



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Felipe Schiozer, Rafael; Peres Brando, João Alberto
A Oferta de Trade Credit pelas Empresas Brasileiras de Capital Aberto
Revista Brasileira de Finanças, vol. 9, núm. 4, 2011, pp. 585-612
Sociedade Brasileira de Finanças
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305824878006>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

A Oferta de *Trade Credit* pelas Empresas Brasileiras de Capital Aberto

(The Supply of Trade Credit by Brazilian Publicly Traded Firms)

Rafael Felipe Schiozer*

João Alberto Peres Brando**

Resumo

Esse artigo investiga os determinantes da oferta de *trade credit* por companhias brasileiras de capital aberto, no período de 2005 a 2008. A teoria financeira encontra sustentação em estudos empíricos internacionais, que documentam que os principais determinantes são o tamanho e o nível de endividamento das firmas, ambos indicando a disponibilidade de recursos nas firmas como fatores significantes na oferta de *trade credit*. Adicionalmente, esta literatura confirma usos estratégicos para o *trade credit*, como discriminação de preços entre clientes. Os resultados obtidos no presente estudo, utilizando-se uma amostra de 157 empresas brasileiras, não dão sustentação às primeiras hipóteses, mas endossam a oferta de *trade credit* como elemento estratégico para estas firmas. Foi ainda observada uma significativa queda na oferta de *trade credit* em 2008, ano marcado por uma aguda crise financeira internacional.

Palavras-chave: *trade credit*; crédito comercial; endividamento de curto prazo.

JEL code: G32

Abstract

This paper investigates the determinants of trade credit supply by Brazilian publicly traded companies between the years of 2005 and 2008. International literature (both theoretical and empirical) documents that the main determinants of trade credit supply are the size of the firm and the size of its debt. Both indicate that the availability of resources to the firm is an important factor for the supply of trade credit. In addition, the literature confirms strategic uses of trade credit such as those for price discrimination purposes. The results obtained using a sample of 157 Brazilian companies do not support that size and indebtedness are relevant determinants for trade credit supply, but they confirm the supply of trade credit as a strategic tool for the firms. Additionally we observed a significant decrease in trade credit supply in 2008, the year in which a severe international financial crisis took place.

Submetido em 30 de agosto de 2010. Reformulado em 18 de abril de 2011. Aceito em 22 de agosto de 2011. Publicado on-line em 05 de janeiro de 2012. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Ricardo P. C. Leal. O primeiro autor agradece ao apoio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa de São Paulo (FAPESP). Reprodução parcial ou total e trabalhos derivativos permitidos com a citação apropriada da fonte.

*Fundação Getúlio Vargas – EAESP, São Paulo, SP, Brasil. E-mail: Rafael.Schiozer@fgv.br

**LCA Consultores, São Paulo, SP, Brasil. E-mail: joao.brando@lcaconsultores.com.br

1. Introdução

Trade credit é uma importante fonte de financiamento de curto prazo para as empresas. Caracterizado como a concessão de prazos para pagamento e descontos nos pagamentos à vista negociados entre fornecedores e compradores no momento da venda, o uso deste tipo de crédito representava, em média, cerca de 8% dos passivos totais das empresas de capital aberto no Brasil em 2006, enquanto seu fornecimento significava 14% dos ativos dessas empresas (Bandeira, 2008). Em 1991, nos EUA, o *trade credit* representava em média 7,8% dos ativos totais das empresas daquele país (Petersen & Rajan, 1995). Ainda nos EUA, observou-se que as condições de pagamento pactuadas entre compradores e fornecedores eram tipicamente com desconto de 2% para pagamentos em até 10 dias e preços de tabela para os pagamentos em até 30 dias (Petersen & Rajan, 1997). Isto resulta em uma taxa anual implícita maior que 40%, que é significativamente superior às taxas do mercado bancário daquele país. A observação empírica também mostra o uso e oferta de *trade credit* de forma generalizada através das empresas e setores da economia, seja em empresas grandes ou pequenas, seja em empresas com maior ou menor capacidade para se alavancarem junto ao sistema financeiro.

Tais observações naturalmente levantam algumas questões, como: i) o que explica, então, o *trade credit* em uma economia? ii) Quais os fatores que influenciam uma determinada empresa decidir ceder crédito aos seus clientes ou obter financiamento de curto prazo junto a seus fornecedores?

A literatura sobre o assunto é relativamente escassa. Os estudos empíricos (por exemplo, Petersen & Rajan (1997) nos EUA e Bandeira (2008) no Brasil) tipicamente utilizam dados em *cross section* de um único período e usam a rubrica “contas a receber” como proxy para *trade credit*. Este artigo complementa e amplia os estudos anteriores sobre a oferta de *trade credit*, usando dados em painel e uma amostra em que são expurgadas empresas cujas vendas são feitas tipicamente para pessoas físicas e não jurídicas (empresas do setor de varejo) e também aquelas cuja lógica contratual entre compradores e fornecedores e o próprio perfil do negócio não geram *trade credit* (empresas de *utilities*, construção e serviços).¹ Assim, com o uso de amostra menos ampla do que a utilizada em Bandeira (2008), que incluía empresas dos setores citados acima (varejo, *utilities*, construção e serviços), a rubrica “contas a receber” é uma melhor proxy de *trade credit*. Adicionalmente, são usadas novas variáveis, cuja utilização é permitida pela adoção de uma estrutura de painel para os dados.

Optou-se pelo foco na oferta de *trade credit* pelo fato de se trabalhar com uma amostra de grandes empresas. Uma análise da demanda por *trade credit*, neste caso, seria prejudicada por não conseguir captar determinantes que tipicamente estariam presentes em pequenas empresas como falta de acesso ao mercado bancário. Incorrer-se-ia, então, em um viés de seleção na montagem da amostra.

¹Lembrando que o foco é a oferta de *trade credit*. Embora *utilities*, construção e serviços possam demandar *trade credit*, suas capacidades de oferta são inexistentes ou limitadas e de pouco interesse para o objeto deste estudo.

Como tipicamente os ofertantes de trade credit são grandes empresas (Petersen & Rajan, 1997) este risco de viés amostral no uso de empresas listadas é mitigado.

Encontramos evidências da prática de discriminação de preços via *trade credit* pelas empresas brasileiras e poucas evidências que dão suporte à disponibilidade de recursos internos ou via dívida como determinantes da oferta de *trade credit*. Estes resultados estão em conformidade com alguns trabalhos empíricos e teóricos que serão apresentados ao longo do estudo.

Outro resultado que merece destaque foi a significativa queda da oferta de *trade credit*, no ano de 2008 em relação aos demais anos estudados. Poder-se-ia esperar que a crise financeira do período tivesse impactos tanto do lado da oferta como da demanda por *trade credit*. Pelo lado da demanda, a falta de liquidez na economia possivelmente causaria aumento da procura por recursos de curto prazo de fontes alternativas, como o *trade credit*. Do lado da oferta, a aversão ao risco dos agentes deixaria os fornecedores mais seletivos e criteriosos na negociação de prazos de pagamento de seus clientes. Não é possível afirmar, no entanto, que a queda no volume de *trade credit* observado em 2008 se deveu a uma simples restrição de sua oferta, uma vez que o volume agregado de crédito bancário aumentou em 2008 em relação ao ano anterior, o que pode indicar uma simples substituição de fontes de recursos (por exemplo, *trade credit* por crédito bancário) por parte dos demandantes.

O artigo está estruturado da seguinte forma: a seção 2 apresenta a revisão de literatura das teorias de assimetria de informação, *trade credit* e suas implicações empíricas. Na seção seguinte apresentam-se a base de dados utilizada e a metodologia adotada na análise empírica, que é mostrada na seção 4. As conclusões e considerações finais são feitas na seção 5.

2. Trade Credit: Assimetria Informacional e Demais Condicionantes

2.1 Revisão bibliográfica

Muitos trabalhos da literatura de *trade credit* relacionam a extensão de crédito de fornecedores para seus clientes com a assimetria de informação tipicamente existente entre credores e devedores nas relações de crédito. Entre estes trabalhos podemos citar os de Biais & Gollier (1997), Bukart & Ellingsen (2004) e o de Alphonse *et al.* (2006).

Os artigos de Stiglitz & Weiss (1981) e de Diamond (1984, 1985) mostram as implicações da assimetria de informação nas relações de crédito e as maneiras de mitigá-la, de formas custosas, no âmbito dos canais tradicionais de crédito. Desta forma o *trade credit* se apresenta como um instrumento alternativo de mitigação desta assimetria informacional por meio da internalização da função de financiador por um ou mais dos elos de uma cadeia produtiva.



Categorizando as diversas teorias de *trade credit* por suas hipóteses, podemos separá-las em três grupos: (i) *trade credit* como ferramenta estratégica das empresas; (ii) *trade credit* como complemento do financiamento bancário; e (iii) *trade credit* como substituto do financiamento bancário.

(i) *Trade credit* como um instrumento estratégico dos agentes

Nessa hipótese, o *trade credit* seria oferecido como meio de se efetuar uma discriminação de preços entre um fornecedor e seus diversos clientes. Esta hipótese foi inicialmente considerada no trabalho de Meltzer (1960) e posteriormente testada empiricamente por Mian & Smith (1992). Como é comum as leis antitruste coibirem a discriminação direta de preços, as alterações nas condições oferecidas de *trade credit* entre os diversos clientes de um mesmo fornecedor seriam uma forma desta empresa praticar uma discriminação de preços sem que esta prática seja facilmente detectada pelo agente regulador.

