

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS DE SÃO PAULO

RENATO MARCHIORI DO AMARAL

O IMPACTO DA OFERTA DE CRÉDITO BANCÁRIO NO CAIXA DAS EMPRESAS

SÃO PAULO

2020

RENATO MARCHIORI DO AMARAL

O IMPACTO DA OFERTA DE CRÉDITO BANCÁRIO NO CAIXA DAS EMPRESAS

Dissertação apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo, da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas.

Campo de Conhecimento: Finanças

Orientador: Prof. Dr. William Eid Junior

SÃO PAULO

2020

Amaral, Renato Marchiori do.

O impacto da oferta de crédito bancário no caixa das empresas / Renato Marchiori do Amaral. - 2020.

66 f.

Orientador: William Eid Junior.

Dissertação (mestrado CMAE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Administração de Empresas de São Paulo.

1. Empresas - Brasil. 2. Sociedades comerciais - Finanças. 3. Administração de caixa. 4. Crédito bancário. 5. Análise de painel. I. Eid Junior, William. II. Dissertação (mestrado CMAE) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 658.15(81)

Ficha Catalográfica elaborada por: Isabele Oliveira dos Santos Garcia CRB SP-010191/O

Biblioteca Karl A. Boedecker da Fundação Getulio Vargas - SP

RENATO MARCHIORI DO AMARAL

O IMPACTO DA OFERTA DE CRÉDITO BANCÁRIO NO CAIXA DAS EMPRESAS

Dissertação apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo, da Fundação Getulio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas.

Campo de Conhecimento: Finanças

Data de Aprovação: ___/___/_____

Banca Examinadora:

Prof. Dr. William Eid Junior (Orientador)
FGV-EAESP

Prof. Dr. Paulo Renato Soares Terra
FGV-EAESP

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman
FGV-EESP

Dedico este trabalho a minha *nonna* Rosetta Fusaro
(*in memoriam*)

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço aos meus pais Rosa e Djalma por terem me transmitido os seus valores e me ensinado a importância da educação.

À minha namorada e companheira Thaís, por todo apoio moral, motivação e estar sempre ao meu lado.

À minha irmã Beatriz, pelo companheirismo e boas ideias.

Ao meu orientador Prof. Dr. William Eid Junior, pelos incontáveis ensinamentos e apoio para a elaboração do trabalho. Sem a sua experiência, nada disso seria possível.

Aos membros da banca Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman e Prof. Dr. Paulo Renato Soares Terra, pelos ensinamentos e *feedbacks* fundamentais para o desenvolvimento do trabalho.

A todos os professores da EAESP/FGV, por todos os ensinamentos, em especial, ao Prof. Dr. Rafael Felipe Schiozer, pela ajuda nos modelos econométricos.

Aos colegas da EAESP/FGV, pela cooperação e suporte.

Aos colegas e funcionários do GVCef, pelos ensinamentos e auxílio.

À Capes pela bolsa integral durante o ano de 2019.

RESUMO

No presente estudo, objetiva-se determinar se a oferta de crédito bancário agregado influencia a posição de caixa das empresas brasileiras. As hipóteses são testadas utilizando os dados de 2011 a 2018 das empresas listadas na B3, coletados da base ECONOMATICA e motivadas pelo estudo de Chen e Kieschnick (2018). Utilizam-se dados dispostos em painel e os modelos são estimados pelos métodos MQO e GLM, o qual considera a natureza fracionária e limitada entre zero e um da variável dependente (caixa/ativos e caixa+investimentos/ativos). Os resultados sugerem que as empresas brasileiras reduzem (aumentam) as suas posições de caixa em momentos de expansão (contração) da oferta de crédito. Como resultado complementar, não foi possível encontrar evidências de que há diferença desse efeito entre empresas restritas e dependentes bancárias das não restritas financeiramente e não dependentes bancárias. O presente estudo traz como contribuição evidências dos impactos provenientes de choques bancários de oferta nas empresas da economia real.

Palavras-chave: Caixa. Finanças corporativas. Dados em painel. Oferta de crédito. Restrições financeiras.

ABSTRACT

The main objective of this study is to evaluate whether the supply of aggregate bank credit influences the cash holdings of Brazilian companies. The hypotheses were tested using data from 2011 to 2018 from companies listed on B3, collected from the ECONOMATICA database and motivated by Chen e Kieschnick (2018) research, using panel data estimated by OLS and GLM methods, which considers the fractional and bounded nature of the dependent variable (cash/assets and cash+investments/assets). The results suggest that Brazilian companies reduce (increase) their cash holdings when there is a credit supply expansion (contraction). As a complementary result it wasn't possible to find difference of this effect between financially constrained and bank dependent companies from non-constrained and non-bank dependent companies. This study provides evidence of the impacts of bank supply shocks on real economy companies.

