



BANCO CENTRAL DO BRASIL

Trabalhos para Discussão

272

**Determinantes da Estrutura de Capital das Empresas Brasileiras:
uma abordagem em regressão quantílica**

*Guilherme Resende Oliveira, Benjamin Miranda Tabak,
José Guilherme de Lara Resende e Daniel Oliveira Cajueiro*

Março, 2012

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 272	março	2012	p. 1-37
--------------------------	----------	--------	-------	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: workingpaper@bcb.gov.br

Editor: Benjamin Miranda Tabak – *E-mail*: benjamin.tabak@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Adriana Soares Sales – *E-mail*: adriana.sales@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 272.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Secre/Comun/Cogiv

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 1º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-3626

E-mail: editor@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Central de Atendimento ao Público

Banco Central do Brasil

Secre/Comun/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <http://www.bcb.gov.br>

Determinantes da Estrutura de Capital das Empresas Brasileiras: uma abordagem em regressão quantílica

Guilherme Resende Oliveira*
Benjamin Miranda Tabak†
José Guilherme de Lara Resende*
Daniel Oliveira Cajueiro*

Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Abstract

Este estudo examina os determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras entre os anos de 2000 e 2009. Baseado no modelo de regressão quantílica e comparando com modelos convencionais (mínimos quadrados e efeitos fixos), o trabalho proporciona maior compreensão da estrutura de capital ao revelar a informação disponível nos quantis. Esse ponto não foi observado em estudos brasileiros anteriores, que apenas analisaram a tendência geral dos parâmetros estimados para os determinantes. De acordo com os resultados, concluímos que existe uma influência estatisticamente significativa dos quantis sobre os coeficientes estimados, isto é, os efeitos dos determinantes variam dependendo do quantil. Essa influência é justificada teoricamente pelos custos de falência e agência correspondentes ao nível de endividamento das empresas, a cada quantil. Assim, as previsões dos efeitos das principais teorias da estrutura de capital, *pecking order* e *trade-off*, se aplicam, dependendo do determinante, tipo de dívida e quantil analisados. Não obstante os resultados das variáveis tamanho e lucratividade mostram que a *pecking order* se torna mais forte à medida que os quantis aumentam.

Palavras-chave: Estrutura de capital, regressão quantílica, pecking order, trade-off.

Classificação JEL: G32, C21

*Universidade de Brasília

†Banco Central do Brasil

1 Introdução

O presente trabalho versa sobre os determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras. Identificamos e analisamos, principalmente, por meio da regressão quantílica (RQ), a relação entre os determinantes da estrutura de capital e o nível de endividamento das firmas, contribuindo para o melhor conhecimento das políticas de emissões de ações e dívidas. Realizamos testes empíricos com a RQ, onde encontramos uma variação dos coeficientes estimados, que depende do quantil. Sobretudo, percebemos que os determinantes da estrutura de capital podem mudar de acordo com o quantil analisado.

Diversas teorias foram propostas para explicar variações nas taxas de endividamento das firmas. Algumas, como a *trade-off*, sugerem que as empresas selecionam sua estrutura de capital baseadas nos benefícios e custos das dívidas, e admitem fatores, associados às características das empresas, que podem determinar o nível de endividamento.

Ao longo dos anos, trabalhos empíricos identificaram esses determinantes sugerindo explicações fundamentadas em teorias como a *trade-off* e a *pecking order*. A divergência entre elas é marcante. Por exemplo, a *trade-off* aceita a ideia de estrutura de capital ótima (JENSEN E MECKLING, 1976) e a *pecking order* (MYERS, 1984) a rejeita. Empiricamente¹, no entanto, as empresas tendem a se comportar como se a estrutura de capital fosse um elemento que determina o seu valor, isto é, a estrutura de capital é relevante.

Assim, testamos se essas teorias são válidas para a análise da estrutura de capital e estudamos alguns trabalhos empíricos em duas dimensões. Primeiro, como instrumento de análise dos determinantes, exploramos um modelo empírico baseado em RQ, escasso nessa literatura e inédito para o caso brasileiro. Para isso, realizamos um breve exame dessa ferramenta. Segundo, consideramos os determinantes de três formas de endividamento: total, de curto e longo prazo.

A RQ oferece uma melhor descrição dos dados, pois analisa a variável de interesse, taxa de endividamento, por quantil, isto é, traça a inteira distribuição de alavancagem condicional ao conjunto de variáveis explicativas, essencial no contexto de heterogeneidade das firmas. Além disso, é robusta a *outliers*, podendo realizar uma abordagem específica nesse caso. Diversos autores realizam suas análises excluindo os *outliers* ou os quantis extremos (RAJAN E ZINGALES, 1995; FRANK E GOYAL, 2003; PROCIANOY E SCHNORRENBERGER, 2004; entre outros), verificando na estimação apenas a tendência central dos parâmetros. No entanto, traçar as estimativas desconsiderando tais observações não é a melhor maneira de conduzir a análise, dados os problemas descritos no trabalho de Hallock et al. [2010]². Na RQ, a estimativa de cada quantil usa toda a amostra e pondera diferentemente as observações, incorporando toda informação disponível. Outro fator é que esses estudos sobre estrutura de capital não levam em conta a heterogeneidade interquantílica, que a RQ capta. Portanto, a RQ pode ser bem detalhada, mostrando os efeitos de cada variável por quantil.

Aplicações de RQ na estrutura de capital foram feitas por Fattouh et al. [2005] para empresas da Coreia do Sul e por Qiu and Smith [2007] para empresas do Reino Unido.

¹Titman and Wessels [1988], Rajan and Zingales [1995], Frank and Goyal [2003] para empresas internacionais, e Procianny and Schnorrenberger [2004], Cesar and Brito [2005] e Medeiros and Daher [2008] para o Brasil.

²Desconsidera a heterogeneidade da distribuição condicional do endividamento e resume na estimativa a relação entre variável dependente e independente em apenas um valor.

Ambos os trabalhos encontraram resultados mais robustos do que os estudos que usam metodologias usuais - mínimos quadrados ordinários (OLS), dados em painel e Fama and Macbeth [1973]. Também aprofundaram a explicação a respeito das variáveis em distintas classes de alavancagem, encontrando entre os quantis efeitos diferentes para os determinantes.

A principal contribuição deste trabalho é realizar um exame minucioso dos determinantes da estrutura de capital com o uso da RQ. Sugerimos mudanças nos efeitos desses determinantes entre os quantis para empresas brasileiras no período de 2000 a 2009. Os quantis correspondem aos níveis de endividamento, ligados às teorias de custos de falência e agência. Dessa maneira, quanto menor o quantil, menores os custos de falência. A RQ permite que os coeficientes estimados variem conforme a taxa de endividamento, logo, eles mudam de acordo com os quantis analisados, podendo até alterar o sinal. Assim, justificamos as diferenças entre eles, com o intuito de explicar sob uma nova ótica a estrutura de capital no Brasil.

Os resultados obtidos são usados para verificar a validade das teorias de estrutura de capital no Brasil. Eles confirmam as afirmações acima e concluem que as diferenças nos quantis são significativas. Encontramos coeficientes estatisticamente diferentes entre si nas RQ's, para as três formas de endividamento. Os coeficientes dos cinco quantis verificados não possuem as mesmas inclinações, o que justifica o uso da RQ e comprova que a distribuição condicional não é homogênea. Por exemplo, mostramos que o efeito da lucratividade, que é negativo, aumenta gradativamente com os quantis, ou seja, a sensibilidade do endividamento quanto à lucratividade é menor nas empresas pouco endividadas do que nas mais alavancadas. Neste caso, aceitamos a teoria de *pecking order* e vemos que suas previsões se tornam mais exatas à medida que os quantis aumentam.

O trabalho é organizado da seguinte forma. A Seção 2 contém a revisão de literatura, referente às teorias de estrutura de capital e às previsões sobre cada determinante. A Seção 3 mostra o método de RQ, a metodologia empírica e os dados. Na Seção 4 estão presentes os resultados por determinante. E por fim, as considerações finais, na Seção 5.

2 Revisão de Literatura

O estudo da estrutura de capital é feito há mais de cinquenta anos. Começou a chamar atenção a partir do trabalho de Modigliani and Miller [1958], que mostra que uma empresa em condições ideais (mundo sem impostos) não é capaz de alterar seu valor mudando as proporções na sua estrutura de capital. Desde então, vários estudos foram realizados para analisar como a estrutura de capital tem impacto no valor das empresas (NETO, 2005), verificando benefícios e custos das emissões de dívidas ou ações. Apesar da longa pesquisa, não existe consenso sobre os seus determinantes. A divergência entre teorias sobre a estrutura de capital é marcante. Entre elas, alguns estudos, como mostra a próxima subseção, aceitam a ideia da existência de uma estrutura de capital ótima (JENSEN E MECKLING, 1976) e outros, a rejeitam, a exemplo de Myers [1984].

Esses estudos, inicialmente, atacaram as hipóteses de Modigliani and Miller [1958]. Uma delas considerava que os indivíduos podem tomar empréstimos aos mesmos custos das empresas, ponto que foi questionado posteriormente. Outras críticas ao trabalho dos autores acima dizem respeito à desconsideração de imperfeições de mercado, de impostos e de diferenças de riscos entre empresas alavancadas e não alavancadas. Em seguida,

estabeleceram novas explicações para a escolha da estrutura de capital.

Empiricamente, as empresas tendem a se comportar como se a estrutura de capital fosse um elemento que determina o seu valor, isto é, a estrutura de capital é relevante. Contudo, há controvérsias sobre os fatores que a determinam e divergências entre os resultados empíricos (RAJAN E ZINGALES, 1995; FAMA E FRENCH, 2002; FRANK E GOYAL, 2003; QIU E SMITH, 2007), até pelo fato de a discussão ser diferente entre os países, por causa dos distintos contextos econômicos.

2.1 Teorias sobre a estrutura de capital

A estrutura de capital se refere à proporção de capital próprio e de terceiros que uma firma usa para financiar suas operações. De acordo com as teorias convencionais, mediante uma combinação adequada das fontes de financiamento, uma empresa pode definir um valor mínimo para seu custo total de capital, que maximiza a riqueza dos acionistas (HARRIS E RAVIV, 1991).

Em geral, o custo do capital próprio excederia o custo do capital de terceiros, já que há benefícios fiscais para o uso de dívidas, ou porque a probabilidade de insucesso tem impacto na remuneração dos credores. Isso é o que diz um dos teoremas de Modigliani and Miller [1958]. Com diferença de tributação sobre o uso de dívidas, espera-se que as empresas procurem manter uma estrutura de capital com a máxima participação de dívidas, já que as dívidas levam à dedutibilidade fiscal. Outros autores observaram mais benefícios do endividamento, como o estímulo do comportamento mais eficiente dos gerentes (JENSEN E MECKLING, 1976; DEANGELO E MASULIS, 1980; STULZ, 1990).

No entanto, o quociente de endividamento usual não é muito alto para as empresas americanas (JENSEN, 1986), nem para as brasileiras (BRITO E LIMA, 2005; MEDEIROS E DAHER, 2008). Uma das razões é que o uso de dívidas aumenta o risco financeiro. Isto é, levando em conta os custos de falência, o custo do endividamento se eleva, fazendo com que os credores sejam impulsionados a cobrar mais pelos empréstimos. Graham [2000] afirma que existe um ponto de maximização para o valor da firma, conseqüente da comparação entre os benefícios introduzidos pelo endividamento e os custos decorrentes do aumento do risco financeiro. Dado esse antagonismo, surge a importância de testar se uma meta de endividamento existe e o que a influencia, destacando que testes empíricos foram realizados em busca dos fatores que determinam a estrutura de capital.

2.1.1 Trade-off

Uma das teorias mais estudadas dentre as que aceitam uma estrutura ótima de capital é a teoria de *trade-off* (JENSEN E MECKLING, 1976; DEANGELO E MASULIS, 1980). Esses autores argumentam que existe uma comparação entre os benefícios e custos da dívida, que leva as empresas a escolherem seu nível de alavancagem e número de ações ótimos. Esse modelo considera imperfeições de mercado, que Modigliani and Miller [1958] não consideraram, tais como impostos, custos de falência e custos de agência. Dessa forma, a estrutura de capital ótima minimiza tais custos e maximiza o valor da firma, no ponto em que os benefícios e custos marginais do endividamento são iguais (STULZ, 1990).

Segundo a teoria *trade-off*, as empresas possuem e perseguem uma meta de endividamento, que depende das variáveis que a determinam. Miller [1977] afirma que os dois principais determinantes dessa meta são os impostos e os custos de falência. Isto

é, quanto mais dívidas as empresas assumem, maior é a dedutibilidade fiscal, logo, o benefício gerado. Por outro lado, uma maior alavancagem implica maior risco de falência, onde nesta situação ou na sua iminência, há incidência de custos, impactando no seu valor. Galai and Masulis [1976] encontram que os custos associados a esse risco são altos e Graham [2000] chama atenção para o comportamento avesso das firmas sobre suas dívidas, citando o peso de variáveis como tamanho, liquidez e lucratividade nas decisões sobre a estrutura de capital.

Jensen and Meckling [1976] e Jensen [1986] chamam atenção para outro determinante, os custos de agência. Estes são consequência de dois tipos de conflitos: os que surgem da relação entre acionistas e administradores, por um lado; e aqueles entre acionistas e credores, por outro. O primeiro conflito emerge numa situação em que o administrador-proprietário não possui a totalidade da empresa, pois nesse caso ele tem incentivos para elevar os gastos não produtivos de uma empresa em seu benefício (mais conforto, viagens luxuosas, melhores computadores, etc), arcando apenas parcialmente com esse custo. Assim quanto menor a parcela de propriedade das ações dos administradores-proprietários, maiores os incentivos para eles realizarem tais gastos. Em contrapartida, os acionistas antecipam esse comportamento e descontam o valor da empresa. Para amenizar esse tipo de conflito, dá-se posse a uma maior parcela da empresa aos administradores, abrandando seus incentivos com gastos improdutivos. Outra solução é submeter os administradores a controles externos, como metas de endividamento, restrições orçamentárias, auditorias, bônus de resultados, o que pode levar a um maior custo de monitoramento. O endividamento reduz o poder dos administradores ao diminuir os recursos em poder deles, gerando um benefício ao atenuar o conflito entre acionistas e administradores.