Outra finalidade para a oferta do *trade credit* prevista nessa teoria seria a fidelização de clientes considerados estratégicos ou o socorro financeiro de importantes clientes que possam estar passando por dificuldades financeiras e cujas demandas, se cessadas, podem colocar em risco a própria sobrevivência do fornecedor (Wilner, 2000). De fato, Cheng & Pike (2003) realizaram um survey com gestores financeiros do Reino Unido, que em maioria afirmam que o fornecimento de *trade credit* sinaliza a intenção de estabelecer uma relação comercial duradoura com o cliente.

Ademais, existem hipóteses de condicionantes de oferta de *trade credit* que passam pela literatura dos custos de transação. Assim, Ferris (1981) argumenta que empresas podem minimizar custos de gerenciamento de faturas a receber se fornecerem *trade credit* de modo a concentrar todo faturamento em datas específicas, desvinculando desse modo também seu cronograma financeiro do cronograma operacional.

Ainda na teoria dos custos de transação, o *trade credit* pode ser usado para otimizar a gestão de estoque das empresas. Segundo Petersen & Rajan (1997), empresas com demandas muito sazonais devem acumular muito estoque para manter um nível de operação estável ao longo do ciclo. Isto requer altos investimentos e custos de armazenagem além dos custos de financiamento do carregamento do estoque. As firmas, então, buscariam oferecer *trade credit* de forma seletiva entre seus clientes com o intuito de administrar o fluxo de pedidos e consequentemente seu nível de estoque (Emery, 1987). As empresas transfeririam os custos de armazenagem para seus clientes. Além disso, ao trocar estoques por contas a receber, a empresa fornecedora de *trade credit* ganha a opção de descontar os recebíveis junto a instituições financeiras ou *factorings*.

(ii) *Trade credit* como complemento do financiamento bancário

Esta hipótese é a que mais guarda relação com a teoria de assimetria informacional apresentada no início desta seção. Neste caso, os trabalhos aqui agrupados sustentam a hipótese de complementaridade pelo fato de haver vantagens ao ofertante de *trade credit* sobre o ofertante tradicional de financiamento. Entre estas vantagens estariam a maior facilidade de monitorar o tomador e sua situação creditícia utilizando informações do fluxo de pedidos e ciclo operacional do cliente (Petersen & Rajan, 1994), facilidade e vantagens na recuperação de dívidas pela simples devolução de mercadorias vendidas (Biais e Golier, 1997) e menores riscos de desvio dos recursos tomados em crédito (Bukart & Ellingsen, 2004).

(iii) *Trade credit* como substituto do financiamento bancário

A oferta de *trade credit*, objetivo do presente estudo é certamente influenciada por sua demanda. Numa das hipóteses relacionadas à demanda por *trade credit*, a que pressupõe que ele seria usado como substituto do financiamento bancário, somente usariam *trade credit* aquelas empresas em dificuldades financeiras, sem acesso a financiamentos bancários ou com capacidade de endividamento junto ao sistema financeiro esgotada. Esta hipótese originalmente levantada por Meltzer (1960) ao estudar as restrições financeiras de empresas norte-americanas da década de cinquenta, foi posteriormente explorada, entre outros, por Jaffe (1971) e Gertler & Gilchrist (1993).

Fisman & Love (2003) mostram que empresas de setores com maior dependência de *trade credit* crescem mais do que empresas de outros setores em países com um sistema financeiro menos desenvolvido. Adicionalmente, mostram que o crescimento se dá no tamanho das empresas, e não no número de empresas do setor na economia, o que é consistente com a ideia de *trade credit* como mitigador de problemas de assimetria informacional (isto é, novas empresas, sem histórico reputacional não conseguem aproveitar a existência de *trade credit* no setor).

Cuñat (2007) argumenta que a oferta de *trade credit* pode ser vantajosa para fornecedor e cliente, quando o último tem dificuldade de obter crédito bancário, desde que o fornecedor tenha poder de interromper imediatamente o fornecimento e condição de recuperar rapidamente os itens vendidos quando identificar que o problema do cliente é de solvência, e não de liquidez. Assim, fornecedores seriam mais capazes que bancos para distinguir insolvência de iliquidez dos clientes, possibilitando que, em equilíbrio, o *trade credit* seja mais vantajoso para o tomador. Para o fornecedor, a fidelização do cliente e o eventual *spread* de crédito justificariam a concessão de *trade credit*. As implicações de seu modelo são sustentadas por evidência empírica utilizando uma amostra de empresas do Reino Unido. O argumento de Cuñat (2007), é corroborado pelo modelo de Fabbri & Menichini (2010), que mostra que fornecedores de bens são mais propensos a ofertar *trade*



credit do que os fornecedores de serviços, pois bens podem ser recuperados prontamente em caso de inadimplemento.

2.2 Implicações

A discussão teórica apresentada permite-nos formular diversas hipóteses acerca dos determinantes da oferta de *trade credit* pelas empresas abertas não-finaceiras nacionais. Abaixo, explicitamos essas hipóteses, apresentando uma revisão do que já foi testado e corroborado ou não pelos estudos empíricos que trataram sobre o tema.

Hipótese de substituição

Pelo lado da demanda de *trade credit*, a hipótese de substituição estabelece que, em períodos de restrição monetária, as empresas demandariam mais *trade credit* de seus fornecedores. Sob a ótica da oferta, portanto, durante os períodos de restrição ao crédito, o *trade credit* oferecido por empresas maiores, que são relativamente menos afetadas pela diminuição do crédito na economia, atuaria como um colchão de liquidez para as empresas tomadoras, suavizando, assim, os efeitos da restrição de crédito bancário. Isto é válido não só para períodos de apertos monetários sistêmicos, mas também para situações pontuais de empresas ou setores que estejam passando por dificuldades financeiras.

Espera-se, então, uma relação positiva entre a disponibilidade e geração de caixa (interna ou por meio de endividamento) da empresa e o nível de *trade credit* oferecido por ela. Estas características são geralmente capturadas na literatura pelas variáveis tamanho, liquidez (posição de caixa no período anterior), nível de endividamento da empresa e a própria obtenção de *trade credit* de seus fornecedores (contas a pagar). Para as quatro variáveis, portanto, espera-se uma relação positiva com a oferta de *trade credit*. No caso do endividamento, esta relação tende a ser não-linear, pois um alto nível de endividamento pode estar associado a um estresse financeiro da firma e, consequentemente, uma menor capacidade de oferta deste tipo de financiamento.

Como explanado acima, nos períodos de restrição ao crédito, espera-se um aumento da oferta de *trade credit*. Portanto, por hipótese, haveria uma relação positiva da oferta com os anos da amostra que podem ser identificados como um período de escassez de fontes tradicionais de crédito. Neste estudo, consideramos o ano de 2008 como um desses períodos.

Petersen & Rajan (1997), ao regredirem o montante de contas a receber de empresas americanas, encontraram uma relação positiva e significante entre *trade credit* e cada uma das seguintes variáveis: tamanho da empresa e idade da empresa. Ambas são usadas como proxies da financiabilidade das empresas. No que tange ao montante de dívida, os autores usam a variável de limite de crédito disponível às empresas e também encontram uma relação positiva e significante. Os resultados, portanto, corroboram a teoria de *trade credit* como substituto ao financiamento bancário.

Choi & Kim (2005) mostram que tanto contas a receber como contas a pagar respondem positivamente a apertos monetários nos EUA, o que indica que o *trade credit* é um importante substituto ao crédito bancário. No entanto, os autores não encontram evidência de que as empresas maiores aumentam o *trade credit* líquido (isto é o fornecimento menos a tomada de *trade credit*).

No âmbito nacional, o estudo de Bandeira (2008) usando firmas listadas na BOVESPA, encontrou relação positiva e significante apenas para a variável idade da firma. Para as variáveis dívida total e tamanho as relações estimadas foram negativas e significantes, contrariando a teoria. Frente a esses resultados, Bandeira (2008) argumenta que as firmas maiores e com maior acesso ao crédito seriam mais independentes em relação a seus clientes, não necessitando, portanto, conceder a eles *trade credit* como forma de fidelizá-los e de garantir um fluxo futuro de encomendas. O resultado de Bandeira (2008) para a oferta de *trade credit*, conforme veremos mais adiante, pode estar relacionado à amostra de empresas adotada no estudo, que englobava empresas cuja natureza do negócio implica pouca possibilidade de oferta de *trade credit* (empresas de utilidades públicas e comércio varejista, entre outras).

Hipótese da complementaridade

O pressuposto do acesso às formas tradicionais de crédito também é uma hipótese ao se testar a teoria de complementaridade do *trade credit*. Porém, podem existir casos, segundo Bukart & Ellingsen (2004), nos quais uma empresa com restrições na obtenção de crédito e com projetos poucos lucrativos, tenha incentivos a oferecer *trade credit* para, desta forma, obter recebíveis que podem ser apresentados como garantia em pleitos para os financiamentos desses projetos. O excesso de caixa é facilmente identificável pelo investidor externo à empresa, ao passo que a existência de *trade credit* pode ser justificada pelo gestor como inerente ao negócio. Assim, em linha com a ideia de relutância em desinvestir e “construção de império” Harris & Raviv (1996) por parte do gestor, este tenderia a oferecer *trade credit* a seus clientes, e não receber as vendas à vista, uma vez que o excesso de caixa seria utilizado para o pagamento de dívidas, com consequente redução do tamanho do ativo. Assim, a oferta de um real adicional de *trade credit*, neste caso, não forçaria a empresa a reduzir seu investimento em um real. Além disso, a oferta de *trade credit* serviria como sinalização de capacidade financeira da firma. Neste caso, Bukart & Ellingsen (2004) sugerem que a oferta de *trade credit* teria uma relação positiva com a dívida e uma relação negativa com a lucratividade da firma.