Keywords: Cash. Corporate finance. Panel data. Credit supply. Financial constraints.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Quadrante de classificação das empresas	14
Figura 2 - Evolução do caixa/ativos e oferta de crédito bancário agregado.....	35
Figura 3 - Evolução do caixa+investimentos/ativos e oferta de crédito bancário agregado	35
Figura 4- Distribuições das variáveis caixa e caixa+investimentos winsorizadas e estimadas pelos modelos MQO.....	53
Figura 5 - Distribuições das variáveis caixa e caixa+investimentos estimadas pelos modelos GLM (fracionais).....	55

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Resumo das variáveis utilizadas	23
Tabela 2 – Detalhamento do tratamento aplicado na amostra inicial.....	31
Tabela 3 - Estatísticas descritivas da amostra completa e variáveis winsorizadas.....	32
Tabela 4 – Estatística descritiva da variável de interesse oferta ao longo do tempo.....	34
Tabela 5 - Classificação cruzada	36
Tabela 6 - Estatísticas descritivas das variáveis caixa e caixa+investimentos por subamostra	37
Tabela 7 - Matriz de correlação de todas as variáveis utilizadas no estudo	39
Tabela 8 - Teste VIF.....	40
Tabela 9 - Resultados pelo método MQO para variável dependente caixa.....	43
Tabela 10 – Resultados pelo método MQO para variável dependente caixa+investimentos...	44
Tabela 11 - Resultado subamostras para variável dependente caixa.....	46
Tabela 12 – Resultado subamostras para variável dependente caixa+investimentos.....	47
Tabela 13 – Resultado da interseção das subamostras	48
Tabela 14 - Resultados com variável de interação para variável dependente caixa.....	50
Tabela 15 - Resultados com variável de interação para variável dependente caixa+investimentos	51
Tabela 16 - Modelos GLM (facionais) para variável dependente caixa.....	54
Tabela 17 – Resultados com subamostra de empresas sem efeito BNDES com a variável dependente caixa.....	57
Tabela 18 - Resultados com subamostra de empresas sem efeito BNDES com a variável dependente caixa+investimentos	58

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
1.1.	Objetivo	12
1.2.	Hipóteses de Pesquisa.....	12
2	BASE TEÓRICA	15
3	METODOLOGIA	21
3.1.	Modelos Econométricos e Variáveis	21
3.2.	Classificação das subamostras.....	28
3.3.	Resultados Adicionais	29
3.4.	Coleta de Dados e Amostra	30
4	RESULTADOS.....	32
4.1.	Estatísticas Descritivas	32
4.2.	Análise Econométrica – MQO	40
4.3.	Análise Econométrica – Modelos Fracionais	52
4.4.	Análise Econométrica – Modelos sem o efeito BNDES	55
5	CONCLUSÃO	59

1 INTRODUÇÃO

“*Cash is King*” - frase muitas vezes atribuída ao ex-CEO da Volvo Pehr G. Gyllenhammar, famosa e amplamente utilizada no ambiente corporativo. Com fama de “rei” poderia se esperar que despertasse o interesse da academia em buscar explicar os motivos pelos quais as empresas mantêm determinados níveis de caixa e as políticas adotadas para administrá-lo. Além de ser uma conta relevante no balanço patrimonial das organizações (no quarto trimestre de 2018 representava aproximadamente R\$ 240 bilhões de reais para as companhias listadas e utilizadas na amostra deste estudo, o que representa em média 8% dos ativos totais), os gestores gastam grande parte de seus recursos em administrá-lo. Segundo pesquisa realizada em 2015 e divulgada no Jornal Valor Econômico por Edson Valente (2019), 64,7% dos gestores relataram que a prioridade daquele ano seria a gestão do caixa e liquidez.

Segundo Bates, Kahle e Stulz (2009), a literatura financeira identifica quatro principais motivos para as empresas reterem caixa, sendo esses relacionados aos custos transacionais, aos motivos precaucionários, aos impostos e, por último, aos problemas de agência.

Os motivos precaucionários postulam que empresas retêm maiores níveis de caixas frente a possíveis choques adversos que tornam o acesso ao capital externo escasso e mais caro. Com base nos motivos precaucionários, Chen e Kieschnick (2018) realizaram um estudo empírico que buscava entender a relação entre os componentes do capital de giro das empresas, dentre eles o caixa, e os choques de oferta de crédito bancário no ambiente americano. Palombini e Nakamura (2012) investigaram os principais determinantes internos para a gestão do capital de giro nas empresas brasileiras e sugeriram como oportunidade futuros estudos que levassem em conta os impactos de fatores externos, tais como juros, atividade econômica, volume de crédito, risco, dentre outros aspectos.

O presente estudo busca preencher a lacuna existente na literatura nacional sobre estudos que relacionem contas do capital de giro das empresas (neste caso apenas o caixa) com fatores externos. Com isso, espera-se contribuir para a literatura, ampliando o entendimento das políticas de caixa no ambiente brasileiro e sua relação com variáveis externas, mais especificamente com as diferenças nos níveis de oferta de crédito bancário agregado. Pensando em um ambiente mais prático, esse estudo pode ser útil para os reguladores, sendo uma análise preliminar dos impactos da variação dos níveis de oferta de crédito bancário nas empresas da economia real.