O conflito entre credores e acionistas ocorre, por exemplo, quando uma firma altamente alavancada investe num projeto arriscado e de valor presente líquido (VPL) negativo, o que é chamado de sobreinvestimento. Em caso de sucesso os acionistas recebem a maior parte dos lucros, e no caso de fracasso os credores arcam com a maior parcela da perda. Antecipando tal possibilidade, os credores incorporam tais custos. Um subinvestimento ocorre quando as empresas estão endividadas e projetos com VPL's positivos não são considerados. Os credores também antecipam essa possibilidade e a inserem no valor dos empréstimos.

Estudos, como DeAngelo and Masulis [1980], que refutam a análise de Miller [1977], apontam que o endividamento das empresas afeta o valor da firma e é sensível a fatores como custos de falência e agência. De acordo com esses autores³, fatores como tamanho, incentivos fiscais, depreciação e estrutura dos ativos (tangibilidade) também têm influência nesses custos. Como será visto adiante, empresas maiores e/ou com mais ativos tangíveis têm menores custos de falência, por exemplo.

2.1.2 Pecking order

A teoria de *pecking order* (PO) (MYERS E MAJLUF, 1984) é baseada na assimetria de informações dos agentes. A motivação da teoria, de encontro com Ross [1977]⁴, é o fato de os gerentes usarem informações privilegiadas para se financiarem nos momentos de

³Ver também Titman and Wessels [1988], Rajan and Zingales [1995] e Brito and Lima [2005].

⁴Ross apresenta um modelo de sinalização, no qual o gerente conheceria a distribuição dos retornos das firmas. Sua consequência empírica é contrária ao que prevê a PO, na qual lucratividade e endividamento são negativamente correlacionados.

sobrevalorização dos ativos. Entretanto, os financiadores antecipam esta ação e descontam o valor da firma, isto é, o valor da firma cai com o anúncio da emissão de ações para financiamento. Mas os gerentes percebem esse desconto e deixam de realizar alguns investimentos, adiando para quando possuírem recursos em caixa. Ou seja, há uma relutância em emitir novas ações devido à subprecificação delas pelo mercado, sendo a assimetria de informações entre investidores e gerentes o fator que explica a hierarquia entre as fontes de financiamento.

Inicialmente, a empresa daria preferência ao financiamento interno. Caso necessite de financiamento externo, a sequência seria a emissão de debêntures ou títulos (dívidas), antes de optar pela emissão de ações. Por isso, essa teoria sustenta que empresas mais lucrativas são menos endividadas, já que podem financiar seus novos projetos sem ter que tomar empréstimos ou emitir ações. Logo, a lucratividade afeta a estrutura de capital.

As teorias *trade-off* e *pecking order* competem em alguns aspectos referentes à explicação da estrutura de capital das empresas. Um deles seria a lucratividade, para a qual elas preveem efeitos opostos na estrutura de capital. Para essa variável, Shyam-Sunder and Myers [1999] encontram evidências a favor da PO, numa amostra de empresas norte-americanas, entre 1977 e 1989. Eles mostram que empresas mais lucrativas se endividam menos. No Brasil, Medeiros and Daher [2008] testaram as duas teorias e corroboraram a previsão da PO.

Cesar and Brito [2005] também avaliam as teorias *trade-off* e PO, encontrando resultados similares a Fama and French [2002], trabalho no qual se baseiam. Fama and French [2002] concluem: “*confirming the pecking order model but contradicting the trade-off model, more profitable firms are less levered*” (FAMA E FRENCH, 2002, p. 1).

Mas essas teorias também convergem em outros pontos, como a previsão da relação entre endividamento e risco (volatilidade). Quanto maior a volatilidade dos resultados financeiros, mais arriscada é a firma, logo, mais elevados os custos para tomar empréstimos e menor o poder de alavancagem.

Contudo, a decisão de emitir ações não está apenas associada à ideia de sobrevalorização dos ativos ou à alta taxa de alavancagem. No caso em que existe um projeto altamente lucrativo para uma empresa que não possui saldo em caixa suficiente, ela buscaria fundos externos através de novas emissões, para realizar tal investimento. Outro fator é o aumento da importância do mercado de capitais na economia, que tem expandido o seu acesso às empresas, facilitando a emissão de ações.

2.1.3 Market timing

Durante muito tempo o debate sobre os determinantes da estrutura de capital das empresas se restringiu a variáveis diretamente ligadas às firmas, como lucratividade, tamanho, estrutura dos ativos, entre outras. Na atual década, alguns estudos mudaram o foco, passando a investigar variáveis do mercado de capitais (BAKER E WURGLER, 2002; ALTI, 2006). Assim surge a *market timing*, que junto da *trade-off* e *pecking order*, são as principais teorias sobre a estrutura de capital.

Baker and Wurgler [2002] fundamentaram a teoria de *market timing* (MT). Em seu estudo, tentaram esclarecer alguns pontos não resolvidos pelas teorias tradicionais de estrutura de capital, como a emissão de ações em momentos oportunos, com um custo de capital relativamente baixo comparado a outras fontes de capital. Por meio de testes

empíricos, mostraram que tal comportamento era recorrente nas empresas e acabava sendo um outro determinante da estrutura de capital.

Os autores definiram *market timing* como a prática da emissão de ações no momento em que elas estão sobrevalorizadas e a compra delas quando estão subvalorizadas, a fim de explorar a flutuação temporária de preços e comparar o custo de capital das distintas formas de financiamento.

Eles encontraram as seguintes evidências dessa prática: as firmas tendem a emitir ações quando o valor de mercado está alto em relação ao valor contábil e/ou em relação aos valores de mercado anteriores; as emissões se dão quando os seus custos (de emissão) estão relativamente baixos e as recompras ocorrem quando esses custos estão altos; as emissões tendem a acontecer quando os investidores estão entusiasmados com altas expectativas de lucros futuros⁵; por fim, e talvez mais importante, os administradores admitem o MT como recurso de financiamento, pois conforme se vê no artigo de Graham and Harvey [2001], dois terços dos gerentes contábil-financeiros admitem avaliar com especial atenção os preços das ações para analisar novas emissões.

Conforme visto acima, alguns fatores explicam o comportamento dos administradores em relação ao MT. Para indicar o uso de tal estratégia (MT), Baker and Wurgler [2002] verificaram a relação entre as emissões de ações e variáveis *proxies*, como a *market-to-book*, razão entre o valor de mercado da empresa e o valor contábil. Também observaram as emissões relativamente ao valor das ações no período atual e em períodos anteriores. Eles ainda analisaram o impacto temporal do efeito da MT, encontrando evidências de que a teoria MT vale, principalmente no longo prazo, já que seus efeitos persistiriam no nível de alavancagem por mais de dez anos.

Alti [2006] estudou os efeitos da MT e suas implicações na estrutura de capital das empresas americanas. Ele não encontrou relação de longo prazo do efeito da MT sobre a alavancagem, isto é, a MT afeta o volume de ações emitidas, porém o impacto da emissão na estrutura de capital dura menos de dois anos, ou seja, é apenas de curto prazo, ao contrário do que Baker and Wurgler [2002] encontraram.

No Brasil, Rossi and Marotta [2010] testam a teoria MT para as IPO's brasileiras, para o período de 2004 a 2007. Eles confirmam “que as empresas adotam um comportamento oportunístico, emitindo um volume maior de ações em períodos denominados como quentes⁶” (ROSSI E MAROTTA, 2010, p. 85). Além disso, mostram que o efeito da MT se limita ao curto prazo, resultado similar ao de Alti [2006].

2.2 Previsões sobre a estrutura de capital

Esta subseção apresenta as principais previsões das teorias de estrutura de capital. Muitos trabalhos testam a *trade-off* alternativamente com a *pecking order*. Apesar de algumas semelhanças, elas possuem pontos de divergências, como a tangibilidade, donde são previstos efeitos opostos em relação ao endividamento.

Quando se busca os determinantes da estrutura de capital, uma consequência natural é verificar qual teoria os resultados confirmam. Um dos modos de testar essas teorias é verificando o efeito do déficit financeiro sobre o endividamento⁷, isto é, analisando se o déficit

⁵Os administradores aproveitam o entusiasmo do mercado, refletido na alta de preços das ações.

⁶Terminologia adaptada da literatura internacional.

⁷Introduzido por Shyam-Sunder and Myers [1999] e aplicado por Fama and French [2002],

de uma empresa afeta significativamente suas dívidas (as outras opções seriam o caixa ou as emissões). Outro modo, usado por Cesar and Brito [2005], Medeiros and Daher [2008] e nós, é por meio da comparação dos resultados empíricos com as previsões feitas por cada teoria. A Tabela 1 mostra as previsões da *trade-off* e da *pecking order* sobre a relação de cada determinante com o endividamento. Nos resultados, examinamos cada um dos determinantes separadamente, verificando qual teoria se aplica às previsões.

Table 1: Previsões dos determinantes da estrutura de capital. * A PO na forma fraca, admite oportunidade de crescimento positivamente correlacionada com o endividamento.

Variável	Efeito previsto	
	Trade-off	Pecking order
Tamanho	+	+/-
Lucratividade	+	-
Oportunidade de crescimento	-	-/ +*
Tangibilidade	+	-
Volatilidade	-	-

Apesar da MT não ter sido testada diretamente, podemos fazer algumas deduções sobre ela a partir dos resultados obtidos. A teoria de MT se alia com a PO quando as ações estão sobrevalorizadas, pois a preferência pelo uso do lucro, no financiamento dos investimentos, daria lugar à emissão de ações. A variável *market-to-book* é o ponto comum nesse caso. Ela foi usada e aceita no trabalho de Baker and Wurgler [2002] como determinante significativo da alavancagem. É uma das *proxies* mais utilizadas para oportunidade de crescimento e também foi empregada nesse estudo.

No que diz respeito à RQ, os efeitos dos determinantes da estrutura de capital variam entre os quantis. Esses quantis se referem ao nível de endividamento das empresas, ligados às teorias de custos de falência e de agência. Por exemplo, pode ser que quanto menor o quantil, menor seja o efeito da lucratividade sobre o nível de endividamento, já que o lucro tem menor margem para reduzir as dívidas. Assim, os efeitos de cada determinante mudam de acordo com os quantis, podendo até alterar o sinal e mudar a lógica de ação de uma variável. Os quantis extremos, de menores e maiores taxas de endividamento, são os principais focos da nossa análise, já que as tendências centrais foram analisadas anteriormente (RAJAN E ZINGALES, 1995; FRANK E GOYAL, 2003; PROCIANOY E SCHNORRENBERGER, 2004, entre outros).

Custos de falência e agência podem ser previstos por meio da alavancagem, sendo estes prováveis causadores da variação nos coeficientes dos determinantes. Por exemplo, a volatilidade e a tangibilidade, têm efeitos menores nos primeiros quantis de endividamento, nos quais as empresas possuem menores custos de falência. Com relação à lucratividade, esperamos que ela tenha um maior efeito absoluto nos quantis finais, pois acreditamos que o lucro tem um impacto maior nas empresas mais alavancadas.

Uma extensão das teorias consiste em analisar os tipos de endividamentos, pois existem variações quanto ao prazo da dívida, curto prazo (CP) ou longo prazo (LP), de forma que as escolhas variam de acordo com o cenário. Por isso, alguns estudos verificam esses prazos, avaliando vantagens e desvantagens da duração. Moreira and Brito [2006]

Frank and Goyal [2003] e Qiu and Smith [2007].

contêm revisão de literatura e aplicação para o Brasil⁸. Apesar de regredirmos os três tipos de endividamento, não nos alongaremos nesse ponto, demonstrando apenas algumas previsões.

Antes de realizar as previsões sobre os determinantes, vale ressaltar características do mercado brasileiro que interferem diretamente nas decisões sobre a estrutura de capital. Algumas limitações do nosso mercado de capitais são os altos custos de emissão de ações e a baixa liquidez para empresas de pequeno e médio porte. Outro fator, são as elevadas taxas de juros nacionais, que inviabilizam o crédito de curto prazo para as empresas, especialmente, as de pequeno e médio porte (MEDEIROS E DAHER, 2008). Gomes and Leal [2001] citam o crédito de longo prazo, que apesar de oferecer menor custo financeiro, é escasso, e que a taxa de juros de LP ainda é alta, para padrões internacionais.

2.2.1 Determinantes

A Tabela 2 apresenta as principais variáveis empregadas na literatura empírica dos determinantes da estrutura de capital, comprovadas como significativas nesses estudos. Essa tabela contém informações a respeito da definição, *proxies* de outros trabalhos e estudos em que foram usadas, além de ter embasado a nossa escolha de *proxies* para as variáveis independentes. Ademais, pode-se ver que cada determinante da estrutura de capital tem efeitos previstos baseados em teorias como a *pecking order* e a *trade-off*. Em vista disso, verificamos se as previsões de cada teoria, descritas nessa seção, são compatíveis com os resultados, na Seção 4.

Table 2: *Proxies* e evidências empíricas dos determinantes da estrutura de capital. As variáveis em negrito foram usadas nas nossas regressões. As siglas da última coluna se referem às iniciais de autores já citados. EBITD = Lucros antes de juros, impostos e depreciação; PL = patrimônio líquido; DV = desvio padrão.