Empiricamente, Petersen & Rajan (1997) constataram esta relação negativa entre a lucratividade da firma e a oferta de *trade credit*. Desconhecendo a interpretação posteriormente formulada por Bukart & Ellingsen (2004), eles atribuíram o resultado a uma possível tentativa da administração das firmas pouco lucrativas em manter o número de vendas alto ou uma tentativa de sinalizar capacidade financeira.



No Brasil, Bandeira (2008) testa a relação da margem de lucro bruto com a oferta de crédito e também encontra uma relação negativa e significante entre as variáveis. No entanto, a autora não chega a testar a margem de lucro líquido e tampouco a lucratividade simultaneamente com a dívida das empresas, de modo a testar de forma mais direta a hipótese de Bukart & Ellingsen (2004).

Hipótese do uso estratégico

A hipótese do uso estratégico do *trade credit*, especificamente no que tange à discriminação de preços, passa pelo poder de mercado das empresas. Ou seja, espera-se que quanto maior o poder de mercado de uma empresa, maior o seu incentivo para efetuar discriminação de preços entre seus clientes e maior, portanto, a oferta de *trade credit* esperada desta empresa, assumindo que ela usará este instrumento para pôr em prática esta discriminação de preços.

Nos estudos empíricos, encontramos diferentes variáveis que geralmente são usadas como proxy para poder de mercado. Uma delas é o tamanho da empresa, como no estudo de Nilsen (2002) no qual ele assume que empresas com valores extremos de total de ativos poderiam ser consideradas detentoras de poder monopolístico. Outra variável, mais direta, adotada por Petersen & Rajan (1997) e Bandeira (2008), é a margem bruta da empresa. A justificativa é que num mercado competitivo, as margens das empresas são pressionadas para baixo ao passo que, se uma firma possui margens altas, há indícios de falta de concorrência em seu mercado relevante. Uma empresa com altas margens possui incentivos para aumentar suas vendas. Porém é plausível que este aumento de vendas na margem só possa ser realizado via diminuição de preços para atrair novos clientes. Para evitar que a queda de preço comprometa a rentabilidade de sua atual carteira de clientes, a empresa procura discriminá-los entre os clientes. A margem bruta deveria, portanto, estar positivamente relacionada à oferta de *trade credit*.

Na literatura internacional, Petersen & Rajan (1997) corroboram esta hipótese de relação positiva e significante entre a margem bruta da empresa e sua oferta de *trade credit*. Os autores destacam, no entanto, que esta relação é não-linear e decrescente na margem. Para empresas brasileiras listadas em bolsa, Bandeira (2008) não encontrou uma relação positiva entre estas variáveis, e a relação negativa estimada foi estatisticamente significante. Este resultado pode estar associado à hipótese de complementaridade apresentada anteriormente ou novamente é uma decorrência da amostra selecionada. Esta pode conter empresas com altas margens brutas, mas que tipicamente não necessitam oferecer *trade credit* como um instrumento estratégico, como é o caso das empresas de utilities.

Schwartz (1974) afirma que um crescimento repentino da empresa teria custos de transação associados à administração de capital de giro da empresa. Entre outras considerações, o crescimento prejudicaria sua capacidade de gerir uma carteira de recebíveis e, consequentemente, de oferecer *trade credit*. Para testar essa hipótese dos custos de transação como fator motivacional da oferta de *trade credit*, será utilizado o crescimento das vendas como variável a ser testada, em linha com a maior parte dos estudos consultados.

Quanto à oferta de *trade credit* para gestão de estoques, como o objetivo é diminuir os custos de estocagem com a diminuição do nível dos estoques, espera-se que haja uma relação positiva entre a oferta de *trade credit* e os estoques do período anterior. Na literatura consultada, não encontramos este teste direto para esta hipótese.

Na tabela 1, apresentamos resumidamente as hipóteses a serem testadas associadas às teorias de *trade credit* discutidas anteriormente.

Tabela 1
Hipóteses de teorias de *trade credit*

Teoria	Variável	Sinal esperado	Referência
Substituição	Dívida	+	Meltzer (1960), Nilsen (2002)
	Tamanho	+	
	Caixa ($t - 1$)	+	
Complementaridade	Dívida	+	Bukart & Ellingsen (2004)
	Dívida x Margem de Lucro	-	
Uso Estratégico	Margem Bruta	+	Meltzer (1960), Wilner (2000), Schwartz (1974), Emery (1987)
	Empresa Grande	+	
	Crescimento de Vendas	-	
	Estoques ($t - 1$)	+	

3. Dados e Metodologia

3.1 Dados

A amostra estudada foi delimitada para empresas listadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA). Foram coletadas informações dos anos de 2005 a 2008, fornecidas pela Bloomberg.

Grupo ICB	Considerado no estudo?
Bens ao consumidor	Sim
Bens primários	Sim
Indústria geral	Sim
Petróleo e gás	Sim
Saúde	Sim
Serviços ao consumidor	Não
Serviços financeiros	Não
Tecnologia	Sim
Telecomunicações	Não
Utilities	Não



Como o objeto do estudo é a oferta de *trade credit* pelas empresas brasileiras, utilizou-se uma amostra menos ampla que a usual, em que apenas são expurgadas as empresas financeiras. Para uma melhor abordagem do tema delimitado, julgamos adequado retirar da amostra empresas ou setores cuja natureza dos negócios faz com que não ofertem *trade credit* de forma deliberada e planejada. Neste grupo incluem-se empresas cujos clientes já são os consumidores finais dos bens que elas comercializam, como é o caso das empresas de varejo e algumas de serviço. Embora elas possam possuir valores expressivos na rubrica “contas a receber” em seus balanços patrimoniais, a informação não é uma boa proxy para *trade credit*, pois suas contas a receber refletem majoritariamente crédito ao consumidor e não o crédito comercial, que é o foco deste estudo.

Outros setores que tipicamente não ofertam *trade credit* a seus clientes são o de *utilities* e demais empresas reguladas. Neles as receitas das empresas são regidas por contratos de longo prazo não havendo muita margem para negociações de termos de pagamento e entrega entre a empresa e seus clientes.

Julgamos, portanto, que para investigar os determinantes da oferta de *trade credit*, seria imprudente incluir na amostra empresas que, de notório saber, não ofertam este tipo de crédito a seus clientes. Utilizando, então, a classificação setorial Industry Classification Benchmark (ICB) da Dow Jones e FTSE, as empresas listadas na BOVESPA, no período analisado, pertenciam a dez diferentes grupos, dos quais seis foram mantidos na amostra, conforme mostra o quadro 1. Além destes setores, algumas empresas que passaram por este filtro ainda foram posteriormente retiradas da amostra pelo mesmo motivo exposto acima. É o caso das empresas de concessão rodoviária e incorporadoras, que estavam classificadas em Indústria Geral, e empresas de planos de saúde, que estavam no grupo Saúde.²

Fora este filtro de caráter mais qualitativo, empresas com informações incompletas para o período analisado também foram retiradas da amostra estudada. Ao final, a amostra é composta por 157 empresas, com informações para os quatro anos analisados, configurando-se um painel com 628 observações.

As empresas selecionadas ainda foram agrupadas em três diferentes grupos para a análise:

- (i) Bens Primários e Indústria de Base Composto pelos grupos ICB: Bens Primários e Petróleo & Gás.
- (ii) Bens e Serviços Intermediários Composto pelos grupos ICB: Indústria Geral, Tecnologia e Saúde.
- (iii) Bens Finais Composto pelo grupo ICB: Bens ao Consumidor.

A tabela 2 mostra a distribuição das empresas pelos grupos ora apresentados.

²As empresas do grupo Saúde que foram inseridas na amostra do estudo referem-se a laboratórios farmacêuticos e fabricantes de utensílios e equipamentos médico-hospitalares.

Tabela 2

Quantidade de empresas da amostra em cada segmento econômico selecionado

	Número de firmas	%
Bens primários	39	24.8
Bens intermediários	49	31.2
Bens finais	69	43.9
Total	157	100.0

Fonte: Bloomberg. Elaborado pelo autor.

A análise das estatísticas descritivas da amostra, mostrada na tabela 3, evidencia uma alta variância e assimetria dos dados. Durante o período analisado, a média dos ativos totais das empresas da amostra foi de R\$ 4,7 bilhões de reais, mas a mediana foi de apenas R\$ 492 milhões reais. E o desvio padrão foi de quase R\$ 22 bilhões de reais.

Tanto os ativos, quanto a dívida, receita e lucro das empresas apresentaram comportamento crescente entre 2005 e 2008. Destaque para a dívida, cuja média mais que dobrou durante este período. Em 2008, a dívida total média da amostra era de R\$ 1.958 milhões de reais e sua mediana era de R\$ 122 milhões de reais.

