</b>
	(0.020)	(0.017)	(0.020)
	[3.22]	[4.88]	[3.36]
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0.11</b>	<b>0.20</b>	<b>0.07</b>

**Notas**

- Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes
- \*Significativo a 10%; \*\*Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%

Os resultados para o grupo das grandes empresas são exibidos na Tabela 4. Enquanto o Q de Tobin não se mostrou significativo em nenhum dos métodos, o fluxo de caixa foi significativo nas três estimações, denotando uma provável dependência dos investimentos em relação à disponibilidade de recursos próprios para esse grupo de empresas.

**Tabela 4**  
**Variável Dependente:  $I/K_{t-1}$**   
**Empresas Grandes**

	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Primeiras diferenças
<b>Q de Tobin</b>	<b>0.043</b> (0.029) [1.50]	<b>0.020</b> (0.017) [1.19]	<b>0.029</b> (0.045) [0.64]
<b>Fluxo de caixa</b>	<b>0.359***</b> (0.090) [3.97]	<b>0.233***</b> (0.063) [3.68]	<b>0.259**</b> (0.105) [2.47]
<b>R<sup>2</sup></b>	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) for um bom parâmetro para avaliar a restrição financeira e se a classificação das firmas por tamanho refletir adequadamente o grau a que estão expostas às imperfeições dos mercados financeiros, então os coeficientes de FC para os demais grupos deveriam apresentar menor magnitude. Todavia, as evidências não confirmam essa previsão. Como se observa na Tabela 5, todos os coeficientes da proxy de recursos internos são significativos, porém seus valores são menores aos encontrados na tabela anterior para qualquer método. Nota-se, ainda, que por EF o fluxo de caixa passa a ser estatisticamente diferente de zero apenas a 10% de significância.

**Tabela 5**  
**Variável Dependente:  $I/K_{t-1}$**   
**Empresas Médias**

	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Primeiras diferenças
<b>Q de Tobin</b>	<b>0.017</b> (0.017) [1.00]	<b>0.010</b> (0.014) [0.75]	<b>-0.027</b> (0.020) [-1.36]
<b>Fluxo de caixa</b>	<b>0.093*</b> (0.048) [1.94]	<b>0.142***</b> (0.042) [3.43]	<b>0.105**</b> (0.046) [2.28]
<b>R<sup>2</sup></b>	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 também diminuíram, apontando que os recursos próprios perdem relevância nas decisões de investimento à medida em que o porte das companhias se reduz. A Tabela 6 mostra, ainda, que o Q de Tobin torna-se significativo para explicar os investimentos das empresas pequenas.

Aferiu-se a robustez das evidências encontradas estimando-se outro modelo com *dummies* de interação, com o intento de avaliar as diferenças nos coeficientes do FC, controlando-se simultaneamente por grupos. Cabe notar que as pequenas empresas foram tomadas como referência. A Tabela 7 mostra que o Q de Tobin foi significativo e os coeficientes por EF e EA ficaram muito próximos e que p FC apresentou relevância estatística nos três métodos, resultado semelhante ao da Tabela 3. Todavia, os resultados para as *dummies* de interação foram curiosos, evidenciando que para as médias empresas o coeficiente do FC não se diferencia de forma significativa do coeficiente para as pequenas. Não obstante, as evidências apontam que os investimentos das grandes empresas são mais sensíveis à

disponibilidade de recursos internos se comparados aos das pequenas empresas. Como se observa na tabela, a variável “FC\*Grande” foi significativa e com valor positivo em dois dos três métodos de estimação.

**Tabela 6**  
**Variável Dependente:  $I/K_{t-1}$**   
**Empresas Pequenas**

	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Primeiras Diferenças
<b>Q de Tobin</b>	<b>0.038*</b> (0.020) [1.87]	<b>0.035***</b> (0.013) [2.72]	<b>0.051**</b> (0.025) [2.06]
<b>Fluxo de caixa</b>	<b>0.047*</b> (0.024) [1.95]	<b>0.056***</b> (0.021) [2.66]	<b>0.052**</b> (0.024) [2.20]
<b>R<sup>2</sup></b>	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%

**Tabela 7**  
**Variável Dependente:  $I/K_{t-1}$**   
**Termo de Interação entre Fluxo de Caixa e Dummy de Tamanho da Empresa**