Determinante	Proxy	Referência
Tamanho	log(Ativo total) ; log(Receita total)	FSH, TW, RZ, HR, BL, PF, CB, GF
Lucratividade	EBITD / Ativo total ; EBITD / PL	RZ, GL, PF, BL; FSH
Oportunidade de crescimento	Market-to-book ; Variação % no Ativo total ; (Ativo total - PL + Valor Mercado Ações) / Ativo total	FSH, RZ, GL, TW, FG, PF, BL, HR
Estrutura dos ativos (tangibilidade)	Permanentes / Ativo total ; (Imobilizado + Estoque) / Ativo total	TW, PF, BL; FSH, RZ, Myers
Volatilidade dos resultados operacionais (risco)	Dívida CP / Dívida LP ; DV EBITD / Média EBITD	FF, BL

Aqui justificamos as previsões das teorias de estrutura de capital para cada determinante, contidas na Tabela 1. As previsões abaixo são os resultados esperados de cada

⁸Barclay and Smith [1995] é um estudo similar para o caso americano.

teoria, portanto, essenciais para averiguar qual delas se aplica aos resultados.

- Tamanho - É um dos determinantes presentes na maioria dos estudos de estrutura de capital. Evidências empíricas confirmam que ele influencia diretamente o nível de endividamento (TITMAN E WESSELS, 1988; FRANK E GOYAL, 2003; CESAR E BRITO, 2005). Para Rajan and Zingales [1995] o efeito do tamanho sobre o endividamento é ambíguo. A ideia é que empresas grandes têm maior acesso aos meios de financiamento, além de poder tomar empréstimos a taxas mais favoráveis e com mais facilidade. Também têm menores chances de falir, devido à maior diversidade de seus negócios, logo, apresentam menores custos de falência, o que aumenta o poder de endividamento.

Outro fator ligado ao tamanho é o tempo de existência, positivamente correlacionados (DIAMOND, 1991). Empresas com maior idade, normalmente, exibem maior volume de informações e confiança dos investidores, o que propicia maior acesso ao mercado e menores custos para empréstimos (HARRIS E RAVIV, 1991).

Porém, conforme Titman and Wessels [1988] e Fama and French [2002], pela PO, empresas menores se endividam mais do que as maiores, devido à menor solidez nos fluxos de caixa e às dificuldades em emitir ações. No Brasil, a principal justificativa para isso são os altos custos de emissão e baixa liquidez no mercado financeiro (MEDEIROS E DAHER, 2008). Também há a questão da assimetria de informações, maior quanto menores forem as firmas, pois empresas pequenas têm menor capacidade de emitir informações, o que dificulta o acesso ao crédito. Titman and Wessels [1988] são mais específicos e declaram que empresas menores preferem o endividamento de curto prazo devido aos menores custos, fazendo com que a sua relação com o tamanho seja negativa.

Assim, é provável que as empresas mais endividadas sejam as menores, e nesse caso, que o efeito do tamanho sobre a alavancagem seja maior em magnitude. Percebemos isso através da definição de alavancagem (dívida/ativos), onde o aumento do tamanho se dá nos ativos, logo, tem maior efeito absoluto na alavancagem de empresas pequenas do que nas grandes.

- Oportunidade de crescimento - Usamos a *proxy market-to-book*, a qual captura o momento de valorização das ações, apontando o momento propício de emitir ações e/ou dívidas (RAJAN E ZINGALES, 1995). Para a *trade-off*, uma alta alavancagem compromete o crescimento futuro. Quanto maior a oportunidade de crescimento, mais incentivos para investir futuramente e se preparar para liberar recursos disponíveis, o que se reflete na manutenção de uma menor taxa de alavancagem. Por isso, a relação esperada com o endividamento é negativa.

Espera-se a mesma relação da PO, em acordo com a *market timing*, onde a primeira supõe que firmas com alta razão *market-to-book*, isto é, alto valor de mercado relativamente ao valor contábil, têm preferência pela emissão de ações a se endividar. Por outro lado, a PO também prevê que maior oportunidade de crescimento, eleva o endividamento, pois empresas com maiores oportunidades de crescimento têm mais incentivos para se endividarem. Fama and French [2002], que usaram a mesma *proxy* de crescimento, chamam isso de versão simples/fraca da PO. No Brasil, um fator que reforça essa preferência pelo endividamento, ao invés da emissão de ações,

são os altos custos de emissão, ainda maiores que os custos dos juros, no caso das pequenas e médias empresas (MEDEIROS E DAHER, 2008).

Apesar de não encontrarem uma relação confiável entre oportunidade de crescimento e endividamento, Titman and Wessels [1988] argumentam que o alto crescimento futuro esperado deve ser negativamente correlacionado com o endividamento de LP. Na mesma linha, Myers [1984] aponta que existem custos de agência, que, para serem minimizados, levam ao encurtamento do prazo da dívida, o que sugere que o endividamento de CP pode ser positivamente correlacionado com a oportunidade de crescimento. Moreira and Brito [2006] também sustentam esse ponto.

Quanto aos quantis, quanto mais endividadas estão as empresas, maiores os custos de falência e menores os efeitos de uma oportunidade de crescimento, pois o poder de endividamento das firmas é reduzido.

- Lucratividade - A *trade-off* é baseada nas teorias de custos de falência e de agência. A primeira sustenta que o risco de insolvência para firmas mais lucrativas é menor. A última diz que lucros maiores provocam maiores conflitos entre acionistas e gerentes, que para serem amenizados, fazem os gerentes tomarem mais dívidas. Portanto, ela tem como consequência a relação positiva entre lucratividade e endividamento.

Já pela teoria de PO, dada a hierarquia das fontes de financiamento, quanto maior a lucratividade, mais recursos internos as empresas dispõem para investir, se endividando menos, isto é, a relação com o endividamento é negativa. Fama and French [2002] encontraram essa relação, refutando a *trade-off*. Cesar and Brito [2005] e Medeiros and Daher [2008], também confirmaram empiricamente essa relação para o Brasil.

Ressaltamos que quanto maior a sensibilidade do endividamento em relação ao lucro, maior o aceite da teoria que vai na direção do sinal encontrado. Assim, os últimos quantis, de empresas mais alavancadas, são os que melhor respondem sobre qual teoria deve ser aceita, já que são neles que a reação ao lucro é maior.

- Estrutura dos ativos: tangibilidade - Espera-se que ativos tangíveis possam ser usados como garantia para empréstimos, diminuindo os custos de falência, e portanto, elevando o poder de endividamento, o que está de acordo com a *trade-off* (TITMAN E WESSELS, 1988; RAJAN E ZINGALES, 1995).

Harris and Raviv [1991], ao contrário do que outros estudos encontraram, mas em linha com a PO, afirmam que firmas com menos ativos tangíveis sofrem maiores problemas com assimetria de informação, o que leva as empresas a se endividarem ao invés de emitirem ações, *ceteris paribus*.

No que se refere ao prazo da dívida, empresas com mais ativos tangíveis têm maior capacidade de se endividar a LP (BRITO E LIMA, 2005). Como existe uma preferência pela dívida de LP à dívida de CP, uma menor tangibilidade pode levar ao encurtamento do prazo da dívida, fazendo com que a relação com o endividamento de CP seja negativa (MOREIRA E BRITO, 2006).

Quanto aos efeitos nos quantis, esperamos que nas companhias mais endividadas, de maior quantil, a tangibilidade tenha maior efeito que nas menos endividadas, pois, para as primeiras, a necessidade de demonstrar alguma garantia é mais importante.

A preferência pela dívida de LP leva as companhias a se endividarem menos a CP, assim, o aumento de ativos tangíveis têm efeito positivo sobre as dívidas de LP e negativo para as de CP, onde os coeficientes devem aumentar com os quantis, demonstrando o efeito crescente da tangibilidade sobre os custos de falência.

- Volatilidade dos resultados operacionais: risco - Empresas mais sólidas e diversificadas devem ter uma menor volatilidade nos seus fluxos de caixa, portanto, menor chance de falir, *ceteris paribus*. Firms mais voláteis tomam mais dívidas de CP, indicando maior instabilidade e risco de falência, o que diminui a capacidade de endividamento (MOREIRA E BRITO, 2006). Brito and Lima [2005] também observam que o risco leva ao encurtamento da dívida. Por isso, escolhemos a razão dívida de CP sobre dívida de LP como *proxy* de volatilidade, pois as empresas buscam manter essa razão constante, onde seu aumento leva a indícios de volatilidade.

Paralelamente, a assimetria de informações entre credores e investidores aumenta com a volatilidade, risco. Esse risco excessivo aumenta o preço do empréstimo e diminui o poder de endividamento, levando à preferência pelo uso de capital próprio, segundo a PO.

Assim como na tangibilidade, quanto maior o endividamento (tanto de CP quanto de LP), ou seja, quanto maiores os custos de falência, maior seria o efeito absoluto da volatilidade sobre a alavancagem. Provavelmente, para empresas pouco endividadas o efeito do risco é baixo, pois os credores suportam certo grau de volatilidade. À medida que se tornam mais alavancadas, o efeito do risco cresce.

- Outros determinantes - Existem diversos determinantes que não são examinados nesse estudo, que concentra a investigação apenas nos principais. Por exemplo, nota-se que empresas do mesmo setor têm taxas de endividamento semelhantes, devido a essas empresas se depararem com a mesma estrutura de mercado, logo, similares estruturas administrativas, risco e dinâmica de mercado (HARRIS E RAVIV, 1991). Outro fator que pode ser usado é governança corporativa, na qual empresas que praticam têm menor assimetria de informação, o que leva a um maior poder de endividamento.

3 Metodologia

O exame da relação entre a estrutura de capital e os seus determinantes aqui proposto abrange tanto a parte teórica quanto a empírica. Dessa forma, apresentamos nessa seção a principal ferramenta usada no artigo (RQ), o modelo e a base de dados. Nas seções seguintes, os resultados e as considerações finais.

3.1 Regressão quantílica

Os estudos citados para o caso brasileiro usaram métodos de regressão como OLS (MEDEIROS E DAHER, 2005; PROCIANOY E SCHNORRENBARGER, 2004), dados em painel (MEDEIROS E DAHER, 2008; BRITO E LIMA, 2005), em que utilizaram efeitos fixos (FE) ou aleatórios, e o método proposto por Fama and Macbeth [1973] (CESAR E BRITO, 2005). Aplicamos o método de regressão quantílica, por ser mais robusto a

outliers (KOENKER E HALLOCK, 2001; HALLOCK, MADALOZZO E RECK, 2010) e mais apropriado para a análise da estrutura de capital, pois considera a heterogeneidade do endividamento condicional aos determinantes, quando a distribuição condicional da variável dependente não é homogênea⁹. Assim, os coeficientes estimados dos parâmetros podem ser diferentes entre os quantis.

O primeiro trabalho em RQ foi realizado por Koenker and Basset [1978]¹⁰. Segundo os autores, o método de RQ seria uma extensão do modelo de regressão linear clássico e de grande valia, principalmente, em pontos discutidos a seguir. O estimador OLS se concentra apenas na medida de tendência central, enquanto a RQ, traça a inteira distribuição de alavancagem, condicional no conjunto de variáveis explicativas, isto é, a RQ oferece uma melhor descrição dos dados, pois analisa a variável de interesse, taxa de endividamento, por quantil. De fato, a RQ pode ser usada para mostrar que a distribuição condicional não é homogênea.

Muitos estudos sobre os determinantes da estrutura de capital usaram OLS para obter estimativas das variáveis, dado o conjunto de regressores. Nesse caso, existe o inconveniente de que a estimativa obtida resume em apenas um valor a relação entre as variáveis dependentes e independentes, assumindo que a distribuição condicional é homogênea. Ou seja, não importa o ponto, nível de alavancagem, em que se analisa a distribuição condicional, que a estimativa da relação entre endividamento e determinantes seria sempre a mesma.

Outros estudos realizam suas análises excluindo os quantis extremos, para eliminar os *outliers*, que distorcem as estimativas (RAJAN E ZINGALES, 1995; FRANK E GOYAL, 2003; PROCIANOY E SCHNORRENBERGER, 2004). No entanto, realizar as estimativas desconsiderando tais observações não é a melhor maneira de conduzir a análise, por causa dos problemas descritos no trabalho de Hallock et al. [2010], como desconsiderar a heterogeneidade da distribuição condicional do endividamento e resumir na estimativa a relação entre variável dependente e independente em apenas um valor. Na RQ, a estimativa de cada quantil usa toda a amostra e pondera diferentemente as observações, incorporando todas as informações. Assim, os determinantes da estrutura de capital podem ser diferentes, principalmente, entre os quantis superiores e inferiores, como sugere a discussão teórica realizada na Seção 2, pois nesse caso, existe a diferença entre os custos de falência e agência proporcionais aos quantis, que leva à variação dos coeficientes estimados.

Vamos agora apresentar a metodologia de RQ¹¹. Seja (y_i, x_i) , $i = 1, 2, \dots, N$, a amostra da população de n empresas no período t ($t = 1, 2, \dots, T$), onde x_i é o vetor de determinantes da estrutura de capital (regressores), e y_i é o nível de endividamento da empresa i (regressando). Assumindo que o θ -ésimo quantil da distribuição condicional de y_i é linear em x_i , podemos escrever o quantil condicional no modelo de regressão:

$$y_i = x_i' \beta_\theta + u_{i\theta} \quad (1)$$

$$\text{Quant}_{y_i}(\theta|x_i) \equiv \inf [y : F_i(y|x) \geq \theta] = x_i' \beta_\theta \quad (2)$$

⁹Homogeneidade se refere à uniformidade dos coeficientes estimados entre os quantis, os quais devem ser constantes.

¹⁰Inúmeros estudos anteriores introduziram as ideias seguidas mais tarde por Koenker, que cita trabalhos de Boscovich, e, Laplace, que usou uma combinação das ideias de média e mediana.