Tabela 3

Estatística descritiva da amostra de empresas utilizada. Valores em moeda corrente

Variável	Indicador	Ano				
		2005	2006	2007	2008	Total
Ativo Total (R\$ milhões)	Média	3.330	4.223	4.842	6.318	4.678
	Mediana	437	431	522	678	492
	Desvio Padrão	15.778	19.882	21.921	28.486	21.976
Capital de Giro (R\$ milhões)	Média	422	565	440	781	552
	Mediana	52	74	92	82	74
	Desvio Padrão	1.756	2.055	1.257	3.417	2.267
Dívida Total (R\$ milhões)	Média	931	1.287	1.286	1.958	1.366
	Mediana	56	85	100	122	94
	Desvio Padrão	3.944	5.502	4.683	6.988	5.399
Receita Total (R\$ milhões)	Média	2.439	2.761	3.276	4.088	3.141
	Mediana	347	355	419	515	401
	Desvio Padrão	11.545	13.418	15.007	18.768	14.900
Margem Bruta (%)	Média	26,1	25,2	24,1	22,5	24,4
	Mediana	23,3	24,9	25,1	25,6	24,6
	Desvio Padrão	14,1	17,7	30,0	49,4	31,0
EBIT (R\$ milhões)	Média	568	613	668	852	675
	Mediana	23	23	19	36	24
	Desvio Padrão	3.393	3.691	3.788	4.583	3.881
Lucro Líquido (R\$ milhões)	Média	337	369	418	452	394
	Mediana	11	11	11	7	10
	Desvio Padrão	2.103	2.350	2.307	3.220	2.526
Margem Líquida (%)	Média	2,5	-25,0	-11,1	-210,7	-61,1
	Mediana	3,4	3,4	4,1	2,6	3,4
	Desvio Padrão	106,6	215,3	95,2	2.469,7	1.241,7
Contas a Receber/ativos (%)	Média	16,4	16,0	14,2	12,9	14,9
	Mediana	15,0	14,6	13,6	10,8	13,8
	Desvio Padrão	11,4	10,9	9,7	9,4	10,4
Contas a Pagar/ativos (%)	Média	9,0	8,4	8,0	8,4	8,4
	Mediana	6,8	6,3	5,9	5,5	6,2
	Desvio Padrão	9,5	7,8	8,3	10,2	9,0

Fonte: Bloomberg. Elaborado pelo autor.



No que tange a oferta e uso de *trade credit*, usamos como variáveis proxy as rubricas contas a receber e contas a pagar, respectivamente, ambas em relação ao ativo total das companhias. As empresas da amostra analisada, conforme esperado, ofertam mais do que demandam esta forma de financiamento. Em média, as empresas listadas possuíam quase 15% de seus ativos em contas a receber de seus clientes e 8,4% em contas a pagar a seus fornecedores. Nestes dois indicadores de *trade credit*, a mediana é próxima da média indicando uma menor assimetria amostral. O comportamento de ambos é decrescente ao longo do período analisado, o que mostra que tanto a oferta quanto o uso deste crédito não acompanharam de forma proporcional à evolução dos ativos das empresas no período. Este fenômeno pode estar ligado ao alto crescimento do crédito bancário observado no país no período, passando de 28,1% do PIB em dezembro de 2005 para 41,3% do PIB em dezembro de 2008, segundo os dados do Banco Central do Brasil, indicando uma possível substituição do *trade credit* pelo crédito bancário no país.

3.2 Abordagem metodológica

A proxy utilizada para o nível de oferta de *trade credit* é a rubrica contas a receber. Uma ressalva sobre o processo de estimativa do modelo de *trade credit* feita por Petersen & Rajan (1997) também é válida aqui. O nível das contas a receber de uma empresa não é determinado somente por ela. Esse montante reflete a propensão da companhia a conceder prazos de pagamento a seus clientes, mas também é determinado pelo desejo destes clientes de pagar suas encomendas a prazo. Ou seja, o nível das contas a receber reflete um equilíbrio entre a oferta e a demanda de *trade credit*. Portanto, quando regredimos contas a receber contra as características das firmas, não se trata de uma estimativa da curva de oferta de *trade credit*. As estimativas dos parâmetros incluem tanto efeitos da oferta quanto da demanda.³ O ideal seria incluir no modelo informações sobre os demandantes de *trade credit* – os clientes das ofertantes – e fazer uma estimativa com equações simultâneas, mas as informações dos exatos clientes das firmas da amostra são inexistentes.

Além dessa ressalva, não se pode perder de vista que o uso da rubrica contas a receber como proxy de *trade credit* ainda possui um aspecto indesejável para seu uso com empresas exportadoras. Tipicamente, as vendas de exportação possuem prazos de pagamento que independem do âmbito negocial da transação. Uma forma direta de se controlar este viés seria inserir na especificação do modelo uma variável de montante exportado ou parcela da receita oriunda de vendas externas para cada empresa. Isso, no entanto, não foi possível ser feito neste trabalho por falta de informações disponíveis sobre exportações no nível das empresas da amostra.

³Segundo Petersen & Rajan (1997): *The ideal way to distinguish between these two effects (and possibly others) is to include information about both the supplier and customer in the model. In the absence of data on the customer, we cannot interpret the coefficients as structural. We still think it is possible to learn from the results, even given this problem.*

Feitas as ressalvas, as estimativas do modelo apresentado na seção seguinte foram feitas de três modos distintos:

- i. Usando os dados organizados em pool;
 - ii. Usando um painel com efeitos fixos; e
 - iii. Com uma estimativa em dois estágios (2SLS), em painel com efeitos fixos.
- A estimativa em dois estágios mitiga eventuais problemas decorrentes da possível fraca exogeneidade das variáveis independentes, como explicaremos adiante.

Os três casos foram estimados com erros-padrão robustos dos coeficientes, calculados pelo método de White (*White-type robust standard errors*). Isto foi feito para que os erros-padrão não sejam subestimados e as estatísticas t dos coeficientes, consequentemente, não sejam superestimadas. Os resultados da terceira abordagem são apresentados na seção 4 e os demais resultados encontram-se no apêndice.

3.3 Especificação do modelo

A especificação base do modelo (Equação 1) foi feita a partir das discussões teóricas da Seção 2 e visa testar as diferentes hipóteses dos determinantes da oferta de *trade credit*.

$$\begin{aligned} CONREC_{i,t} = & c_0 + c_1 \log(TAMANHO)_{i,t} + c_2 Dívida_{i,t} \\ & + c_3 CONPAG_{i,t} + c_4 CAIXA_{i,t-1} \\ & + c_5 MARG_BRU_{i,t} + c_6 (DÍVIDA \times MARG_BRU)_{i,t} \\ & + c_7 ESTOQUES_{i,t-1} + c_8 MARG_LIQ_{i,t} \\ & + c_9 d_t + \epsilon_{i,t}(1) \end{aligned}$$

onde $CONREC_{i,t}$: Contas a receber em relação ao total de ativos da companhia i no ano t . É a variável proxy da oferta de *trade credit* das empresas;

$(TAMANHO)_{i,t}$: Total de ativos da companhia i no ano t ;

$DÍVIDA_{i,t}$: Dívida onerosa de curto prazo mais dívida onerosa de longo prazo em relação ao total de ativos da companhia i no ano t ;

$CONPAG_{i,t}$: Contas a pagar em relação ao ativo total da companhia i no ano t . É usada como variável proxy de uso de *trade credit*;

$CAIXA_{i,t-1}$: Disponibilidades (soma de caixa, bancos e aplicações de liquidez imediata) em relação ao ativo total da empresa i no ano anterior ($t - 1$);

$MARG_BRU_{i,t}$: Margem bruta calculada como receita líquida menos custos e despesas operacionais em relação a receita da empresa i no ano t ;

$ESTOQUES_{i,t-1}$: Relação de estoques e ativos totais da companhia i para o ano anterior ($t - 1$);



$MARG_LIQ_{i,t}$: Margem líquida da empresa i no ano t calculada como lucro líquido sobre a receita;

d_t : Dummies de tempo, que capturam as variáveis macroeconômicas que afetam todas as firmas de maneira homogênea (em especial, estamos interessados na crise financeira internacional de 2008); e

$\epsilon_{i,t}$ Termo de erro.

Alternativamente à especificação base da Equação 1, foi testada a não-linearidade de alguns parâmetros como $TAMANHO$, $DÍVIDA$ e $MARG_BRU$. Foi inserida uma variável de crescimento da receita ($CRES_REC$) como um teste adicional da hipótese do crescimento da firma interferir na sua habilidade de oferecer *trade credit*. Em uma das especificações também substituímos a variável $ESTOQUES$ do ano anterior por seu equivalente contemporâneo. Adicionalmente, testamos a substituição da variável tamanho por uma que só considera o tamanho das empresas do quarto quartil da amostra, ou seja, as 25% maiores empresas da distribuição em pool, que neste caso são as empresas com mais de R\$ 1,67 bilhões de ativos ($TAMANHO_GDE$) para testar a hipótese de discriminação de preços, sob a premissa que firmas muito grandes seja uma boa proxy para companhias com poder de mercado (Nilsen, 2002).

Como um teste de robustez dos resultados encontrados, estimamos as especificações supracitadas com os dados organizados em *pool*, em painel com efeitos fixos com estimadores de mínimos quadrados ordinários (OLS) e em painel com efeitos fixos em dois estágios (2SLS), todos com estimadores robustos de erro padrão (White). Os resultados encontram-se no apêndice e não apresentaram divergências significativas entre si.