	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Primeiras diferenças
<b>Q de Tobin</b>	<b>0.027**</b> (0.012) [2.26]	<b>0.026***</b> (0.008) [3.25]	<b>0.005</b> (0.014) [0.38]
<b>Fluxo de caixa</b>	<b>0.049**</b> (0.023) [2.18]	<b>0.059***</b> (0.019) [3.07]	<b>0.054**</b> (0.022) [2.39]
<b>FC*Grande</b>	<b>0.214**</b> (0.091) [2.36]	<b>0.186***</b> (0.066) [2.83]	<b>0.145</b> (0.107) [1.36]
<b>FC*Média</b>	<b>0.026</b> (0.051) [0.51]	<b>0.057</b> (0.043) [1.30]	<b>0.039</b> (0.050) [0.78]
<b>R<sup>2</sup></b>	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%

Recorreu-se, ainda, à estimação de um modelo de demanda por investimentos com acelerador de vendas, em que, ao invés do emprego do  $Q$  de Tobin como variável independente, utilizou-se a receita operacional líquida (vendas) corrente e defasada. A equação da regressão tinha a seguinte forma:

$$(I_{it} / K_{it-1}) = \alpha_i + \alpha_1(vendas_t / K_{t-1}) + \alpha_2(vendas_{t-1} / K_{t-2}) + \alpha_3(FC_{it} / K_{it-1}) + \beta D + u_{it}$$

Pelas estimativas expostas na Tabela 9, nota-se que para a amostra com todas as empresas, as vendas correntes foram significativas pelos três métodos, sugerindo que essa variável deve conter informações relevantes a respeito do potencial de retornos dos projetos. Em contrapartida, o fluxo de caixa não se mostrou significativo, diferentemente do resultado do modelo apresentado na Tabela 3.

**Tabela 8**  
**Modelo de Demanda por Investimentos com Acelerador de Vendas**  
**Variável Dependente: I/Kt-1**

	<b>Efeito Fixo</b>	<b>Efeito Aleatório</b>	<b>Primeiras diferenças</b>
<b>Todas</b>			
<b>Vendas</b>	0.052*** (0.007) [7.94]	0.034*** (0.005) [6.57]	0.055*** (0.007) [7.42]
<b>Vendas (-1)</b>	-0.002 (0.007) [-0.29]	-0.017*** (0.005) [-3.41]	-0.012 (0.007) [-1.55]
<b>Fluxo de Caixa</b>	-0.002 (0.020) [-0.08]	0.024 (0.016) [1.51]	-0.007 (0.021) [-0.32]
<b>R2</b>	0.08	0.18	0.16
<b>Grandes</b>			
<b>Vendas</b>	0.112*** (0.027) [4.21]	0.06*** (0.021) [2.91]	0.115*** (0.025) [4.54]
<b>Vendas (-1)</b>	-0.003 (0.023) [-0.13]	-0.05*** (0.015) [-3.27]	-0.016 (0.020) [-0.79]
<b>Fluxo de Caixa</b>	0.15** (0.077) [2.05]	0.22*** (0.061) [3.62]	0.14* (0.082) [1.75]
<b>R2</b>	0.14	0.53	0.52
<b>Medias</b>			
<b>Vendas</b>	0.03*** (0.011) [2.75]	0.006 (0.009) [0.70]	0.045*** (0.012) [3.75]
<b>Vendas (-1)</b>	0.030*** (0.011) [2.74]	0.014 (0.009) [1.53]	0.015 (0.012) [1.24]
<b>Fluxo de Caixa</b>	0.085* (0.049) [1.72]	0.134*** (0.041) [3.26]	0.007 (0.050) [0.13]
<b>R2</b>	0.13	0.31	0.12
<b>Pequenas</b>			
<b>Vendas</b>	0.057*** (0.009) [6.22]	0.042*** (0.007) [6.08]	0.055*** (0.011) [5.21]
<b>Vendas (-1)</b>	-0.02** (0.010) [-2.01]	-0.027*** (0.008) [-3.59]	-0.027** (0.011) [-2.56]
<b>Fluxo de Caixa</b>	-0.023 (0.024) [-0.95]	-0.009 (0.019) [-0.49]	-0.012 (0.025) [-0.48]
<b>R2</b>	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%