¹¹As informações referentes à metodologia empírica se encontram na próxima subseção

$$Quant_{u_i}(\theta|x_i) = 0 \quad (3)$$

onde $Quant_{y_i}(\theta|x_i)$ denota o θ -ésimo quantil condicional de y_i , condicional no regressor x_i ; β_θ é o vetor desconhecido de parâmetros a ser estimado para os diferentes valores de θ em $(0,1)$ ¹²; $u_{i\theta}$ é o termo de erro; e $F_i(y|x)$ é a função de distribuição acumulada, condicional em x . Variando o valor de θ entre $(0,1)$, pode-se obter a inteira distribuição de y , condicional em x . O estimador de β_θ é obtido resolvendo o problema:

$$\min_{\beta_\theta} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(y_i - x_i' \beta_\theta), \quad (4)$$

onde ρ_θ é a função perda definida como:

$$\begin{cases} \theta u, & \text{se } u \geq 0 \\ (\theta - 1)u, & \text{se } u < 0 \end{cases} \quad (5)$$

Isto é, a função (4) calcula os resíduos e os multiplica pelos valores em (5). Esse estimador é encontrado usando técnicas de programação linear (KOENKER E BASSET, 1978), através do algoritmo simplex.

O efeito marginal do k -ésimo regressor condicional em x_i é:

$$\frac{\partial Quant_y(\theta|x)}{\partial x_k} = \beta_{k\theta} \quad (6)$$

A estimação da matriz de covariância do vetor de parâmetros da regressão nos quantis, necessária para a inferência em RQ, normalmente é feita de duas formas. A primeira deriva o erro-padrão assintótico do estimador, extensão da matriz de covariância sanduíche de Huber [1967], e a segunda por meio de replicações de *bootstrap*, método desenvolvido por Buchinsky [1998] e Koenker [2005]. De acordo com Koenker and Hallock [2001], há uma discrepância entre esses dois métodos, na maior parte dos casos irrelevante. Existem outras aproximações alternativas e uma extensa literatura para se fazer inferência em RQ¹³ (teste de Wald, teste de posto em RQ, teste de taxa de verossimilhança, etc).

O método padrão para estimar a matriz de covariância dos parâmetros é o de *bootstrap*, inserido na maioria dos programas computacionais, inclusive o usado neste artigo. Outros motivos para se usar *bootstrap* são: o seu bom desempenho em amostras pequenas, a sua robustez a variações do tamanho da amostra de *bootstrap* relativa ao tamanho da amostra dos dados e, mais importante, o fato que o esboço da matriz pelo método de *bootstrap* pode ser usado sob diversas formas de heterogeneidade (KOENKER, 2005).

Além disso, normalmente, os métodos de inferência dos parâmetros sobre-estimam a variância amostral da mediana e não são consistentes. Nesses casos, as distribuições assintóticas se aproximam da distribuição empírica da amostra original, onde o método *bootstrap* retifica isso. Existe uma vasta literatura acerca do uso de *bootstrap*¹⁴ e esquemas de reamostragem para RQ.

¹² $F^{-1}(1/2)$ diz respeito à mediana e pode ser visto como um modelo de regressão de mínimos desvios absolutos.

¹³ Koenker [2005], cap. 3.

¹⁴Para aspectos práticos de implementação de *bootstrap*, ver Andrews and Buchinsky [2000] e Andrews and Buchinsky [2001].

Denote por $\hat{\beta}_\theta$ o estimador do problema descrito, $\hat{F}_n(u)$ a distribuição empírica dos resíduos, $\hat{u}_i = y_i - x_i \hat{\beta}_\theta$ e I a função indicadora, equivalente à equação 5 acima. Então, de acordo com Koenker [2005], para a RQ linear vale:

$$\hat{F}_n(u) = n^{-1} \sum_{i=1}^n I(\hat{u}_i < u) \quad (7)$$

Considere a extração da amostra com reposição de *bootstrap* u_1^*, \dots, u_n^* de $\hat{F}_n(u)$. Seja $y_i^* = x_i' \hat{\beta}_\theta + u_i^*$, na qual computamos e obtemos o parâmetro:

$$\beta_n^*(\theta) = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(y_i^* - x_i' \hat{\beta}_\theta) \quad (8)$$

Para aplicações, raramente os erros são i.i.d.. Então os resíduos de *bootstrap* são de interesse prático limitado, em RQ. Felizmente, os dados em *bootstrap* proveem uma alternativa simples e efetiva para distribuições independentes e não identicamente distribuídas. Ao invés de extrair amostras de *bootstrap* da distribuição empírica dos resíduos (como visto acima), pode-se extrair amostras de pares (y_i, x_i) da distribuição empírica conjunta da amostra $((y_i^*, x_i^*), i = 1, 2, \dots, n)$, extraída com reposição dos n pares $[(y_i, x_i), i = 1, 2, \dots, N]$ da amostra original, com probabilidade $1/n$. Esta forma de *bootstrap* tem sido amplamente usada em aplicações de RQ e é adotada no artigo. Buchinsky [1995] relata um extensivo experimento de Monte Carlo comparando variantes de *bootstrap* e conclui que este método resulta em um bom funcionamento, já que o seu intervalo de confiança é preciso.

Algumas aplicações exploram uma classe mais ampla de efeitos dos regressores, sobretudo, controlando os efeitos específicos individuais (heterogeneidade não observada das empresas), isto é, os chamados efeitos fixos (KOENKER, 2004). Um dos desafios dessas aplicações é considerar a estrutura longitudinal dos dados, permitindo que os efeitos individuais deem ao estudo um maior poder de explicação e interpretação.

Em vista disso, um método que poderia ser usado é a RQ com dados em painel, pois inclui na regressão quantílica os efeitos específicos individuais (FE), abrangendo os dois pontos simultaneamente. Esse tópico foi estudado por Koenker and Xiao [2001], Koenker [2004] e Lamarche [2010]. Neles podem ser encontrados outros resultados, além de extensões feitas por Harding and Lamarche [2009], Galvao and Montes-Rojas [2010], Canay [2010], Kato et al. [2010], entre outros, sendo Koenker [2004] um dos pilares do método de painel quantílico. Não utilizamos esse método, pois sua implementação empírica é custosa. Todavia, está sendo implementada por alguns dos autores acima e poderá ser usada futuramente, enriquecendo os resultados desse estudo.

3.2 Metodologia empírica

Neste estudo identificamos e analisamos os determinantes da estrutura de capital das empresas brasileiras, e por meio de aplicações dos modelos OLS, FE e RQ¹⁵, interpretamos as significâncias, efeitos e magnitudes das variáveis. As RQ's foram feitas para os quantis 0,05; 0,25; 0,50; 0,75 e 0,95. As regressões clássicas de OLS e FE são realizadas para

¹⁵O software utilizado nas estimações de OLS, FE e RQ foi o R.

atualizar a literatura brasileira e demonstrar a robustez dos resultados de RQ, maior contribuição do estudo.

A amostra é composta de 394 companhias brasileiras de capital aberto. O conjunto de dados, contidos na Economática, foi construído a partir dos demonstrativos de resultados contábeis consolidados de empresas não-financeiras¹⁶ listadas na Bovespa, entre os anos de 2000 e 2009.

Sobre a matriz de dados, optamos pelo uso de dados balanceados, isto é, excluimos as empresas com dados inexistentes para todo o período, feito realizado em diversos trabalhos (TITMAN E WESSELS, 1988; RAJAN E ZINGALES, 1995; FRANK E GOYAL, 2003; MEDEIROS E DAHER, 2008) e usamos a média dos valores do período selecionado, na maior parte dos resultados¹⁷.

A evidência empírica para o Brasil (PEROBELLI E FAMÁ, 2001; GOMES E LEAL, 2001; PROCIANOY E SCHNORRENBERGER, 2004; BRITO E LIMA, 2005; CESAR E BRITO, 2005; MEDEIROS E DAHER, 2008) sugere que tamanho, lucratividade, oportunidade de crescimento, tangibilidade e volatilidade são os principais determinantes da estrutura de capital, onde as *proxies* dessas variáveis são descritas na Tabela 2. Outros estudos citam classificação setorial, controle acionário, dedutibilidade fiscal, regulação setorial, governança corporativa, etc, como fatores influentes na estrutura de capital. Entretanto, utilizamos apenas as “variáveis principais”.

Assim como Titman and Wessels [1988], Rajan and Zingales [1995], Brito and Lima [2005], Cesar and Brito [2005], entre outros, as regressões que analisam o endividamento foram realizadas para definições distintas: endividamento total, de curto prazo e de longo prazo. Deste modo, explicamos as relações com os determinantes mais detalhadamente e encontramos diferenças entre os resultados. Além disso, é válido ressaltar que consideramos apenas o endividamento em valores contábeis, por ser menos sujeito a variações de mercado. A variável dependente, endividamento, nas suas diferentes formas, pode ser visualizada na Tabela 3, que contém as definições usadas.

Por meio da regressão quantílica, Fattouh et al. [2005] sugerem uma não-linearidade (heterogeneidade) nos determinantes da estrutura de capital, consistente com a teoria de custos de falência e agência, e com a restrição de não-negatividade na taxa de endividamento, contabilizada apenas como alavancagem (dívida/ativo), que impõe apenas valores positivos na variável dependente. Isso implica que distribuição condicional não é homogênea e as estimativas dos parâmetros mudam conforme a variação dos quantis de alavancagem.

Qiu and Smith [2007] realizam análise semelhante e obtêm um maior detalhamento da interpretação econômica dos efeitos dos determinantes sobre o endividamento. Revelam evidência de heterogeneidade na estrutura de capital, ou seja, os efeitos dos determinantes

¹⁶Empresas financeiras foram excluídas devido à peculiaridade da estrutura de capital das mesmas, pois apresentam uma estrutura contábil diversa das demais empresas.

¹⁷Realizamos a média do período entre 2000 e 2009 em todas as análises e regressões, exceto na de FE e AR(1), com valores anuais deflacionados pelo IPCA do IBGE, para o caso de variáveis nominais. Esse uso leva à perda de informações, em grande parte, referente aos efeitos temporais. Apesar disso, a média captura informações de empresas que têm dados para apenas um ano, não as excluindo da amostra. A análise para um único ano não foi inserida no estudo por causa do contexto específico e efeito temporal, que poderia distorcer os resultados no caso de uma comparação. Também para não apresentar uma análise limitada a um período curto, contemplando sob aspectos mais gerais a estrutura de capital. Apesar do estudo não contê-la, os resultados foram parecidos com os demonstrados.

Table 3: Tipos de endividamento.

Var. dependente	Medida de endividamento	Fórmula
endtot	Endividamento total	(Exigível longo prazo + Passivo circulante)/Ativo total
endlp	Endividamento de longo prazo	Exigível longo prazo/Ativo total
endcp	Endividamento de curto prazo	Passivo circulante/Ativo total

variam de acordo com os pontos de alavancagem em que são analisados. Logo, a RQ permite uma inferência mais robusta e completa, que não foi feita nos trabalhos brasileiros.

As regressões OLS, FE e RQ do estudo são, respectivamente, demonstradas abaixo. São realizadas para as diferentes variáveis dependentes contidas na Tabela 3, onde $N = 1, 2, \dots, 394$; e $T = 2000, 2001, \dots, 2009$ para o caso longitudinal:

$$End_i = \beta_0 + \beta_1 Tam_i + \beta_2 Luc_i + \beta_3 Cresc_i + \beta_4 Tang_i + \beta_5 Vol_i + u_i \quad (9)$$

$$End_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tam_{it} + \beta_2 Luc_{it} + \beta_3 Cresc_{it} + \beta_4 Tang_{it} + \beta_5 Vol_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (10)$$

$$End_i = \beta_{0\theta} + \beta_{1\theta} Tam_i + \beta_{2\theta} Luc_i + \beta_{3\theta} Cresc_i + \beta_{4\theta} Tang_i + \beta_{5\theta} Vol_i + u_i \quad (11)$$

onde: End são os tipos de endividamentos apresentados na Tabela 3; Tam é o tamanho da empresa i no período t , medido pelo logaritmo natural do total de seus ativos, em R\$ milhares¹⁸; Luc a lucratividade, medida pela razão entre EBIT (lucro antes dos juros e taxas, ou seja, lucro operacional menos custos administrativos) e ativos totais; $Cresc$ a *proxy* do índice de oportunidade de crescimento anual da empresa, *market-to-book*; $Tang$ a tangibilidade dos ativos, determinada como a proporção de ativos tangíveis (permanentes) pelo ativo total; Vol a volatilidade dos resultados operacionais, como a razão da dívida de curto prazo pela dívida total¹⁹; α_i o efeito não observável tempo-invariante da empresa i ; e o último termo, o erro.

As equações acima têm o objetivo de encontrar os efeitos, as magnitudes, e também, as significâncias dos determinantes da estrutura de capital. Logo, é possível interpretar e aplicar os resultados encontrados às teorias. Assim, a próxima seção apresenta, principalmente, os resultados referentes às essas equações.

4 Resultados empíricos

Nesta seção são apresentados os principais resultados do estudo. A Tabela 4 apresenta o resumo das estatísticas entre 2000 e 2009. A Tabela 5 mostra as correlações cruzadas das variáveis. Nela vemos a correlação do tamanho, positiva com a lucratividade, consenso na literatura de estrutura de capital, e negativa com a volatilidade, em acordo com a teoria de DeAngelo and Masulis [1980] e com os resultados de Titman and Wessels [1988].

¹⁸Em valores reais, deflacionado pelo IPCA-IBGE. Vale chamar atenção que esta foi a única variável tratada antes das estimações, no caso, transformada em logaritmo.