Finalmente, testou-se também, como variável dependente, a diferença entre as contas a receber da firma i num dado ano e a média de seu segmento econômico no mesmo período, isto é $CONREC_{i,t} - \overline{CONREC}_{segmento,t}$.

A estimação em dois estágios se justifica pela possível endogeneidade das variáveis do passivo – a saber, dívida e contas a pagar (CONPAG) – que podem enviesar os estimadores OLS. Bougeas *et al.* (2008) argumentam que é plausível que o gestor determine simultaneamente os níveis de oferta e demanda de *trade credit*, bem como o de seu nível de endividamento, de forma que essas duas variáveis não sejam, *strictu sensu*, determinantes exógenos da oferta de *trade credit*. Elaboramos a estimação em dois estágios instrumentalizando cada uma destas variáveis, separadamente, com suas respectivas defasagens. Nesse processo, usamos três defasagens. Campello (2003) justifica essa estrutura de instrumentalização, argumentando que especificações mais complexas e com maiores defasagens produzem resultados qualitativamente similares. No caso em questão, o uso de maiores defasagens também prejudicaria o tamanho da amostra, já que parcela significativa da amostra de empresas não publicava balanços contábeis em anos anteriores a 2002.⁴

⁴Para ilustrar, o modelo OLS que depende de dados desde 2005 contou com 471 observações. Já o modelo 2SLS, com dados desde 2002, possui 400 observações.

4. Resultados

Os resultados das estimativas da especificação base do modelo nas três formas citadas acima – a saber, OLS com dados em pool, OLS com efeito fixo e 2SLS com efeito fixo – estão resumidos na Tabela 4. Em seguida são apresentados os resultados completos das variações da especificação base do método 2SLS com efeitos fixos.⁵

Os resultados da Tabela 4 contradizem o esperado pela teoria e confirmado em trabalhos empíricos do exterior (Petersen & Rajan, 1997) no que diz respeito ao tamanho da firma que seria positivamente relacionado com a oferta de *trade credit*. Nesse caso, as estimativas acompanham o resultado de Bandeira (2008) que também trabalhou com empresas listadas brasileiras e encontrou uma relação negativa entre as variáveis. No presente estudo, ao contrário de Bandeira (2008), essa relação é estatisticamente significante. Quando testamos pela não-linearidade dessa variável (coluna II da Tabela 5), verificamos que, embora negativa, a relação entre tamanho e oferta de *trade credit* é decrescente na margem, porém de forma menos significante e desprezível – pelos coeficientes estimados por OLS, a relação passaria a ser positiva para empresas com ativos totais superiores a R\$ 1,4 trilhões de reais.

Quanto às demais variáveis relacionadas à teoria da substituição, *DÍVIDA*, *CONPAG*, *CAIXA(-1)* e *MARG_LIQ*, que basicamente se referem à disponibilidade de recursos nas empresas para que estas tenham condições de oferecer crédito a seus clientes em substituição às tradicionais linhas de financiamento, os resultados foram mistos no que tange à confirmação desta hipótese.

⁵Os testes de Hausman indicam que os efeitos específicos das firmas são correlacionados com os regressores, de forma que o modelo de efeitos fixos tem estimadores consistentes e eficientes.



Tabela 4
Resumo dos resultados

Esta tabela mostra os resultados da estimação da Equação (1) usando o método OLS com dados em *pool*, com efeitos fixos e usando 2SLS com efeitos fixos. A variável dependente é Contas a Receber em proporção aos Ativos Totais de cada companhia (oferta de *trade credit*). As variáveis instrumentalizadas na estimação em dois estágios foram DIVIDA e CONPAG. Ambas foram instrumentalizadas por meio de três defasagens da própria variável.

Variável	Sinal Esperado	Pool OLS	Efeitos Fixos OLS	Efeitos Fixos 2SLS
Constante		0,17*** (0,007)	0,393*** (0,049)	0,378*** (0,037)
Log(TAMANHO)	+	-0,01*** (0,001)	-0,04*** (0,007)	-0,037*** (0,005)
DIVIDA	+	-0,005*** (0,001)	-0,011*** (0,001)	-0,007*** (0)
CONPAG	+	0,251*** (0,081)	0,183*** (0,031)	0,041 (0,045)
CAIXA(-1)	+	0,16*** (0,016)	-0,004 (0,042)	-0,026 (0,058)
MARG_BRU	+	0,076*** (0,008)	0,026*** (0,008)	0,065*** (0,016)
DIVIDA*MARG_BRU	-	0,009 (0,007)	-0,021*** (0,004)	-0,013*** (0,001)
ESTOQUES(-1)	+	0*** (0)	0*** (0)	0*** (0)
MARG_LIQ	+	-0,001*** (0)	0 (0)	-0,001 (0,001)
ANO_2008	-	-0,018*** (0,005)	-0,009** (0,004)	-0,011*** (0,004)
Número de observações		471	471	400
R ² Ajustado		0,110	0,862	0,844

Os erros-padrão robustos (White) estimados estão entre parênteses. ***, ** e * indicam se o coeficiente é significante ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Para *DÍVIDA* os resultados foram significantes, mas negativos, seguindo o encontrado por Bandeira (2008), apesar de ela ter chegado a uma relação negativa de magnitude mais pronunciada, possivelmente por causa da diferença das amostras utilizadas, conforme discutido anteriormente. Testando a não-linearidade deste parâmetro, chegamos a valores positivos, mas não-significantes. Já para a especificação usando somente as maiores empresas (coluna IV da Tabela 5), verifica-se uma forte relação positiva e significante da dívida total destas empresas com a oferta de *trade credit*. Desse modo, é possível inferir que as maiores empresas estariam usando os recursos de suas dívidas captadas para financiarem essa prática. Voltamos a esse resultado na próxima seção.

Já a variável *CONPAG* possui relação positiva e significante com as contas a receber das empresas da amostra somente nos modelos em pool e OLS com efeitos fixos. Isso indica que as empresas que usam *trade credit* também concedem *trade credit* a seus clientes. No entanto, quando instrumentalizada para controlarmos por sua endogeneidade (modelo 2SLS), o coeficiente perde sua significância es-

tatística, embora se mantenha positivo. Esse último resultado pode significar que exista alguma endogeneidade entre contas a receber e contas a pagar (por exemplo, as decisões de tomar e conceder *trade credit* podem ser tomadas de maneira simultânea), como sugerido por Bouheas *et al.* (2008).

A situação de liquidez passada da empresa, *CAIXA*(-1), relaciona-se de forma positiva e significante com a oferta de *trade credit* do período seguinte somente no modelo com dados em pool. Embora possa ser argumentado que há uma relação endógena entre a manutenção de caixa e *trade credit* (uma vez que a empresa determina simultaneamente o nível de caixa desejado e a quantidade ofertada de *trade credit*), o uso da variável com defasagem mitiga esse problema. Esse resultado indica que empresas com situação confortável de caixa concedem mais crédito a seus clientes.

Já a capacidade de geração interna de recursos das empresas, refletida na variável *MARG_LIQ*, possui uma relação significativa somente na regressão em pool, porém estreitamente negativa. Esse resultado está em linha, de certa forma, com os estimados por Petersen & Rajan (1997) embora estes autores tenham encontrado uma relação negativa de uma magnitude bem mais pronunciada do que a encontrada aqui. A explicação para esse resultado não esperado pode ser tanto uma tentativa de sinalização de boa capacidade financeira que empresas pouco lucrativas efetuam como uma “compra” de recebíveis conforme previsto por Bukart & Ellingsen (2004) e que também foi testado de outra forma na especificação utilizada no presente artigo.

Testando, portanto, as hipóteses do modelo de Bukart & Ellingsen (2004) que dizem respeito ao perfil complementar do *trade credit* em relação ao crédito bancário, o presente estudo corrobora relação positiva entre endividamento e oferta de crédito somente para as maiores empresas da amostra. Secundariamente, os autores preveem que empresas com restrições de crédito e com projetos pouco lucrativos também teriam incentivos a conceder *trade credit* como alternativa à redução do tamanho dos ativos ou ao investimento em projetos de baixo valor. Usando a margem bruta (*MARG_BRU*) de cada companhia como proxy para indicar a lucratividade de seus projetos e tendo que testar esta característica conjuntamente com sua capacidade de endividamento, multiplicamos essa variável pelo nível de endividamento (*DÍVIDA*) de cada firma. Aqui assumimos, por se tratar de uma análise *ex-post*, que quanto menor a dívida da companhia, menor sua capacidade de endividamento revelada (ou maiores suas restrições de acesso a crédito). Espera-se que a oferta do *trade credit* seja mais presente em empresas com simultaneamente maior margem bruta e menor capacidade endividamento. Portanto, confirmando esta hipótese, encontramos nas estimativas com efeito fixo uma relação negativa e significante entre as contas a receber das companhias e a multiplicação de suas respectivas margens bruta com suas dívidas. Ou seja, há indícios de que as empresas brasileiras listadas concedam prazos de pagamento a seus clientes com o intuito de evitarem reduzir o tamanho dos ativos da empresa. Em caso de vencimento das dívidas, os recebíveis podem ser utilizados como garantia para renovação dos pas-



sivos, por exemplo. Essa dinâmica também se mostrou ser expressivamente acima da média nas maiores empresas listadas em bolsa.