No grupo das grandes empresas, tanto as vendas correntes como o FC foram significativos, sendo que com efeitos aleatórios, a magnitude do coeficiente de FC é bastante próxima à da encontrada pelo modelo cujos resultados foram apresentados na Tabela 4. Para o grupo das empresas médias, o FC foi significativo para explicar investimentos nas estimações por EF e EA, cabendo observar que os coeficientes dessa variável por EA e EF ficaram próximos dos coeficientes apresentados na Tabela 5. Tanto no modelo de aceleração de vendas como

no modelo empregando o Q de Tobin como variável explicativa, há uma queda na magnitude do coeficiente do fluxo de caixa com o aumento no tamanho das empresas. Por fim, o grupo das pequenas empresas endossa esse último resultado, uma vez que os coeficientes do FC não são estatisticamente diferentes de zero em nenhum dos três métodos de estimação.

Completando a análise, estimou-se o modelo com acelerador de vendas incorporando dummies de interação. Os resultados evidenciam que a magnitude do FC é maior quanto maior o tamanho da empresa, pelo menos se a comparação envolve empresas grandes e pequenas. A proximidade dos coeficientes estimados pelos três métodos para “FC\*Grande” confere robustez aos resultados. Para o grupo das empresas médias, observou-se evidências divergentes entre o modelo por EF e EA no que tange à relevância do FC no intervalo de significância de 10%. Assim, para identificar o método mais apropriado para a estimação, recorreu-se ao teste de Hausman, que apontou o EF, com um p-valor de 0.001.

**Tabela 9**  
**Modelo de Demanda por Investimentos com Acelerador de Vendas e Termo de Interação entre FC e Tamanho da Empresa**  
**Variável Dependente:  $I/K_{t-1}$**

	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	Primeiras diferenças
<b>Vendas</b>	<b>0.051***</b> (0.007) [7.69]	<b>0.031***</b> (0.005) [6.02]	<b>0.054***</b> (0.008) [7.27]
<b>Vendas (-1)</b>	<b>-0.002</b> (0.007) [-0.21]	<b>-0.017***</b> (0.005) [-3.31]	<b>-0.012</b> (0.007) [-1.61]
<b>Fluxo de caixa</b>	<b>-0.014</b> (0.022) [-0.62]	<b>0.000</b> (0.017) [0.02]	<b>-0.008</b> (0.023) [-0.36]
<b>FC*Grande</b>	<b>0.215**</b> (0.090) [2.38]	<b>0.206***</b> (0.065) [3.18]	<b>0.201*</b> (0.103) [1.95]
<b>FC*Média</b>	<b>0.021</b> (0.049) [0.44]	<b>0.088**</b> (0.039) [2.27]	<b>-0.026</b> (0.050) [-0.52]
<b>R2</b>	<b>0.09</b>	<b>0.21</b>	<b>0.16</b>

**Notas**

- Erro padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes
- \*Significativo a 10%; \*\*Significativo a 5%; \*\*\*Significativo a 1%

Os mesmos modelos foram estimados empregando a classificação das empresas por tercil de faturamento, e os resultados não se alteraram. Substituindo lucro líquido mais depreciação por EBITDA (*earnings before interest, taxes, depreciation and amortization*) como proxy para o fluxo de caixa, as evidências também apontam na mesma direção. Por fim, variáveis deflacionadas pelo IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) do IBGE foram testadas nos modelos e confirmaram os resultados anteriores.

### 5. Considerações Finais

No presente trabalho, diferentemente dos resultados de Terra (2003), a estimação do modelo de demanda por investimentos identificou um crescimento no valor dos coeficientes da variável fluxo de caixa (lucro líquido + depreciação do estoque do capital em  $t-1$ ) conforme se passa para grupos de empresas com maior porte. Deve-se lembrar, porém, que a legitimidade das inferências sobre restrição ao crédito dos modelos pressupõe que o fluxo de caixa, uma das variáveis explicativa, não esteja correlacionado com as

oportunidades de investimento. Valendo tal suposição, as evidências seriam consistentes, devendo-se então buscar na literatura resenhada na seção 1 *insights* para explicar os resultados encontrados.