¹⁹Com o objetivo de reforçar a robustez dos resultados e checar a exogeneidade, foram feitas regressões sem essa variável, as quais tiveram resultados similares aos encontrados na regressão acima. Ver Anexo

Table 4: Resumo das estatísticas: média 2000-2009.

Variáveis	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
endtot	.6341	.5935	.3246	.09301	2.9042
endlp	.3057	.2669	.2302	0	1.7791
endcp	.3284	.2886	.1928	.01410	1.5678
lntam	13.3159	13.429	1.6679	8.4270	18.8739
cresc	2.1037	1.2991	3.1136	-6.1000	22.2412
luc	.05715	.07204	.1040	-.83963	.3613
tang	.4449	.4683	.2164	.0022	.9876
vol	48.6746	45.2	24.2734	0	100

Table 5: Correlação das variáveis independentes: média 2000-2009.

	endtot	endlp	endcp	lntam	luc	cresc	tang	vol
endtot	1.000							
endlp	0.8108	1.000						
endcp	0.7155	0.1713	1.000					
lntam	-0.2286	-0.0991	-0.2665	1.000				
luc	-0.4493	-0.3609	-0.3256	0.3478	1.000			
cresc	0.0798	0.0984	0.0168	0.0035	0.1125	1.000		
tang	0.0624	0.2372	-0.1781	0.1313	-0.0093	0.0093	1.000	
vol	0.1339	-0.1402	0.3927	-0.5083	-0.2927	0.0113	-0.2680	1.000

A Figura 1 (no Anexo) mostra a evolução entre 2000 e 2009 da taxa média de endividamento das empresas brasileiras (total, CP e LP). É visível que, ao longo dos anos, as empresas mantêm cerca de metade da sua taxa de endividamento total em dívidas de LP. Também vemos que, desde 2002 as taxas de endividamento total e de LP vinham caindo, até que em 2007, ano de crise, elas voltam a subir. No ano seguinte, após os efeitos da crise passarem, principalmente no Brasil, tais taxas voltaram a cair.

A Tabela 6 contém as regressões das equações 9, 10 e 11. As regressões OLS e quantílica foram feitas sobre a média de 2000 a 2009, cuja matriz de dados foi apresentada na seção anterior, e de FE no painel de 2000 a 2009²⁰, onde o critério de escolha da estimação em painel foi o teste de Hausman. As regressões foram feitas para as três formas de endividamento, ou seja, para as três variáveis dependentes. Todas as estimativas foram estatisticamente significantes a 1% (teste F). Na RQ os valores do erro-padrão são calculados através do método de *bootstrap*, exposto na Seção 3.

Por meio da análise de variância e do teste de desigualdade das inclinações dos parâmetros encontramos que os coeficientes das RQ's são estatisticamente diferentes entre si em todos os quantis analisados e para as três formas de endividamento. Isso justifica o uso da RQ, pois comprova que a distribuição condicional não é homogênea entre os quantis. Por consequência, existe diferença entre os quantis nos modelos de determinantes da estrutura de capital.

Quanto ao poder de explicação dos modelos, os R^2 's e R^2 's ajustados²¹ ficaram, em

²⁰Também realizamos regressões para o ano de 2009. Os resultados foram similares aos apresentados aqui, inclusive, entre os quantis. Optamos por não os inserir por motivos expostos na seção anterior.

²¹No caso das RQ's vamos adotar a nomenclatura de pseudos R^2 's ajustados (diferente para cada

Table 6: Regressões: OLS / RQ (média 2000-2009) / FE (2000-2009). Erro padrão entre parênteses. *** $p - valor \leq 1\%$ ** $p - valor \leq 5\%$ * $p - valor \leq 10\%$.

Regressão	Intercept	lntam	cresc	luc	tang	vol
endlp						
OLS	.60010*** (.1145)	-.01640** (.00739)	.01088*** (.00333)	-.91949*** (.10805)	.18421*** (.04968)	-.0026*** (.00051)
FE	.32838*** (.02277)	1.5e - 10 (4.7e-10)	-.00030 (.00081)	-.24397*** (.03267)	.24549*** (.03569)	-.00235*** (.00019)
RQ 0.05	-0.060 (0.063)	0.011** (0.004)	0.007*** (0.001)	-0.047 (0.067)	0.081*** (0.027)	-0.001*** (0.000)
RQ 0.25	0.121* (0.072)	0.011*** (0.004)	0.005* (0.003)	-0.367*** (0.089)	0.089*** (0.032)	-0.002*** (0.000)
RQ 0.50	0.334*** (0.093)	0.004 (0.006)	0.008*** (0.002)	-0.665*** (0.109)	0.139*** (0.044)	-0.003*** (0.000)
RQ 0.75	0.540*** (0.153)	-0.007 (0.009)	0.016*** (0.005)	-1.126*** (0.211)	0.218*** (0.063)	-0.003*** (0.001)
RQ 0.95	1.338*** (0.325)	-0.057*** (0.020)	0.031 (0.023)	-2.200*** (0.447)	0.485*** (0.159)	-0.001 (0.002)
endcp						
OLS	.32170*** (.09865)	-.00312 (.00636)	.00257 (.00287)	-.44372*** (.09304)	-.09077** (.04278)	.00223*** (.00044)
FE	.19803*** (.01960)	-2.5e - 10 (4.1e-10)	-.00061 (.00072)	-.23272*** (.02890)	.03249 (.03076)	.00273*** (.00017)
RQ 0.05	-0.136 (0.095)	0.019*** (0.006)	0.003 (0.004)	0.112 (0.089)	-0.105*** (0.040)	0.001* (0.000)
RQ 0.25	-0.010 (0.060)	0.013*** (0.004)	0.009*** (0.001)	0.048 (0.077)	-0.106*** (0.030)	0.002*** (0.000)
RQ 0.50	0.151** (0.062)	0.007* (0.004)	0.007*** (0.002)	-0.251*** (0.092)	-0.151*** (0.035)	0.003*** (0.000)
RQ 0.75	0.350*** (0.092)	-0.004 (0.005)	0.010** (0.005)	-0.294* (0.154)	-0.176*** (0.046)	0.004*** (0.000)
RQ 0.95	1.109*** (0.151)	-0.045*** (0.011)	0.011 (0.018)	-1.004*** (0.382)	-0.096 (0.111)	0.003*** (0.001)
endtot						
OLS	.92180*** (.16447)	-.01953* (.01061)	.01345*** (.00478)	-1.3632*** (.15510)	.09344 (.07132)	-.00039 (.00073)
FE	.52609*** (.03308)	-1.3e - 10 (7.0e-10)	-.00089 (.00121)	-.48326*** (.04838)	.27919*** (.05191)	.00038 (.00028)
RQ 0.05	0.093 (0.294)	0.020 (0.018)	0.022*** (0.002)	-0.284 (0.405)	-0.090 (0.125)	-0.001 (0.001)
RQ 0.25	0.237** (0.120)	0.022*** (0.008)	0.019*** (0.006)	-0.715*** (0.176)	-0.041 (0.054)	-0.001 (0.001)
RQ 0.50	0.488*** (0.123)	0.011 (0.007)	0.017*** (0.004)	-1.204*** (0.131)	0.016 (0.064)	0.000 (0.001)
RQ 0.75	0.923*** (0.164)	-0.015 (0.011)	0.014*** (0.003)	-1.384*** (0.211)	0.148 (0.067)	0.001 (0.001)
RQ 0.95	1.926*** (0.314)	-0.061*** (0.017)	0.020 (0.011)	-2.089*** (0.160)	-0.059 (0.156)	0.001 (0.001)

geral, próximos aos da literatura. No caso OLS ficou entre 20 e 25%, para os três tipos de endividamento; no FE (conceito similar ao R^2), oscilou entre 15 e 25%; e para a RQ, foram bem variados, ficando entre 5 e 35%.

Apresentamos o resultado gráfico da RQ (Figuras 2, 3 e 4, no Anexo) nos quantis ($q = 0,02; 0,04; \dots; 1$), para as distintas variáveis independentes, além da estimativa OLS e seu respectivo intervalo de confiança (IC). Tais gráficos são ótimas representações para leitura e interpretação da RQ, ilustrando claramente a diferença do resultado OLS²².

A Tabela 7, de regressão da série temporal AR(1), tem o intuito de mostrar que os endividamentos total e de LP são persistentes, o que pode ser visto através da significância estatística da variável defasada endividamento, sendo este um resultado esperado. Nessa regressão, a variável defasada tem alto poder de explicação, comparada às outras regressões, com um R^2 em torno de 5%. Porém não explica a alavancagem, sendo redundante explicar o endividamento através dele próprio. Já a variável defasada endividamento de CP não foi significativa no processo AR(1), revelando que esse tipo de dívida não leva a uma previsão confiável, nem tem efeito duradouro nas empresas.

Table 7: AR(1) endi, $i = \text{tot,lp,cp}$ (total, longo e curto prazo).

	endtot		endlp		endcp	
Variável	Coeficiente	Erro padrão	Coef.	EP	Coef.	EP
End i (t - 1)	0.388***	(0.036)	2.517***	(0.491)	0.007	(0.017)
Intercepto	11.661*	(6.922)	5.824	(6.187)	5.508*	(3.351)

São claras as diferenças dos resultados obtidos entre as estimações OLS, FE e RQ. Entre a RQ e a OLS, as diferenças metodológicas foram apresentadas na Seção 3. Nesse caso, os estimadores de RQ são estatisticamente diferentes dos OLS para todas as variáveis, em pelo menos um dos quantis. Isso reflete na magnitude dos efeitos, que muda entre os quantis, ao ponto de explicar os modelos da estrutura de capital de maneiras diferentes entre si. Os resultados obtidos na RQ expõem que os efeitos dos determinantes variam com os quantis, assim como nos trabalhos de Fattouh et al. [2005] e Qiu and Smith [2007].

Por outro lado, também existem semelhanças entre as estimativas, como os sinais dos efeitos, na maioria, iguais entre as regressões, principalmente, entre a RQ 0,50 e a OLS, que captam a tendência central das estimativas. Como explicado na seção anterior e verificado nos resultados, normalmente os efeitos dos determinantes sobre os endividamentos de CP e LP são distintos, quando não opostos.

4.1 OLS, FE e RQ

A regressão OLS nos informa que na maior parte dos casos os determinantes tiveram estimativas significativas e que apoiam as teorias de *trade-off* e/ou *pecking order*. Está

quantil).

²²A ideia é comparar os resultados quantil a quantil com as estimativas OLS, verificando a sobreposição dos IC's para ver se são estatisticamente diferentes e se o uso da RQ é justificado. Também se deve notar a diferença de resultados entre os quantis, o que indica que os efeitos dos determinantes são heterogêneos. Dado que a regressão OLS é construída para modelar a média condicional, uma possível comparação é com o quantil $\theta = 0,5$, usualmente utilizado como medida de tendência central da distribuição.

alinhada com a regressão por FE, a qual tem sinais equivalentes para todos os casos em que as variáveis foram estatisticamente significantes. Assim como no estudo de Titman and Wessels [1988], a maioria dos estimadores de OLS e FE, para o CP ou LP, está em acordo com a previsão.

Alguns coeficientes tiveram os efeitos de pequena magnitude e foram estatisticamente insignificantes, em particular, tamanho e crescimento para o CP, e tangibilidade e volatilidade para o endividamento total. Os efeitos sobre o endividamento de CP e LP se somam no endividamento total. Em alguns casos, como tangibilidade e volatilidade, os efeitos de CP e LP são opostos, podendo ser uma das razões que faz com que os coeficientes do endividamento total percam sua significância estatística.

Na RQ os parâmetros estimados oscilam, indicando que a magnitude dos efeitos varia com os quantis, logo, com a taxa de endividamento. Ademais, mudam de sinal em alguns casos, fazendo com que as teorias de *trade-off* ou *pecking order* possam ser aplicadas dependendo do nível de alavancagem das empresas. Isto é, a alteração no sinal muda a dinâmica do modelo e leva aquele determinado parâmetro a ser explicado por outra via.

Portanto, os determinantes mudam sujeitos aos quantis em que são analisados. Por exemplo, para o último quantil (0,95), os determinantes do endividamento de LP são o tamanho, a lucratividade e a tangibilidade, isto é, a volatilidade e as oportunidades de crescimento não têm efeito sobre o endividamento de LP. Esse resultado é intuitivo, pois é provável que essas empresas, altamente endividadas e, portanto, com elevados custos de falência, não consigam pagar/tomar empréstimos de LP mesmo que se tornem mais/menos voláteis ou propensas a crescer. Já o tamanho, tangibilidade ou lucro, podem influenciar sua taxa de endividamento de LP pois, se crescem, as empresas tornam-se menos alavancadas (basta tomar a definição), se aumentam suas garantias, obtêm mais espaço para tomar empréstimos, e se realizam mais lucros, podem diminuir o endividamento.

Tais interpretações podem ser feitas para cada quantil, ressaltando que buscamos realizá-las para os quantis extremos, pois provavelmente os quantis centrais seguem a tendência geral, analisada em estudos anteriores.

Abaixo apresentamos os resultados das regressões de mínimos quadrados, efeitos fixos e quantílica para cada determinante, verificando a significância, efeito e magnitude dos estimadores. É fundamental observar tais resultados nos quantis e compará-los com as regressões OLS e FE. Além disso, podemos encontrar as previsões a respeito de cada variável na Tabela 1, verificando em qual teoria os resultados se aplicam.

4.1.1 Tamanho

Os resultados OLS indicam um efeito negativo do tamanho para as três variáveis de endividamento. Na estimação em painel (FE), os sinais de CP e LP são opostos, mas não significantes. As previsões de Titman and Wessels [1988] e Fama and French [2002] são parcialmente confirmadas, pois o tamanho é negativamente correlacionado com o endividamento de CP nos últimos quantis, isto é, para o caso das empresas mais endividadas. Assim, a previsão de ambas as teorias (*trade-off* e *pecking order*) são, parcialmente, confirmadas pelos resultados. A nossa previsão também, pois os efeitos do tamanho sobre a alavancagem para os últimos quantis são negativos e maiores em magnitude.