No que tange ao uso estratégico da oferta de *trade credit*, especificamente à hipótese de discriminação de preços, ao contrário do estimado por Bandeira (2008) com empresas brasileiras, nossos resultados corroboram a hipótese e as evidências encontradas por Petersen & Rajan (1997) com empresas pequenas norte-americanas: há uma relação positiva e estatisticamente significante entre a margem bruta (*MARG_BRU*) das empresas e suas contas a receber. É um indício, portanto, de que as empresas brasileiras listadas que possuem poder de mercado oferecem *trade credit* como forma de praticar uma discriminação de preços entre seus clientes. Testando a não-linearidade do parâmetro, no modelo 2SLS, verificou-se um perfil marginalmente decrescente desse padrão, embora não-significante, confirmado o estimado por Petersen & Rajan (1997). A hipótese do uso estratégico de *trade credit* faz mais sentido em mercados com regulação de preço. Como os mercados mais regulados do Brasil são justamente aqueles de utilidades públicas (que foram excluídos da amostra pelos motivos já apresentados), essa interpretação é mais frágil. No entanto, é possível argumentar que as empresas usem o *trade credit* para discriminá-los preventivamente de eventuais medidas regulatórias ou ações judiciais contra a discriminação de preços. Finalmente, a relação positiva observada entre a margem bruta e a oferta de *trade credit* pode também significar que esta última esteja capturando simplesmente a capacidade de geração de caixa da ofertante.⁶

Já a hipótese da oferta de *trade credit* como instrumento de gestão de estoques é testada diretamente por meio desta variável. A relação positiva entre os estoques defasados e contas a receber mostrou-se positiva e significante estatisticamente, porém de magnitude desprezível (ou seja, economicamente insignificante).

O crescimento da receita, testado em variações da especificação base, embora esperado para ter relação negativa com a oferta de *trade credit* (Schwartz, 1974), confirmou o resultado estimado por Bandeira (2008) e mostrou uma relação positiva, mas pouco significante, nos modelos de efeito fixo. Isto pode estar relacionado a um sentido de causalidade contrário ao sugerido por Schwartz (1974). Em vez de o crescimento das vendas atrapalhar a capacidade da empresa em oferecer *trade credit*, o crescimento das vendas pode, na verdade, ser uma consequência do aumento de *trade credit* ofertado.

Por fim, a variável *dummy* para o ano de 2008 confirma os efeitos da conjuntura macroeconômica sobre o *trade credit*. A queda relativa das contas a receber das empresas, naquele ano, foi estatisticamente significativa, refletindo uma baixa propensão das empresas em oferecerem *trade credit*. Outra possível explicação é a tendência decrescente da oferta de *trade credit*, que pode ser observada na tabela 4 da seção anterior. A oferta de crédito bancário aumentou consideravelmente durante o período analisado, tendo sido inclusive observado um aumento na relação

⁶Agradecemos a um dos pareceristas por esta interpretação.

crédito/PIB em 2008 relativamente aos anos anteriores,⁷ mesmo com a crise financeira do período. Assim, é possível que a crise do 2º semestre de 2008 não tenha afetado tanto quanto se imagina a disponibilidade do crédito bancário tradicional para os clientes das empresas analisadas.

Tabela 5

Especificações alternativas – modelo 2SLS com efeitos fixos

Esta tabela mostra os resultados da estimação da Equação (1) usando o método 2SLS com efeitos fixos. A variável dependente é Contas a Receber em proporção aos Ativos Totais de cada companhia (oferta de *trade credit*). As variáveis instrumentalizadas na estimação em dois estágios foram DIVIDA e CONPAG. Ambas foram instrumentalizadas por meio de três defasagens da própria variável.

Variável	Sinal Esperado	I	II	III	IV	V
Constante		0,378*** (0,037)	0,410*** (0,14)	0,400*** (0,061)	0,198 (0,221)	0,147 (0,097)
Log(TAMANHO)	+	-0,037*** (0,005)	-0,049 (0,042)	-0,04*** (0,008)		-0,027* (0,015)
Log(TAMANHO) ²		0,001 (0,003)				
Log(TAMANHO_GDE)	+			-0,028 (0,032)		
DIVIDA	+	-0,007*** (0,000)	0,007 (0,023)	-0,007*** (0,000)	0,323*** (0,078)	-0,003*** (0,000)
DIVIDA ²		0,000 (0,000)				
CONPAG	+	0,041 (0,045)	0,038* (0,022)	0,042 (0,059)	0,453*** (0,158)	0,068 (0,118)
CAIXA(-1)	+	-0,026 (0,058)	-0,024 (0,053)	-0,026 (0,06)	0,037 (0,079)	-0,047 (0,074)
MARG_BRU	+	0,065*** (0,016)	0,071 (0,043)	0,056*** (0,012)	0,377** (0,15)	0,090** (0,038)
MARG_BRU ²		-0,031 (0,098)				
DIVIDA*MARG_BRU	-	-0,013*** (0,001)	-0,017** (0,008)	-0,012*** (0,000)	-0,907*** (0,283)	-0,008*** (0,003)
ESTOQUES(-1)	+	0,000*** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)
ESTOQUES	-					
MARG_LIQ	+	-0,001 (0,001)	-0,002 (0,006)	-0,002 (0,001)	0,012 (0,013)	-0,002 (0,002)
CRESC_REC	-		0,006 (0,004)			
ANO_2008	-	-0,011*** (0,004)	-0,011*** (0,004)	-0,01** (0,004)	-0,018 (0,015)	0,007 (0,006)
Número de observações		400	400	400	114	400
R ² Ajustado		0,844	0,843	0,845	0,735	0,821

Os erros-padrão robustos (White) estimados estão entre parênteses. ***, ** e * indicam se o coeficiente é significante ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente.

Seria também possível imaginar que os determinantes do *trade credit* estariam menos ligados a características intrínsecas das empresas (sobre os quais formulamos nossas hipóteses), e mais ligados a um movimento comum das empresas da amostra.⁸ Com o intuito de testar tal hipótese, utilizamos, como variável

⁷A relação crédito/PIB no Brasil foi de 28,1% em 2005; 30,2% em 2006; 34,2% em 2007 e 41,3% em 2008, segundo dados do Banco Central do Brasil.

⁸Agradecemos a um dos pareceristas anônimos pela identificação dessa possível interpretação e sugestão de teste.



dependente a diferença entre o nível de *trade credit* oferecido pela empresa e a média do nível de *trade credit* das empresas do mesmo segmento naquele ano. A especificação V da Tabela 5 traz os resultados dessa estimativa, usando 2SLS. As inferências de que as características da firma são determinantes importantes do *trade credit* são todas mantidas. Obviamente os valores dos coeficientes obtidos são distintos daqueles obtidos nas regressões anteriores, em que a variável dependente era *contas a receber / ativo*, uma vez que a estimativa V traz o efeito de cada uma das características da empresa sobre a diferença entre a oferta de *trade credit* da empresa e a média do segmento, mas os sinais e a significância estatística das variáveis são mantidas. Finalmente, nota-se que a *dummy* do ano de 2008 perde significância, como se poderia esperar, já que o efeito de queda do nível geral de oferta de *trade credit* está capturado nas médias dos segmentos.

A Tabela 6 apresenta os resultados da especificação base estimada por 2SLS para cada segmento econômico da amostra de empresas. O objetivo é testar diferentes padrões de oferta de *trade credit* através das atividades de diferente natureza. Separamos, portanto, a amostra entre produtoras de bens primários ou básicos, produtoras (ou prestadores de serviços) de bens intermediários e fabricantes de produtos para o consumo final (bens finais).

Tabela 6
Resultados por segmento econômico do modelo 2SLS com efeitos fixos

Esta tabela mostra os resultados da estimativa da Equação (1), por segmento econômico, usando o método 2SLS com efeitos fixos. A variável dependente é Contas a Receber em proporção aos Ativos Totais de cada companhia (oferta de *trade credit*). As variáveis instrumentalizadas na estimativa em dois estágios foram DIVIDA e CONPAG. Ambas foram instrumentalizadas por meio de três defasagens da própria variável.

Variável	Sinal Esperado	Total	Primários	Intermediários	Finais
Constante		0,378*** (0,037)	0,466*** (0,171)	0,555*** (0,145)	0,223** (0,1)
Log(TAMANHO)	+	-0,037*** (0,005)	-0,053** (0,022)	-0,076*** (0,027)	-0,007 (0,022)
DIVIDA	+	-0,007*** (0)	0,071 (0,061)	0,138*** (0,05)	-0,007*** (0)
CONPAG	+	0,041 (0,045)	-0,024 (0,061)	0,244 (0,205)	-0,366 (0,368)
CAIXA(-1)	+	-0,026 (0,058)	0,088*** (0,032)	-0,071 (0,127)	0,005 (0,037)
MARG_BRU	+	0,065*** (0,016)	0,241*** (0,035)	0,125*** (0,041)	0,033*** (0,006)
DIVIDA*MARG_BRU	-	-0,013*** (0,001)	-0,045 (0,244)	-0,289** (0,139)	-0,012*** (0,001)
ESTOQUES(-1)	+	0*** (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
MARG_LIQ	+	-0,001 (0,001)	-0,023 (0,025)	-0,001 (0,002)	-0,005*** (0,001)
ANO_2008	-	-0,011*** (0,004)	-0,028** (0,014)	0,008 (0,013)	-0,016*** (0,005)
Número de observações		400	105	120	175
R ² Ajustado		0,844	0,724	0,868	0,846

Os erros-padrão robustos (White) estimados estão entre parênteses. ***, ** e * indicam se o coeficiente é significante ao nível de 1%, 5% e 10% respectivamente.