A matriz de correlação entre as variáveis financeiras usadas nas estimações (Tabela 10) permite avaliar o grau de multicolinearidade entre a *proxy* para oportunidades de investimento e fluxo de caixa. O  $Q$  de Tobin possui uma baixa correlação com o FC, parecendo indicar que refletem movimentos diferentes. Pode ser também que a mensuração do  $Q$  de Tobin tenha sido deficiente ou, ainda, que esse indicador não seja uma boa *proxy*, para as oportunidades de investimento. Aivazian, Ge e Qiu (2005) sustentam que essa variável pode igualmente servir para detectar a facilidade de acesso ao crédito: empresas com elevado  $Q$  de Tobin, expressando boas oportunidades de crescimento, sinalizariam maiores retornos futuros e menores problemas de risco moral e seleção adversa. Nesse sentido, se houvesse indícios de que as empresas menores apresentassem maiores oportunidades de crescimento, exatamente por serem pequenas, poder-se-ia inferir que essa seria a razão para dependerem menos dos fluxos de caixa. Entretanto, a evidência da Tabela 1 aponta no sentido contrário: não apenas o  $Q$  de Tobin das empresas maiores exibem valores mais elevados, como a maioria dos indicadores financeiros avaliados revela melhores condições das grandes empresas.

**Tabela 10**  
**Matriz de Correlação entre as Variáveis Financeiras**

	FC/ $K_{t-1}$	Q de Tobin	deCapex/ $K_{t-1}$	EBITDA/ $K_{t-1}$	Liqu. Corr.	Debt Ratio	Cob. de juros	Marg. Líq.	Market/Book
FC/ $K_{t-1}$	1.00	<b>0.10</b>	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
Liqu. Corr.	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
Cobert. de juros	0.33	0.17	0.13	0.36	0.41	-0.22	1.00	0.28	0.20
Marg. Líq.	0.63	0.08	0.14	0.35	0.35	-0.21	0.28	1.00	0.24
Market to Book	0.33	0.60	0.18	0.40	0.11	0.07	0.20	0.24	1.00

Essas observações alinham-se à argumentação de Cleary (2006) de que é possível que as medidas de classificação dos grupos segundo o grau de restrição financeira, baseadas em tamanho ou distribuição de dividendos, não estejam apenas relacionadas ao grau de imperfeições existentes nos mercados financeiros, mas também ao status financeiro das empresas que, como também sugerem Khurana, Martin e Pereira (2006), pode ter um efeito dominante sobre a sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa. Esses estudos assinalam que firmas com indicadores financeiros ruins (como baixa lucratividade, menor condições de arcar com obrigações financeiras etc.) devem apresentar alguma resistência para investir, independentemente da disponibilidade de caixa, o que é consistente com a idéia de que essas firmas não podem prescindir de uma folga financeira, que lhes dê condições de pagarem dívidas existentes e futuras, de obterem financiamento para projetos de investimento no futuro, e de ficarem menos sujeitas aos riscos de serem obrigadas a recorrer aos, para elas, onerosos recursos de terceiros.

Os resultados do presente estudo também podem ser interpretados à luz dos argumentos de Povel e Raith (2001) e de Cleary, Povel e Raith (2004) sobre a relação na forma de U entre investimentos e fluxo de caixa. A evidência de que a margem líquida cresce para empresas

maiores pode sugerir que, dependendo do segmento da função investimento em que se encontram as empresas da amostra, firmas classificadas como enfrentando fortes restrições financeiras podem apresentar menor sensibilidade do investimento à disponibilidade de recursos internos.

Cabe ressaltar, também, que as empresas da amostra representam um grupo idiossincrático. São empresas com ações negociadas em bolsa, obrigadas a cumprir exigências mínimas de *disclosure* e alvos de razoável monitoramento por parte de investidores e analistas, envolvendo, portanto, problemas de assimetria de informação relativamente menos intensos. Outro viés de seleção deriva do fato de que empresas que optam por abrir o capital e negociar suas ações em bolsas seriam mais maduras, com potencial de expansão e possivelmente maiores. Analisando os possíveis determinantes da decisão de abrir o capital da empresa e negociar as ações publicamente por meio de um painel de firmas italianas, Pagano, Paneta e Zingales (1998) encontram evidências de que o tamanho da empresa importa nessa decisão e de que as ofertas públicas primárias normalmente envolvem empresas com maior crescimento e maior lucratividade. Assim, as empresas da amostra explorada neste trabalho – aquelas com ações negociadas na Bovespa – poderiam refletir características específicas de decisões de investimento. A despeito disso, parece razoável supor que haja disparidades na capacidade de obter financiamento externo mesmo nesse subgrupo.