A relevância no estudo de RQ se revela por meio da análise dos quantis. A relação entre tamanho e endividamento decresce com eles, onde os efeitos têm o mesmo padrão para as três formas de endividamento (ver figuras em anexo). São positivos para os menores

quantis, o que nos faz aceitar ambas as teorias e negativos para os maiores, aceito pela *pecking order*. Neste caso, os quantis extremos são estatisticamente significantes e os do meio, nem sempre, ou seja, o tamanho não tem efeito sobre as empresas razoavelmente alavancadas.

Concluimos que as empresas menos endividadas se comportam diferentemente, em relação ao tamanho, das empresas mais alavancadas, com estimativas opostas. Isso demonstra a utilidade da RQ, que capta efeitos distintos sobre a mesma variável. Sobretudo, nos faz aceitar teorias diferentes para uma mesma variável, enriquecendo os resultados do trabalho, ao trazer um resultado inédito para a literatura brasileira.

4.1.2 Oportunidade de crescimento

Pelas estimativas OLS e RQ, esta variável é significativa para o endividamento total e de LP e tem relação positiva com as três formas de endividamento. Apenas nas estimações por FE, revelou-se negativa, mas não significativa estatisticamente. Este resultado está de acordo com o estudo brasileiro de Moreira and Brito [2006] e indica a aceitação da versão fraca/simples da PO, também encontrada por Fama and French [2002] para empresas americanas.

As estimativas de RQ não se afastam muito da OLS, o que indica que os coeficientes seguem uma tendência geral. Para o maior quantil, as estimativas não foram significantes, o que mostra que essa variável pode não ter efeito neste caso. Isto é, o efeito do crescimento desaparece, provavelmente, porque é mais difícil para as empresas mais alavancadas tomar novos empréstimos, devido aos altos custos de falência. Já para o menor quantil, de empresas pouco endividadas, portanto com maior margem para se alavancar, o coeficiente é positivo e significativo para o endividamento total e de LP, o que mostra que a oportunidade de crescimento eleva esses tipos de dívida.

4.1.3 Lucratividade

As estimativas OLS, FE e RQ nos dizem que a lucratividade possui relação negativa com o endividamento, em todas as suas formas (exceto no quantil 0,05, que não foi significativa). Dessa maneira, aceitamos a PO, consenso entre os estudos brasileiros (CESAR E BRITO, 2005; BRITO E LIMA, 2005; MOREIRA E BRITO, 2006; MEDEIROS E DAHER, 2008).

Encontramos que o efeito absoluto da lucratividade aumenta gradativamente com os quantis, ou seja, a sensibilidade do endividamento quanto à lucratividade é menor em empresas pouco endividadas e maior em empresas mais alavancadas. Isso quer dizer que no Brasil, o lucro nas empresas mais endividadas leva a uma maior redução do endividamento do que nas empresas pouco endividadas, isto é, mais as primeiras revertem esses lucros em pagamentos. Provavelmente, porque as primeiras têm mais margem e maior urgência para a diminuição da dívida.

Muitas empresas convertem, quase que integralmente, seus lucros obtidos em pagamentos de dívidas. Podemos ver isso através do coeficiente de *luc*. Para ilustrar, temos os casos (do quantil 0,25 a 0,75) em que esses coeficientes são estatisticamente próximos a menos um para o endividamento total, que mostram que o aumento de 1% na taxa de lucratividade leva à queda de quase 1% no total de dívidas.

De outro modo, podemos dizer que a teoria de PO é fortalecida à medida que os quantis aumentam, isto é, a lucratividade aumenta a relutância em usar a emissão de dívidas para se financiar, sendo que esse efeito cresce com o nível de endividamento das firmas. Esse é mais um resultado inédito, obtido com o uso da estimação quantílica.

4.1.4 Estrutura dos ativos: tangibilidade

A tangibilidade tem efeitos distintos sobre o endividamento de CP e LP, entre as estimativas OLS e RQ. Na FE, a tangibilidade se apresentou positivamente correlacionada com o endividamento, nas três formas. Para o LP, as estimativas de OLS, FE e RQ são positivas e estatisticamente significantes, mesmo resultado encontrados por Brito and Lima [2005] e conforme a previsão da *trade-off*.

Já para o CP, o efeito é oposto, isto é, os resultados de OLS e RQ foram negativos e de acordo com a PO. Observamos que o coeficiente da tangibilidade sobre o endividamento de CP e LP cresce absolutamente conforme os quantis (exceto no último para o CP), o que era esperado por nós. Isto é, o efeito absoluto da garantia é maior para empresas mais endividadas.

No endividamento total, o efeito é ambíguo, pois os efeitos de CP e LP se somam, as estimativas perdem sua significância estatística (OLS e RQ) e na RQ, oscilam bastante entre os quantis.

4.1.5 Volatilidade dos resultados operacionais: risco

Os coeficientes estimados por OLS, FE e RQ para a volatilidade, são significativos estatisticamente, para os endividamentos de CP e LP. Para o endividamento total, todas as estimativas perdem a significância, provavelmente pela soma dos efeitos opostos de CP e LP.

No LP as estimativas estão em acordo com as teorias de *trade-off* e *pecking order*. Maior risco leva a uma queda do endividamento de LP, pois em contrapartida ao aumento da volatilidade, as firmas precisam diminuir seus custos de falência. As estimativas da RQ, neste caso, apresentam uma variação. A magnitude do efeito é crescente com os quantis até o quantil 0,75, depois diminui. Para empresas extremamente endividadas esse efeito desaparece, nas três formas de endividamento. O último quantil não é significativo estatisticamente, isto é, não importa o tamanho do risco, que as empresas não tomam/pagam empréstimos, pois já o fizeram demasiadamente.

Para o CP, a relação é positiva e crescente com os quantis. Juntamente à ideia anterior, quanto mais endividadas as empresas, maior o efeito do risco sobre o endividamento de CP, pois podem recorrer cada vez menos às dívidas de LP.

5 Considerações finais

Introduzimos o uso da regressão quantílica no campo dos determinantes da estrutura de capital, para o caso de empresas brasileiras. Encontramos diferenças significativas entre os quantis nas RQ's e entre as regressões OLS e FE. Principalmente, as diferenças entre a RQ e a OLS indicam que os estimadores de RQ não seguem a tendência geral que foi observada em estudos anteriores, o que demonstra a importância desse trabalho.

A RQ traçou mais detalhadamente a distribuição do endividamento das empresas brasileiras, mostrando sua heterogeneidade condicional às variáveis explicativas. Coeficientes que antes eram vistos como iguais entre as firmas, agora foram analisados e distinguidos por quantis, manifestando entre si diferenças estatisticamente significantes.

Assim, as políticas de emissão de dívidas mudam de acordo com o nível de endividamento da empresa. Até então, esse ponto era desconsiderado nos estudos brasileiros, que examinavam de maneira genérica a relação da dívida com os determinantes da estrutura de capital das empresas. Logo, a principal consequência dessa análise é mostrar que a heterogeneidade da distribuição condicional leva a uma mudança nos efeitos dos determinantes entre os quantis.

Os coeficientes de todos os determinantes variam entre os quantis analisados. Por exemplo, na maior parte dos estudos brasileiros, a lucratividade tem um efeito negativo e fixo sobre a taxa de endividamento, isto é, o estimador é calculado independentemente das empresas analisadas. Por meio da RQ, mostramos que o efeito da lucratividade é menor para empresas pouco endividadas, de menor quantil, e maior para as mais alavancadas, de maior quantil, onde a principal justificativa para essa diferença são os custos de falência e agência correspondentes aos níveis de endividamento, representados nos quantis. Também notamos que essa diferença é maior especialmente entre os primeiros e os últimos quantis, dados tais custos.

Nos estudos brasileiros anteriores, a maior parte das variáveis apoiam a *pecking order*. Neste estudo, no caso do tamanho, previsões rivais de teorias como a *trade-off* e a *pecking order*, podem ser aceitas simultaneamente, já que os efeitos mudam para diferentes quantis. Não obstante os resultados das variáveis tamanho e lucratividade mostram que a *pecking order* se torna mais forte à medida que os quantis aumentam.

Entretanto, outros fatores também interferem na aceitação das teorias acima. Entre eles, tipos de endividamento distintos podem dar suporte a mais de uma teoria, caso da tangibilidade, que apoiou a *trade-off* no endividamento de LP e a *pecking order* no de CP. A análise por variável, tipo de endividamento e, principalmente, quantil é que determina o apoio à *trade-off* ou à *pecking order*.

Os mesmos resultados desse estudo podem ser perseguidos para a América Latina e EUA, onde o uso do instrumental quantílico seria inédito e poderia trazer uma maior compreensão em relação aos estudos anteriores. Nesse caso, é provável existir também uma diferença entre os determinantes da estrutura de capital nos quantis.

Como mencionado, existe a possibilidade de analisar o efeito de outros determinantes da estrutura de capital. Alguns, como governança corporativa, regulação do mercado e controle acionário, foram testados em trabalhos recentes, mas sem a abordagem quantílica. Isso fica como sugestão para trabalhos futuros.

Outra possível extensão desse estudo é a aplicação da teoria de dados em painel com regressão quantílica, pois ainda não foi realizada empiricamente nessa literatura. A princípio a RQ com dados em painel não foi feita devido à dificuldade de implementar o cálculo do erro padrão por *bootstrap*, pois a matriz de variância assintótica não pode ser usada, por causa da dependência interna das firmas (ABREVAYA E DAHL, 2008). E por fim, ainda se pode realizar uma desagregação das especificações por setores empresariais (inclusive, os dados estão facilmente disponíveis na *Economática*), de modo a se investigar as características de estrutura de capital inerentes aos diversos segmentos econômicos.

References

- A. Alti. How persistent is the impact of market timing on capital structure? *Journal of Finance*, 61:16811710, 2006.
- D. W. K. Andrews and M. Buchinsky. A three-step method for choosing the number of bootstrap repetitions. *Econometrica*, 68(1):2351, 2000.
- D. W. K. Andrews and M. Buchinsky. Evaluation of a three-step method for choosing the number of bootstrap repetitions. *Journal of Econometrics*, 103(12):345386, 2001.
- M. Baker and J. Wurgler. Market timing and capital structure. *Journal of Finance*, 57(1): 1–32, 2002.
- Michael Barclay and Clifford Smith. The maturity of corporate debt. *The Journal of Finance*, 50 (2):609–631, 1995.
- Ricardo D. Brito and Mônica R. Lima. A escolha da estrutura de capital sob fraca garantia legal: O caso do brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 59(2):177–208, 2005.
- M. Buchinsky. Estimating the asymptotic covariance matrix for quantile regression models. a monte carlo study. *Journal of Econometrics*, 68:303338, 1995.
- M. Buchinsky. Recent advances in quantile regression models - a practical guideline for empirical research. *Journal of Human Resources*, 33 (1):88–126, 1998.
- Ivan A. Canay. A note on quantile regression for panel data models. 2010.
- G. Cesar and D. Brito. Testando as previsões de trade-off e pecking order sobre dividendos e dívida no brasil. *Estudos Econômicos*, 35:37–79, 2005.
- H. DeAngelo and R. Masulis. Optimal capital structure under corporate and personal taxation. *Journal of Financial Economics*, 8:3–29, 1980.
- E. Fama and K. French. Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The Review of Financial Studies*, 15(1):1–33, 2002.
- E. Fama and J. Macbeth. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81:607636, 1973.
- Bassam Fattouh, Pasquale Scaramozzino, and Laurence Harris. Capital structure in south korea: a quantile regression approach. *Journal of Development Economics*, 76:231–250, 2005.
- M. Z. Frank and V. K. Goyal. Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 67(2):217–248, 2003.
- D. Galai and R.W. Masulis. The option pricing model and the risk factor of stock,. *Journal of Financial Economics*, 3:53–81, 1976.
- Antonio F. Galvao and Gabriel V. Montes-Rojas. Penalized quantile regression for dynamic panel data. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 140:34763497, 2010.

- G. Gomes and R. Leal. *Finanças Corporativas*, chapter 3 - Determinantes da estrutura de capitais das empresas brasileiras com ações negociadas em bolsas de valores, pages 42–57. Atlas, 2001.
- J. R. Graham and C. R. Harvey. The theory and practice of corporate finance: evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 60:187–243, 2001.
- John R. Graham. How big are the tax benefits of debt? *The Journal of Finance*, 55(5): 1901–1942, 2000.
- Kevin F. Hallock, Regina Madalozzo, and Clayton G. Reck. Ceo pay-for-performance heterogeneity using quantile regression. *Financial Review*, 45(1):1–19, 2010.
- Matthew Harding and Carlos Lamarche. A quantile regression approach for estimating panel data models using instrumental variables. *Economics Letters*, 104(3):133–135, 2009.
- Milton Harris and Artur Raviv. The theory of capital structure. *Journal of finance*, 46: 297–354, 1991.
- P. Huber. Behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. *Proceedings of the 5th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Berkeley: University of California Press, 1967.
- M. Jensen. Agency costs of free-cash-flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76:323–329, 1986.
- M. Jensen and W. Meckling. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3:305–360, 1976.
- Kengo Kato, Antonio F. Galvao, and Gabriel V. Montes-Rojas. Asymptotics and bootstrap inference for panel quantile regression models with fixed effects. 2010.
- R. Koenker. Quantile regression for longitudinal data. 2004.
- R. Koenker. *Quantile Regression*. Econometric Society Monograph Series, 2005.
- R. Koenker and G. Basset. Regression quantiles. *Econometrica*, 46:33–50, 1978.
- R. Koenker and K. Hallock. Quantile regression: an introduction. *Journal of Economic Perspective*, 15:143–156, 2001.
- Roger Koenker and Zhijie Xiao. Inference on the quantile regression process. 2001.
- Carlos Lamarche. Robust penalized quantile regression estimation for panel data. *Journal of Econometrics*, 157(2):396–408, 2010.
- O. R. Medeiros and C. E. Daher. Testando teorias alternativas sobre a estrutura de capital nas empresas brasileiras. *Revista de Administração contemporânea*, 12:177–199, 2008.
- M. Miller. Debt and taxes. *Journal of Finance*, 32:261–275, 1977.