De maneira geral, os resultados se mantêm em relação àqueles estimados para o total da amostra. Destaca-se a equação de bens primários, na qual o coeficiente

de DIVIDA é positivo (mas não significante), e o coeficiente negativo maior que a média para a dummy temporal, o que indica que o setor foi mais seletivo na extensão de prazos de pagamento a seus clientes durante o aperto de liquidez de 2008.⁹

A equação de bens intermediários destaca-se também por apresentar uma relação positiva entre *DIVIDA* e *trade credit*. Também, em termos de magnitude, estimamos uma maior relação entre o uso e a oferta de *trade credit* nas empresas deste setor. Isso é algo esperado pois o setor está numa posição intermediária na cadeia produtiva, o segmento de bens intermediários tem condições de obter e fornecer mais *trade credit*, de forma simultânea, em relação aos segmentos que se posicionam nos extremos da cadeia produtiva.

Para o segmento de bens finais, os resultados estão mais em linha com aqueles obtidos quando consideramos toda a amostra. Entretanto, nenhuma das variáveis que refletem a geração e captação de recursos para a empresa mostrou-se relevante ou significante estatisticamente na explicação da oferta de *trade credit*. Isto evidencia que essas empresas devem fazer uso estratégico de sua política de *trade credit*, uma vez que seus níveis de contas a receber não são desprezíveis e os coeficientes de *MARG_BRU* e *DIVIDA * MARG_BRU* no modelo são significativos com o sinal, conforme esperado por esta hipótese.

5. Conclusões

Neste estudo, procuramos identificar os determinantes da oferta de *trade credit* pelas empresas brasileiras listadas em bolsa. Partindo de uma amostra de 157 empresas de seis diferentes segmentos não-financeiros da economia, foram coletadas informações anuais para o período entre 2005 e 2008. Isso permitiu a estimação de modelos com os dados organizados em painel e com utilização de efeitos fixos para se controlar por características não-observáveis das empresas. Para tanto, utilizamos estimadores de mínimos quadrados ordinários (OLS) e em dois estágios (2SLS).

As especificações usadas se basearam nos trabalhos empíricos de Petersen & Rajan (1997), Bandeira (2008) e nos trabalhos teóricos de autores como Nilsen (2002), Bukart & Ellingsen (2004), Wilner (2000). Os resultados são compatíveis sobretudo com a hipótese do uso estratégico que as empresas brasileiras podem fazer do processo de concessão de prazos de pagamento para seus clientes. Achamos evidências de que as empresas brasileiras com poder de mercado podem estar ofertando *trade credit* como um artifício de discriminação de seus preços entre clientes. Os resultados também mostraram indícios de que empresas com restrições de crédito e menor margem bruta (que pode refletir projetos menos rentáveis) ofertam mais *trade credit*. Estas empresas possivelmente buscam obter recebíveis para serem usados como garantia (ou para serem securitizados) no processo de financiamento de suas atividades, evitando assim ter de reduzir o tamanho

⁹Por haver muitas empresas exportadoras neste setor, a dummy pode estar refletindo tão somente o efeito negativo, tanto em preço como em quantidade, da crise de 2008 nas exportações destas empresas.



de seu ativo. Eventualmente, também buscam de certa forma uma sinalização de solidez financeira para o mercado.

Estes resultados estão em linha com os achados por Petersen & Rajan (1997) e com as previsões teóricas de Bukart & Ellingsen (2004). No que tange a este uso estratégico do *trade credit*, Bandeira (2008) obteve resultados diferentes utilizando uma amostra de empresas brasileiras, porém de composição diferente da adotada neste estudo.

Outro resultado relevante dos testes foi a constatação de uma redução da oferta de *trade credit*, no nível das empresas, ao longo do período analisado, inclusive no último ano da amostra (2008). O segundo semestre daquele ano foi caracterizado por uma crise financeira em escala mundial que acarretou um agudo aperto de liquidez na economia. Frente a tal cenário, era esperado que as empresas demandassem mais *trade credit* em substituição a suas tradicionais linhas de crédito de curto prazo, que teriam diminuído no período. Por outro lado, não se pode perder de vista os efeitos do lado da oferta na determinação do *trade credit*. Embora o estudo traga indícios de que a disponibilidade de recursos de curto prazo das empresas ofertantes é fator pouco significante, a crise da segunda metade de 2008 foi marcada por grande aversão ao risco dos agentes econômicos, o que pode ter contribuído para a baixa oferta de *trade credit* detectada no período pelo estudo. Outra explicação possível para esse resultado está na variável usada como proxy para a oferta de *trade credit*, a rubrica contas a receber. Como não foi possível controlar o efeito das vendas externas das empresas sobre esta rubrica, por indisponibilidade de dados, parte desta queda nas contas a receber pode estar associada à própria queda das exportações das firmas no período analisado. Essa foi uma das limitações do estudo.

Como sugestão para futuros estudos tem-se a investigação de eventuais diferenças regionais na oferta de *trade credit*. Regiões com aquecimento econômico repentino podem aumentar a demanda por crédito de curto prazo, e diferenças regionais no atendimento do sistema bancário podem levar as empresas fornecedoras a suprirem esta demanda por capital de giro via *trade credit* para estas empresas locais.

Outro modo de testar a prática de discriminação de preços por meio de *trade credit* seria usar uma variável alternativa para mensurar o poder de mercado das empresas. Uma sugestão, não aplicada no estudo por insuficiência de dados, é o *market share* de cada empresa. Os indícios deste tipo de prática apontados pelo estudo já permitem que estes testes sejam considerados pelos agentes reguladores em análises de processos de abuso de poder de mercado.

Referências

- Alphonse, Pascal, Ducret, Jacqueline, & Séverin, Eric. 2006. *When Trade Credit Facilitates Access to Bank Finance: Evidence from US Small Business Data*. Working Paper.

- Bandeira, Márcia L. 2008. *Empirical Evidence of Trade Credit Uses of Brazilian Publicly-Listed Companies*. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.
- Biais, Bruno, & Gollier, Cristian. 1997. Trade Credit and Credit Rationing. *The Review of Financial Studies*, **10**, 903–937.
- Bouheas, Spiros, Mateut, Simona, & Mizen, Paul. 2008. Corporate Trade Credit and Inventories: New Evidence of a Trade-Off from Accounts Payable and Receivable. *Corporate trade credit and inventories: New evidence of a trade-off from accounts payable and receivable*, **33**, 300–307.
- Bukart, Mike, & Ellingsen, Tore. 2004. In-Kind Finance: A Theory of Trade Credit. *The American Economic Review*, **94**, 569–590.
- Campello, Murillo. 2003. Capital Structure and Product Markets Interactions: Evidence from Business Cycles. *Journal of Financial Economics*, **68**, 353–378.
- Cheng, Nam Sang, & Pike, Richard. 2003. The Trade Credit Decision: Evidence of UK Firms. *Managerial and decision Economics*, **24**, 419–438.
- Choi, Woon Gyu, & Kim, Yungsan. 2005. Trade Credit and the Effect of Macro-Financial Shocks: Evidence from U.S. Panel Data. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **40**, 897–925.
- Cuñat, Vicente. 2007. Trade Credit: Suppliers as Debt Collectors and Insurance Providers. *The Review of Financial Studies*, **20**, 491–527.
- Diamond, Douglas W. 1984. Financial Intermediation and Delegated Monitoring. *The Review of Economic Studies*, **51**, 393–414.
- Diamond, Douglas W. 1985. Optimal Release of Information by Firms. *The Journal of Finance*, **40**, 1071–1094.
- Emery, Gary W. 1987. An Optimal Financial Response to Variable Demand. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **22**, 209–225.
- Fabbri, Daniela, & Menichini, Anna Maria. 2010. Trade Credit, Collateral Liquidation, and Borrowing Constraints. *Journal of Financial Economics*, **96**, 413–432.
- Ferris, Stephen J. 1981. A Transactions Theory of Trade Credit Use. *The Quarterly Journal of Economics*, **96**, 243–270.
- Fisman, Raymond, & Love, Inessa. 2003. Trade Credit, Financial Intermediary Development, and Industry Growth. *The Journal of Finance*, **58**, 353–374.