Por fim, a consistência dos resultados pode ter sido comprometida pelo viés de seleção amostral de se eliminar firmas que não divulgaram alguns dados relevantes. Se a omissão de informações é intencional ou está associada ao valor das variáveis, então, há de fato um problema de seleção e a amostra não é aleatória, sendo necessário um novo modelo que considere a escolha das firmas de reportar ou não os dados.

#### **Anexos: Variáveis Financeiras:**

$$Liquidez\_corrente = \frac{Ativo\_circulante}{Passivo\_circulante}$$

$$Debt\_ratio = \frac{Divida\_total}{Ativo\_total}$$

$$Cobertura\_de\_juros = \frac{EBIT}{Despesa\_com\_juros}$$

EBIT: Earnings before interest and taxes (LAJIR)

$$Margem\_liquida = \frac{Lucro\_líquido}{Receita\_operacional\_líquida}$$

$$Market-to-book = \frac{Preço\_ação}{Patrimônio\_líquido\_por\_ação}$$

*Enterprise Value* = Valor de mercado ações + Dívida total líquida + Partic. Acionistas Minoritários

Dívida total líquida = Financ. CP+Financ. LP+Debêntures CP+Debêntures LP - caixa e invest.CP- aplic. Financeira CP

#### **Referências**

- Aivazian, A. V., Y. Ge, e J. Qiu. (2005). “The impact of leverage on firm investment: Canadian evidence”. *Journal of Corporate Finance* 1(11), pp. 277-291.
- Almeida, H. e Campello M. (2006). “Financial constraints, asset tangibility, and corporate investments”. National Bureau of Economic Research.

- Beck, T., A. D. Kunt, X. X. Laeven, e V. Maksimovic. (2003). "The determinants of financing obstacles". *International Money and Finance* (ainda não publicado).
- Chung, K. H. e S. W. Pruitt. (1994) "A Simple approximation of Tobin's q". *Financial Management* 23(3), pp. 70-74.
- Cleary, S. (1999). "The relationship between firm investment and financial status". *The Journal of Finance* 54(2), pp. 673-692.
- Cleary, S. (2005) "Corporate investment and financial slack: international evidence". *International Journal of Managerial Finance* 1(3), pp. 140-163.
- Cleary, S. (2006). "International corporate investment and the relationship between financial constraint measures". *Journal of Banking & Finance* 30(5), pp. 1559-1580.
- Cleary, S., Povel, P. e Raith, M. (2004). "The U-shaped investment curve: theory and evidence". Simon Business School Working Paper No. FR 03-32 SSRN: <http://ssrn.com/abstract=470921>
- Famá, R. e L. Barros (2000). "Q de Tobin e seu uso em finanças: Aspectos metodológicos e conceituais". *Caderno de Pesquisas em Administração* 7(4).
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, e B. C. Petersen (1988). "Financing constraints and corporate investments". *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 141-206.
- Greene, W. H. (1997). *Econometric Analysis*". Third edition. New York: Macmillan Publishing Company.
- Hubbard, R.G. (1998). "Capital-market imperfections and investments". *Journal of Economic Literature* 36(1), pp. 193-225.
- Jensen, J. P., N.A. Menezes-Filho, e R. Sbragia (2004). "Os determinantes dos gastos em P&D no Brasil: Uma análise com dados em painel". *Estudos Econômicos* 34( 4), pp. 661-691.
- Kaplan, S. e L. Zingales (1997). "Do investment cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?" *Quarterly Journal of Economics* 112(1), pp169-215
- Khurana, I. K., Martin, X. e Pereira, R. (2006). "Financial development and the cash flow sensitivity of cash". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41(4), pp. 787-807.
- Pagano, M., F. Panetta, e L. Zingales. (1998). "Why do companies go public? An empirical analysis". *The Journal of Finance* 53(1), pp. 27-64.
- Povel, P. e 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 No. 0103. SSRN: <http://ssrn.com/abstract=269497> or DOI: 10.2139/ssrn.269497
- Schiantarelli, F. (1996). "Financial constraints and investments: Methodological issues and international evidence". *Oxford Review of Economic Policy* 12(2), pp 70-89.
- Terra, M. C. (2003). "Credit constraint in Brazilian firms: Evidence from panel data". *Revista Brasileira de Economia* 57(2), pp. 443-464.
- Tobin, J. e W. C. Brainard. (1968). "Pitfalls in Financial Model Building." *American Economic Review* 58(2), pp 99-122.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT Press.