- F. Modigliani and M. Miller. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 53:261–297, 1958.
- Marcos Leandro M. Moreira and Ricardo D. Brito. Fatores determinantes da duração da dívida corporativa no brasil. *Revista de Economia e Administração*, 5 (4):449–469, 2006.
- S. Myers. The capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39(3):575–592, 1984.
- Jairo Laser Procianoy and Adalberto Schnorrenberger. A influência da estrutura de controle nas decisões de estrutura de capital das companhias brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*, 58(1):121–146, 2004.
- Jiaping Qiu and Brian F. Smith. A nonlinear quantile regression test of the pecking order model. 2007.
- R. G. Rajan and L. Zingales. What do we know about capital structure? some evidence from international data. *Journal of Finance*, 50:1421–1460, 1995.
- Stephen A. Ross. The determination of financial structure: The incentive-signalling approach. *The Bell Journal of Economics*, 8(1):23–40, 1977.
- José Luiz Jr. Rossi and Marcelo Marotta. Equity market timing: Testando através de ipo no mercado brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, 8(1):85101, 2010.
- L. Shyam-Sunder and S. Myers. Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 51:219–244, 1999.
- S. Titman and R. Wessels. The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*, 43:1–19, 1988.

6 Anexo

As equações abaixo são similares às equações 9, 10 e 11. A diferença é que não possuem a variável *volatilidade*. Referem-se às regressões OLS, FE e RQ, respectivamente, as quais têm os resultados apresentados na Tabela 8.

$$End_i = \beta_0 + \beta_1 Tam_i + \beta_2 Luc_i + \beta_3 Cresc_i + \beta_4 Tang_i + u_i \quad (12)$$

$$End_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tam_{it} + \beta_2 Luc_{it} + \beta_3 Cresc_{it} + \beta_4 Tang_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (13)$$

$$End_i = \beta_{0\theta} + \beta_{1\theta} Tam_i + \beta_{2\theta} Luc_i + \beta_{3\theta} Cresc_i + \beta_{4\theta} Tang_i + u_i \quad (14)$$

Table 8: Regressões (sem *vol*): OLS / RQ (média 2000-2009) / FE (2000-2009). Erro padrão entre parênteses. *** p - valor $\leq 1\%$ ** p - valor $\leq 5\%$ * p - valor $\leq 10\%$.

Regressão	Intercepto	Intam	cresc	luc	tang
endlp					
OLS	0.221** (0.090)	0.000 (0.006)	0.010*** (0.003)	-0.827*** (0.110)	0.247*** (0.049)
FE	0.196*** (0.020)	5.29e - 10 (5.07e-10)	- 0.000 (0.000)	-0.201*** (0.033)	0.273*** (0.036)
RQ 0.05	-0.182*** (0.040)	0.014*** (0.003)	0.007*** (0.001)	-0.073*** (0.026)	0.109*** (0.025)
RQ 0.25	-0.280*** (0.071)	0.028*** (0.005)	0.004 (0.004)	-0.233** (0.109)	0.183*** (0.043)
RQ 0.50	-0.151* (0.081)	0.026*** (0.006)	0.009** (0.004)	-0.629*** (0.130)	0.209*** (0.048)
RQ 0.75	0.113 (0.109)	0.016* (0.008)	0.015*** (0.004)	-1.158*** (0.198)	0.228*** (0.071)
RQ 0.95	1.208*** (0.169)	-0.055*** (0.013)	0.025 (0.018)	-2.144*** (0.393)	0.625*** (0.133)
endcp					
OLS	0.642*** (0.077)	- 0.017*** (0.005)	0.003 (0.002)	-0.521*** (0.094)	- 0.144*** (0.042)
FE	0.350*** (0.017)	- 6.82e - 10 (4.42e-10)	- 0.000 (0.000)	-0.255*** (0.029)	0.023 (0.031)
RQ 0.05	0.040 (0.058)	0.007* (0.004)	0.003 (0.004)	0.128 (0.090)	-0.083*** (0.029)
RQ 0.25	0.198*** (0.060)	0.006 (0.004)	0.007*** (0.002)	-0.044 (0.121)	-0.160*** (0.036)
RQ 0.50	0.481*** (0.061)	-0.006 (0.004)	0.009** (0.004)	-0.362*** (0.114)	-0.226*** (0.033)
RQ 0.75	0.849*** (0.091)	-0.022*** (0.007)	0.008* (0.004)	-0.679*** (0.174)	-0.276*** (0.051)
RQ 0.95	1.559*** (0.201)	-0.061*** (0.015)	0.005 (0.017)	-0.995*** (0.332)	-0.222** (0.108)
endtot					
OLS	0.864*** (0.125)	-0.017* (0.009)	0.013*** (0.004)	-1.349*** (0.152)	0.103 (0.069)
FE	0.553*** (0.028)	- 1.58e - 10 (7.13e-10)	- 0.001 (0.001)	-0.460*** (0.047)	0.249*** (0.051)
RQ 0.05	-0.213 (0.187)	0.035*** (0.013)	0.023*** (0.002)	-0.195 (0.309)	-0.064 (0.100)
RQ 0.25	0.133** (0.059)	0.024*** (0.005)	0.020*** (0.008)	-0.549*** (0.180)	-0.006 (0.059)
RQ 0.50	0.528*** (0.102)	0.009 (0.007)	0.017*** (0.004)	-1.167*** (0.193)	-0.002 (0.059)
RQ 0.75	1.015*** (0.138)	-0.020* (0.010)	0.014*** (0.005)	-1.326*** (0.133)	0.147** (0.069)
RQ 0.95	1.990*** (0.263)	-0.062*** (0.019)	0.021 (0.020)	-2.138*** (0.446)	-0.076 (0.154)

Figure 1: Evolução da taxa de endividamento médio das empresas entre 2000 e 2009. Endividamento total (endtot): azul; endividamento de longo prazo (endlp): vinho; endividamento de curto prazo (endcp): verde

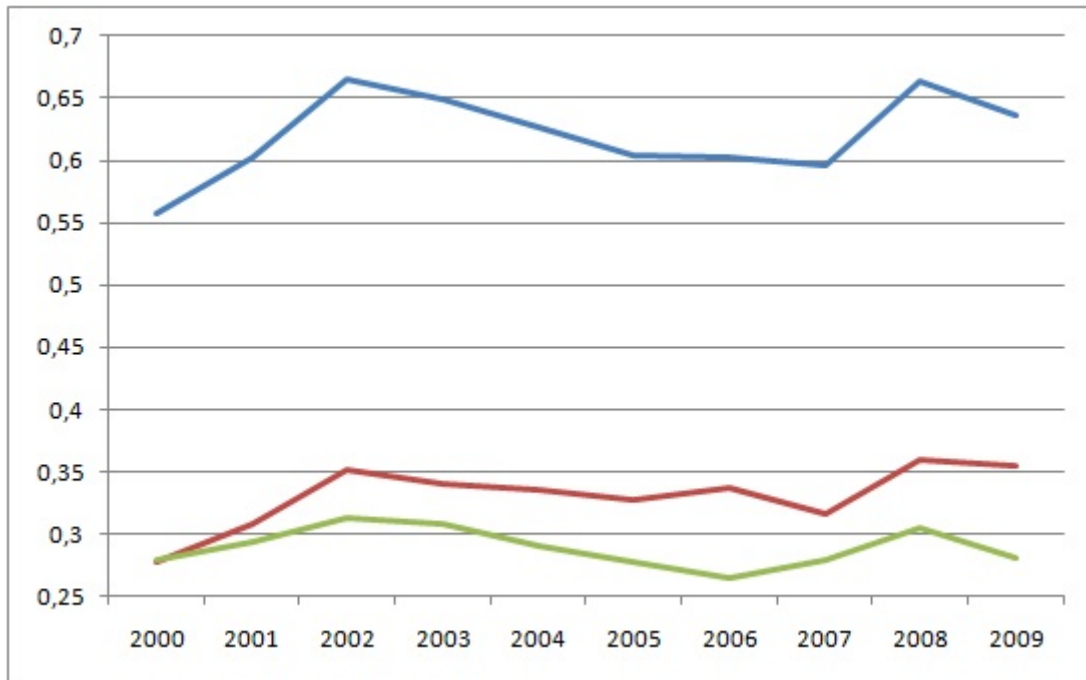


Figure 2: RQ (média 2000-2009 - endlp). Endlp: pontos pretos (RQ); área sombreada (IC 95% da RQ); linha vermelha (OLS) e tracejada (IC 95% OLS).

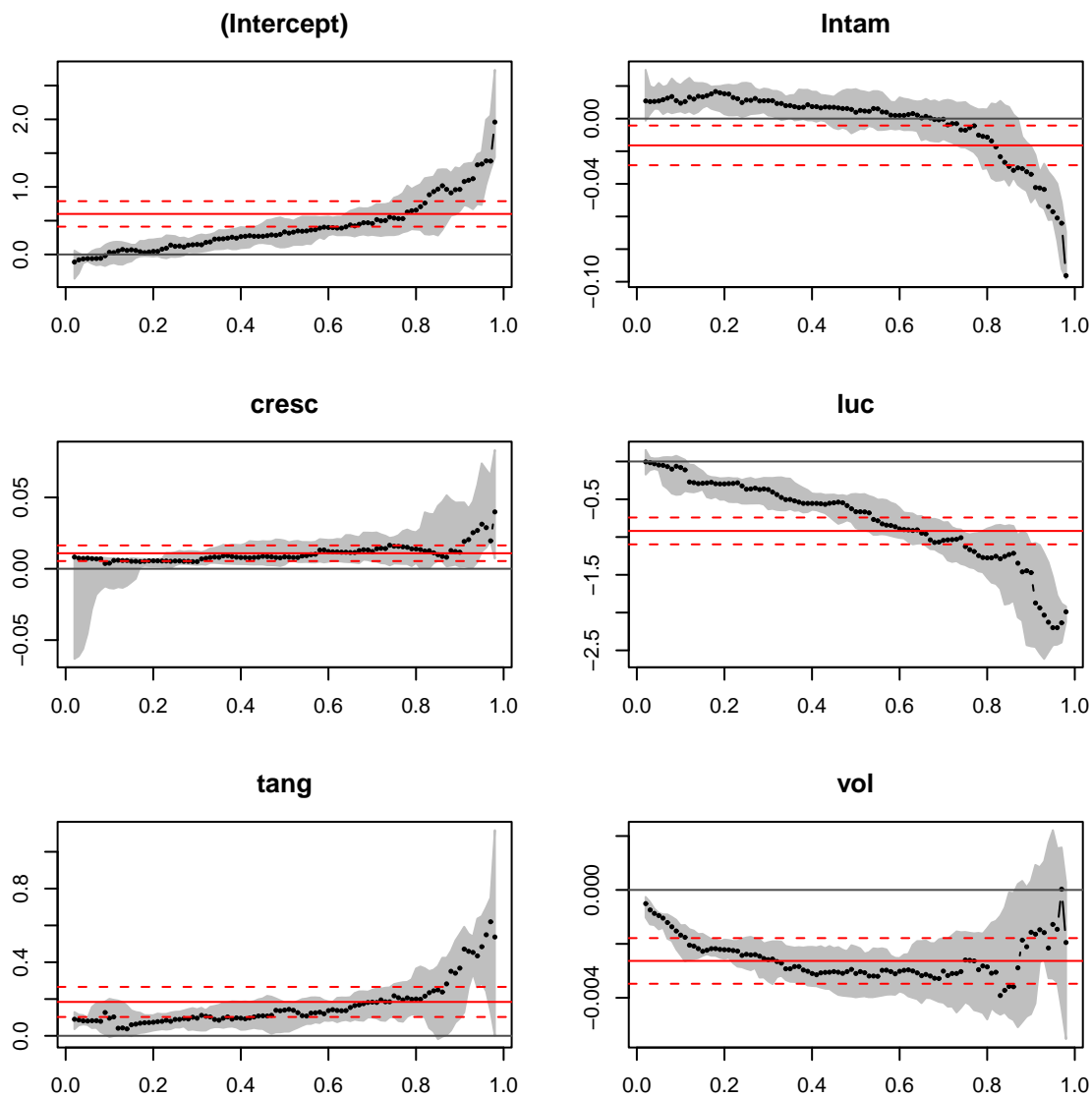


Figure 3: RQ (média 2000-2009 - endcp). Endcp: pontos pretos (RQ); área sombreada (IC 95% da RQ); linha vermelha (OLS) e tracejada (IC 95% OLS).