- Gertler, Mark, & Gilchrist, Simon. 1993. The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, **95**, 43–64.
- Harris, Milton, & Raviv, Arthur. 1996. The Capital Budgeting Process: Incentives and Information. *The Journal of Finance*, **51**, 1139–1174.
- Jaffe, Dwight. 1971. *Credit Rationing and the Commercial Loan Market*. John Wiley and Sons.
- Meltzer, Allan H. 1960. Mercantile Credit, Monetary Policy, and Size of Firms. *The Review of Economics and Statistics*, **42**, 429–437.
- Mian, Shehzad L., & Smith, Clifford W., Jr. 1992. Accounts Receivable Management Policy: Theory and Evidence. *The Journal of Finance*, **47**, 169–200.
- Nilsen, Jeffrey H. 2002. Trade Credit and the Bank Lending Channel. *Journal of Money, credit and Banking*, **34**, 226–253.
- Petersen, Mitchell, & Rajan, Raghuram. 1994. The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data. *The Journal of Finance*, **49**, 3–37.
- Petersen, Mitchell, & Rajan, Raghuram. 1995. The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships. *The Quarterly Journal of Economics*, **110**, 407–443.
- Petersen, Mitchell A., & Rajan, Raghuram G. 1997. Trade Credit: Theories and Evidence. *The Review of Financial Studies*, **10**, 661–691.
- Schwartz, Robert A. 1974. An Economic Model of Trade Credit. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **9**, 643–657.
- Stiglitz, Joseph E., & Weiss, Andrew. 1981. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *The American Economic Review*, **71**, 393–410.
- Wilner, Benjamin S. 2000. The Exploitation of Relationships in Financial Distress: The Case of Trade Credit. *The Journal of Finance*, **55**, 153–178.

Apêndice

Teste de Robustez

Estimação com Dados em Pool

Tabela A.1Determinantes da contas a receber – dados em *pool*

Esta tabela mostra os resultados da estimação da Equação (1) usando o método OLS com dados em *pool*. A variável dependente é Contas a Receber em proporção aos Ativos Totais de cada companhia (oferta de *trade credit*).

Variável	Sinal Esperado	Total	Primários	Intermediários	Finais
Constante		0,17*** (0,007)	-0,099*** (0,001)	0,17*** (0,007)	0,168*** (0,007)
Log(TAMANHO)	+	-0,01*** (0,001)	0,077*** (0,002)	-0,01*** (0,001)	-0,009*** (0,001)
Log(TAMANHO) ²			-0,007*** (0)		
Log(TAMANHO_GDE)	+				-0,033*** (0,011)
DIVIDA	+	-0,005*** (0,001)	-0,004 (0,004)	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
DIVIDA ²			0 (0)		
CONPAG	+	0,251*** (0,081)	0,263*** (0,079)	0,249*** (0,082)	0,251*** (0,081)
CAIXA(-1)	+	0,16*** (0,016)	0,188*** (0,017)	0,161*** (0,016)	0,16*** (0,016)
MARG_BRU	+	0,076*** (0,008)	0,112*** (0,012)	0,076*** (0,008)	0,076*** (0,008)
MARG_BRU ²			0,031*** (0,003)		
DIVIDA*MARG_BRU	-	0,009 (0,007)	0,013 (0,008)	0,009 (0,007)	0,009 (0,007)
ESTOQUES(-1)	+	0*** (0)	0*** (0)	0*** (0)	0*** (0)
ESTOQUES	-			0*** (0)	
MARG_LIQ	+	-0,001*** (0)	0,001*** (0)	-0,001*** (0)	-0,001*** (0)
CRESC_REC	-			-0,004 (0,004)	
ANO_2008	-	-0,018*** (0,005)	-0,018*** (0,006)	-0,018*** (0,006)	-0,018*** (0,006)
Número de observações		471	471	471	471
R ² Ajustado		0,110	0,165	0,108	0,110
					0,263

Os erros-padrão robustos (White) estimados estão entre parênteses. ***, ** e * indicam se o coeficiente é significante ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.



Tabela A.2Resultados por segmento econômico do modelo com dados em *pool*

Esta tabela mostra os resultados da estimação da Equação (1) usando o método OLS com dados em *pool*. A variável dependente é Contas a Receber em proporção aos Ativos Totais de cada companhia (oferta de *trade credit*).

Variável	Sinal Esperado	Total	Primários	Intermediários	Finais
Constante		0,17*** (0,007)	0,267*** (0,028)	0,165*** (0,044)	0,105*** (0,032)
Log(TAMANHO)	+	-0,01*** (0,001)	-0,019*** (0,003)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,004)
DIVIDA	+	-0,005*** (0,001)	0,018 (0,061)	-0,021 (0,055)	-0,004*** (0,001)
CONPAG	+	0,251*** (0,081)	0,239*** (0,057)	0,14** (0,068)	0,368*** (0,035)
CAIXA(-1)	+	0,16*** (0,016)	-0,077* (0,039)	0,129 (0,084)	0,443*** (0,032)
MARG_BRU	+	0,076*** (0,008)	-0,104*** (0,035)	0,007 (0,063)	0,101*** (0,028)
DIVIDA*MARG_BRU	-	0,009 (0,007)	-0,014 (0,257)	-0,325** (0,155)	0,009 (0,008)
ESTOQUES(-1)	+	0*** (0)	0*** (0)	0*** (0)	0*** (0)
MARG_LIQ	+	-0,001*** (0)	0,073*** (0,023)	0,012*** (0,001)	-0,002*** (0,001)
ANO_2008	-	-0,018*** (0,005)	-0,02** (0,009)	-0,01 (0,014)	-0,015*** (0,002)
Número de observações		471	117	147	207
R ² Ajustado		0,110	0,382	0,033	0,188

Os erros-padrão robustos (White) estimados estão entre parênteses. ***, ** e * indicam se o coeficiente é significante ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Painel com Efeito Fixo

Tabela A.3

Determinantes da contas a receber – modelo OLS com efeitos fixos

Esta tabela mostra os resultados da estimação da Equação (1) usando o método OLS com dados em pool. A variável dependente é Contas a Receber em proporção aos Ativos Totais de cada companhia (oferta de *trade credit*).

Variável	Sinal Esperado	Total	Primários	Intermediários	Finais	
Constante		0,393*** (0,049)	0,493*** (0,02)	0,411*** (0,06)	0,385*** (0,05)	0,231** (0,105)
Log(TAMANHO)	+	-0,04*** (0,007)	-0,076*** (0,008)	-0,042*** (0,009)	-0,038*** (0,007)	
Log(TAMANHO) ²			0,003** (0,001)			
Log(TAMANHO_GDE)	+				-0,019 (0,013)	
DIVIDA	+	-0,011*** (0,001)	0,003 (0,01)	-0,011*** (0,001)	-0,011*** (0,001)	0,126*** (0,007)
DIVIDA ²			0 (0)			
CONPAG	+	0,183*** (0,031)	0,178*** (0,035)	0,177*** (0,027)	0,185*** (0,033)	0,207 (0,131)
CAIXA(-1)	+	-0,004 (0,042)	0,005 (0,047)	-0,003 (0,044)	-0,006 (0,042)	0,034 (0,054)
MARG_BRU	+	0,026*** (0,008)	0,063*** (0,006)	0,021** (0,009)	0,027*** (0,008)	0,113 (0,104)
MARG_BRU ²			0,016*** (0,002)			
DIVIDA*MARG_BRU	-	-0,021*** (0,004)	-0,027*** (0,001)	-0,02*** (0,004)	-0,021*** (0,004)	-0,384*** (0,117)
ESTOQUES(-1)	+	0*** (0)	0*** (0)	0*** (0)	0*** (0)	0** (0)
ESTOQUES	-				0 (0)	
MARG_LIQ	+	0 (0)	0,001*** (0)	0 (0)	0 (0)	0,008 (0,011)
CRESC_REC	-			0,006* (0,003)		
ANO_2008	-	-0,009** (0,004)	-0,01** (0,005)	-0,009* (0,005)	-0,009** (0,004)	-0,015 (0,013)
Número de observações		471	471	471	471	125
R ² Ajustado		0,862	0,863	0,863	0,862	0,768

Os erros-padrão robustos (White) estimados estão entre parênteses. ***, ** e * indicam se o coeficiente é significante ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.



Tabela A.4

Determinantes da contas a receber – modelo OLS com efeitos fixos

Esta tabela mostra os resultados da estimação da Equação (1) usando o método OLS com dados em *pool*. A variável dependente é Contas a Receber em proporção aos Ativos Totais de cada companhia (oferta de *trade credit*).

Variável	Sinal Esperado	Total	Primários	Intermediários	Finais
Constante		0,393*** (0,049)	0,525*** (0,121)	0,565*** (0,053)	0,343*** (0,057)
Log(TAMANHO)	+	-0,04*** (0,007)	-0,063*** (0,016)	-0,078*** (0,011)	-0,03*** (0,009)
DIVIDA	+	-0,011*** (0,001)	0,094*** (0,021)	0,061*** (0,02)	-0,011*** (0,001)
CONPAG	+	0,183*** (0,031)	0,176*** (0,037)	0,239*** (0,05)	0,094 (0,16)
CAIXA(-1)	+	-0,004 (0,042)	0,073** (0,036)	0,041 (0,074)	-0,05 (0,041)
MARG_BRU	+	0,026*** (0,008)	0,191*** (0,045)	0,079* (0,042)	0,01*** (0,001)
DIVIDA*MARG_BRU	-	-0,021*** (0,004)	-0,135 (0,131)	0,074 (0,117)	-0,022*** (0,002)
ESTOQUES(-1)	+	0*** (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
MARG_LIQ	+	0 (0)	0,011 (0,01)	-0,001 (0,003)	0 (0)
ANO_2008	-	-0,009** (0,004)	-0,021* (0,011)	0,004 (0,012)	-0,01*** (0,002)
Número de observações		471	117	147	207
R ² Ajustado		0,862	0,759	0,888	0,864

Os erros-padrão robustos (White) estimados estão entre parênteses. ***, ** e * indicam se o coeficiente é significante ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.