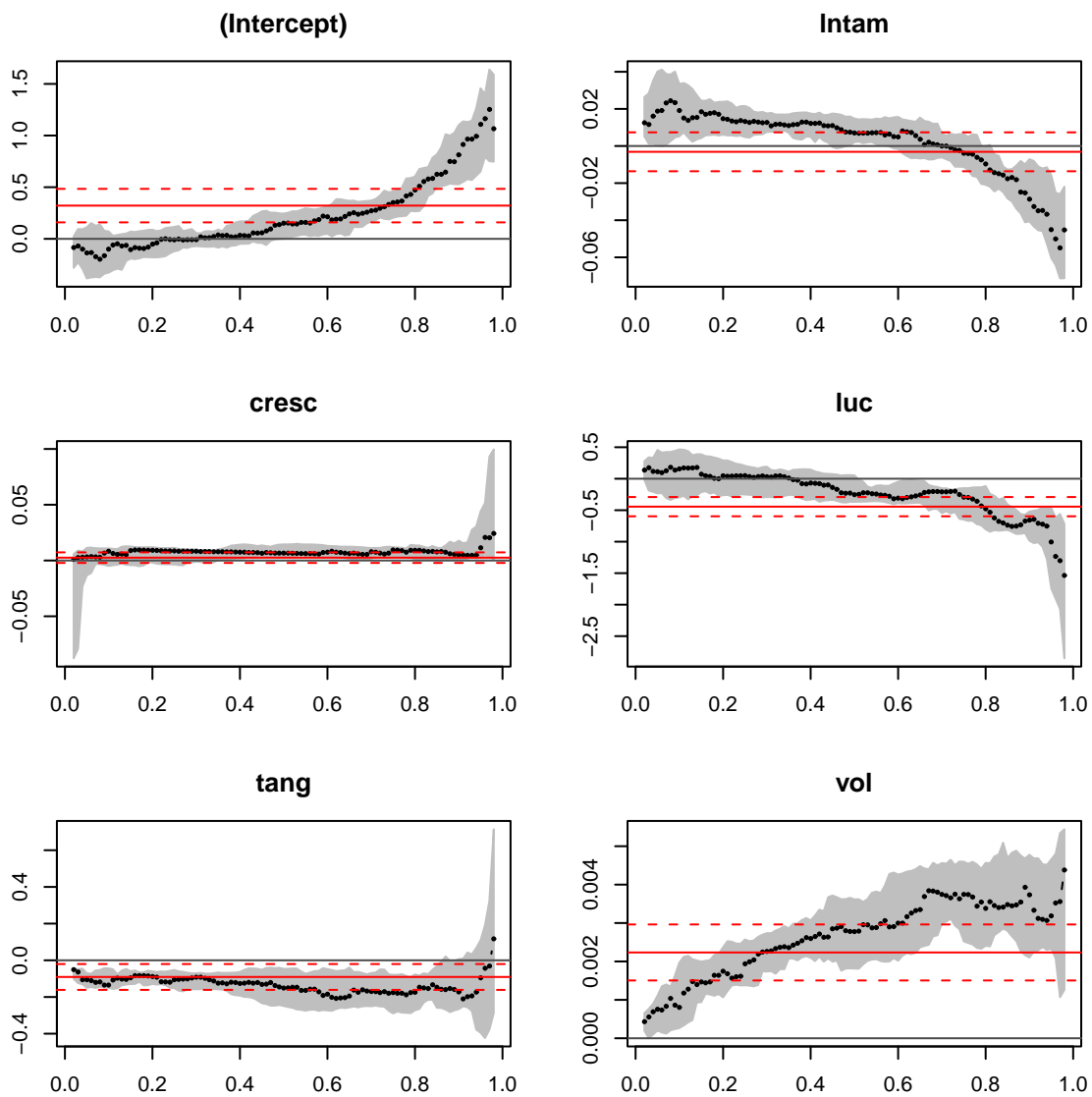
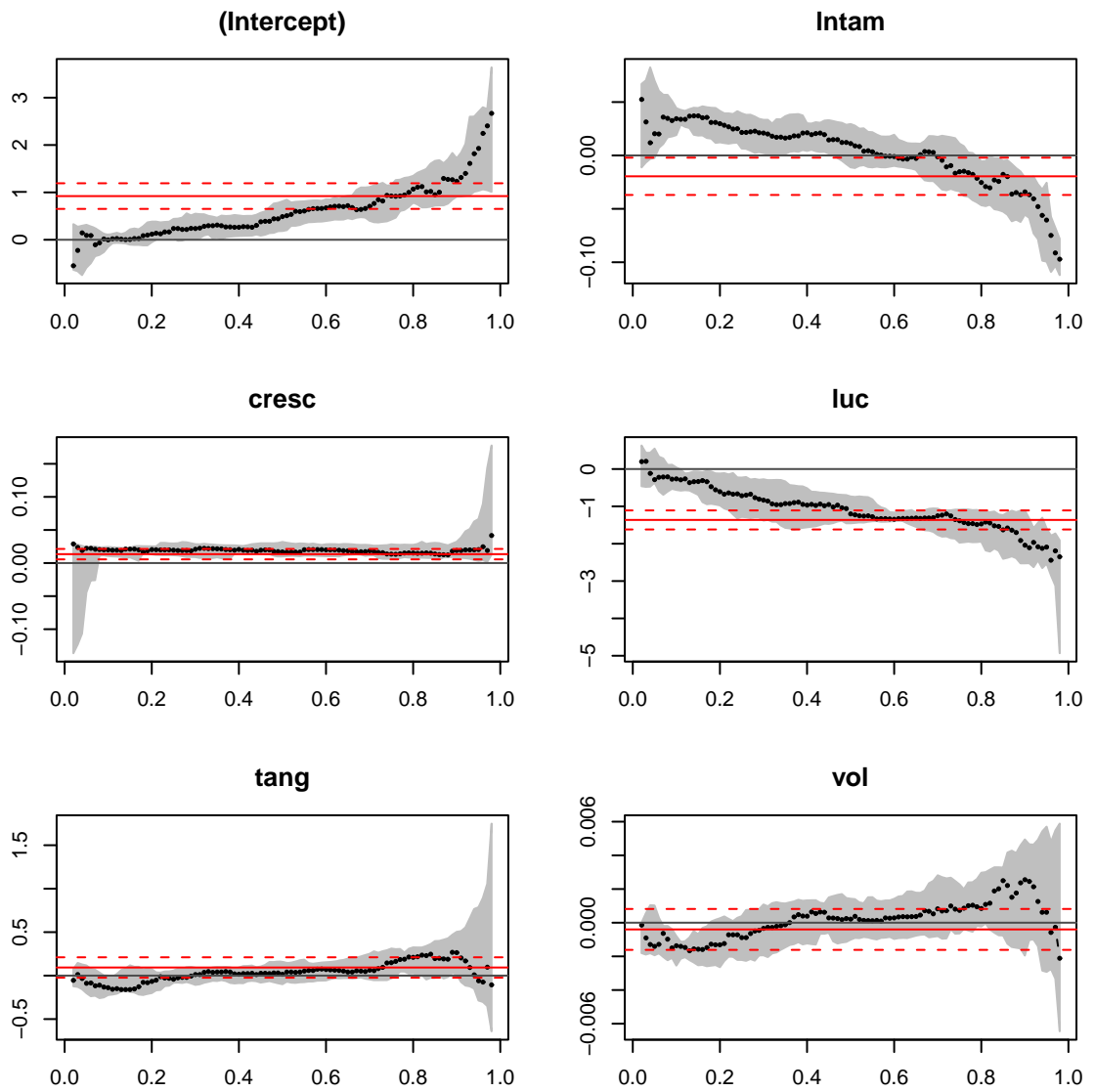


Figure 4: RQ (média 2000-2009 - endtot). Endtot: pontos pretos (RQ); área sombreada (IC de 95% da RQ); linha vermelha (OLS) e tracejada (IC 95% OLS).



Banco Central do Brasil

Trabalhos para Discussão

Os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil estão disponíveis para download no website
<http://www.bcb.gov.br/?TRABDISCLISTA>

Working Paper Series

The Working Paper Series of the Central Bank of Brazil are available for download at
<http://www.bcb.gov.br/?WORKINGPAPERS>

- | | | |
|-----|---|----------|
| 235 | Revisiting bank pricing policies in Brazil: Evidence from loan and deposit markets
<i>Leonardo S. Alencar</i> | Mar/2011 |
| 236 | Optimal costs of sovereign default
<i>Leonardo Pio Perez</i> | Apr/2011 |
| 237 | Capital Regulation, Monetary Policy and Financial Stability
<i>P.R. Agénor, K. Alper, and L. Pereira da Silva</i> | Apr/2011 |
| 238 | Choques não Antecipados de Política Monetária e a Estrutura a Termo das Taxas de Juros no Brasil
<i>Fernando N. de Oliveira e Leonardo Ramos</i> | Abr/2011 |
| 239 | SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach
<i>Marcos R. de Castro, Solange N. Gouvea, André Minella, Rafael C. Santos and Nelson F. Souza-Sobrinho</i> | Apr/2011 |
| 240 | Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE Model
<i>Fabia A. de Carvalho and Marcos Valli</i> | Apr/2011 |
| 241 | Macro Stress Testing of Credit Risk Focused on the Tails
<i>Ricardo Schechtman and Wagner Piazza Gaglianone</i> | May/2011 |
| 242 | Determinantes do Spread Bancário Ex-Post no Mercado Brasileiro
<i>José Alves Dantas, Otávio Ribeiro de Medeiros e Lúcio Rodrigues Capelletto</i> | Mai/2011 |
| 243 | Economic Activity and Financial Institutional Risk: an empirical analysis for the Brazilian banking industry
<i>Helder Ferreira de Mendonça, Délio José Cordeiro Galvão and Renato Falci Villela Loures</i> | May/2011 |
| 244 | Profit, Cost and Scale Efficiency for Latin American Banks: concentration-performance relationship
<i>Benjamin M. Tabak, Dimas M. Fazio and Daniel O. Cajueiro</i> | May/2011 |
| 245 | Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito no Brasil
<i>Clodoaldo Aparecido Annibal e Sérgio Mikio Koyama</i> | Jun/2011 |
| 246 | Impacto do Sistema Cooperativo de Crédito na Eficiência do Sistema Financeiro Nacional
<i>Michel Alexandre da Silva</i> | Ago/2011 |

- 247 **Forecasting the Yield Curve for the Euro Region** Aug/2011
Benjamin M. Tabak, Daniel O. Cajueiro and Alexandre B. Sollaci
- 248 **Financial regulation and transparency of information: first steps on new land** Aug/2011
Helder Ferreira de Mendonça, Délio José Cordeiro Galvão and Renato Falci Villela Loures
- 249 **Directed clustering coefficient as a measure of systemic risk in complex banking networks** Aug/2011
B. M. Tabak, M. Takami, J. M. C. Rocha and D. O. Cajueiro
- 250 **Recolhimentos Compulsórios e o Crédito Bancário Brasileiro** Ago/2011
Paulo Evandro Dawid e Tony Takeda
- 251 **Um Exame sobre como os Bancos Ajustam seu Índice de Basileia no Brasil** Ago/2011
Leonardo S. Alencar
- 252 **Comparação da Eficiência de Custo para BRICs e América Latina** Set/2011
Lycia M. G. Araujo, Guilherme M. R. Gomes, Solange M. Guerra e Benjamin M. Tabak
- 253 **Bank Efficiency and Default in Brazil: causality tests** Oct/2011
Benjamin M. Tabak, Giovana L. Craveiro and Daniel O. Cajueiro
- 254 **Macroprudential Regulation and the Monetary Transmission Mechanism** Nov/2011
Pierre-Richard Agénor and Luiz A. Pereira da Silva
- 255 **An Empirical Analysis of the External Finance Premium of Public Non-Financial Corporations in Brazil** Nov/2011
Fernando N. de Oliveira and Alberto Ronchi Neto
- 256 **The Self-insurance Role of International Reserves and the 2008-2010 Crisis** Nov/2011
Antonio Francisco A. Silva Jr
- 257 **Cooperativas de Crédito: taxas de juros praticadas e fatores de viabilidade** Nov/2011
Clodoaldo Aparecido Annibal e Sérgio Mikio Koyama
- 258 **Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?** Nov/2011
Eduardo Luis Lundberg
- 259 **The impact of monetary policy on the exchange rate: puzzling evidence from three emerging economies** Nov/2011
Emanuel Kohlscheen
- 260 **Credit Default and Business Cycles: an empirical investigation of Brazilian retail loans** Nov/2011
Arnildo da Silva Correa, Jaqueline Terra Moura Marins, Myrian Beatriz Eiras das Neves and Antonio Carlos Magalhães da Silva
- 261 **The relationship between banking market competition and risk-taking: do size and capitalization matter?** Nov/2011
Benjamin M. Tabak, Dimas M. Fazio and Daniel O. Cajueiro

- 262 **The Accuracy of Perturbation Methods to Solve Small Open Economy Models** Nov/2011
Angelo M. Fasolo
- 263 **The Adverse Selection Cost Component of the Spread of Brazilian Stocks** Nov/2011
Gustavo Silva Araújo, Claudio Henrique da Silveira Barbedo and José Valentim Machado Vicente
- 264 **Uma Breve Análise de Medidas Alternativas à Mediana na Pesquisa de Expectativas de Inflação do Banco Central do Brasil** Jan/2012
Fabia A. de Carvalho
- 265 **O Impacto da Comunicação do Banco Central do Brasil sobre o Mercado Financeiro** Jan/2012
Marcio Janot e Daniel El-Jaick de Souza Mota
- 266 **Are Core Inflation Directional Forecasts Informative?** Jan/2012
Tito Nícias Teixeira da Silva Filho
- 267 **Sudden Floods, Macroprudention Regulation and Stability in an Open Economy** Feb/2012
P.-R. Agénor, K. Alper and L. Pereira da Silva
- 268 **Optimal Capital Flow Taxes in Latin America** Mar/2012
João Barata Ribeiro Blanco Barroso
- 269 **Estimating Relative Risk Aversion, Risk-Neutral and Real-World Densities using Brazilian Real Currency Options** Mar/2012
José Renato Haas Ornelas, José Santiago Fajardo Barbachan and Aquiles Rocha de Farias
- 270 **Pricing-to-market by Brazilian Exporters: a panel cointegration approach** Mar/2012
João Barata Ribeiro Blanco Barroso
- 271 **Optimal Policy When the Inflation Target is not Optimal** Mar/2012
Sergio A. Lago Alves