No âmbito metodológico, este estudo traz como contribuição para a literatura financeira o uso de um método de estimação do modelo proposto que leva em conta a natureza fracionária e limitada entre zero e um da variável dependente (nesse caso, caixa/ativos e caixa+investimentos/ativos). Até onde o autor tem conhecimento, essa metodologia ainda não foi empregada em pesquisas com dados brasileiros sendo, portanto, um importante passo para iniciar a discussão a seu respeito.

1.1. Objetivo

O principal objetivo dessa dissertação é quantificar os efeitos da oferta de crédito bancário agregado no caixa das empresas brasileiras. Adicionalmente, busca-se evidenciar se as organizações com diferentes níveis de restrições financeiras são afetadas de modo distinto pela oferta de crédito bancário agregado.

1.2. Hipóteses de Pesquisa

Existem diversos motivos para as empresas reterem caixa nos seus balanços. Em mercados perfeitos, nos quais não há fricções, a posição de caixa das empresas seria irrelevante, mas como não é esse o caso, os gestores estão sempre buscando equalizar o *trade-off* entre os custos e benefícios de manter caixa. O principal benefício em reter caixa está ligado ao poder da empresa em manter as suas atividades e os investimentos em momentos em que as fontes de capital ficam escassas ou caras, o que Keynes (1936) chamou de motivo precaucionário de reter caixa. Os custos associados à manutenção de caixa vão desde o custo de oportunidade aos custos de agência, esses que, por exemplo, podem fazer com que os gestores se comportem de maneira ineficiente na presença de altos níveis de caixa.

Com base nos motivos precaucionários, espera-se que uma redução na oferta de crédito bancário torne a disponibilidade de capital externo escassa, aumentando, assim, o benefício das empresas em reter caixa frente a uma possível necessidade futura, sendo que um aumento na oferta faria com que esse benefício diminuísse, fazendo, assim, as empresas diminuírem as suas posições de caixa. Com isso, propõem-se a primeira hipótese de pesquisa:

H_{01} : variações na oferta de crédito bancário agregado não afetam a posição de caixa das empresas;

H_{a1} : variações na oferta de crédito bancário agregado afetam a posição de caixa das empresas.

A literatura financeira identifica que as diversas fricções de mercado fazem com que as empresas não tenham o mesmo acesso ao capital externo, comumente as classificando dicotomicamente entre restritas e não restritas financeiramente.

Com base nos trabalhos de Kahle e Stulz (2013), espera-se que as empresas restritas financeiramente sejam divididas em dois subgrupos, o primeiro contendo empresas restritas financeiramente e dependentes de crédito bancário para sustentarem as suas necessidades de capital externo e o segundo com organizações restritas financeiramente e que não utilizam crédito bancário na sua estrutura de capital. Com base nos motivos precaucionários, em um ambiente de redução na oferta de crédito bancário, espera-se que o primeiro grupo tenha um maior benefício em reter caixa para manter as suas atividades e investimentos. Em contrapartida, o segundo grupo seria menos afetado, dado que, apesar de restrito financeiramente, não utiliza capital bancário.

Utilizando a mesma lógica, pode-se supor que entre as empresas não restritas financeiramente, aquelas que usam amplamente dívida bancária nas suas estruturas de capital não teriam um aumento no benefício de reter caixa frente a uma redução na oferta de crédito bancário. No caso dessas empresas, dada a sua condição de não restrição, conseguiriam substituir o capital bancário por fontes alternativas (caixa, debentures, crédito com fornecedores, capital próprio), levando a um aumento no nível dessas fontes alternativas de financiamento. Empresas não restritas financeiramente que não utilizam endividamento bancário não sofreriam qualquer impacto nos seus caixas em virtude da queda na oferta de crédito bancário. Desse modo, constrói-se a segunda hipótese de pesquisa:

H₀₂: variações na oferta de crédito bancário agregado não afetam de modo distinto a posição de caixa de empresas restritas financeiramente e dependentes de crédito bancário frente às empresas não restritas financeiramente e não dependentes de crédito bancário;

H_{a2}: variações na oferta de crédito bancário agregado afetam de modo distinto a posição de caixa de empresas restritas financeiramente e dependentes de crédito bancário frente às empresas não restritas financeiramente e não dependentes de crédito bancário.

A Figura 1 ilustra de que forma se espera que as empresas se comportem dentro de cada grupo.

Figura 1 - Quadrante de classificação das empresas

	Restritas	Não Restritas
Dependentes Bancárias	Grupo de empresas restritas e dependentes bancárias, essas empresas teriam suas posições de caixa mais afetadas pelas variações na oferta de crédito bancário	Empresas dependentes de crédito bancário porém, não restritas financeiramente. Espera-se que sejam capazes de se financiar através de outras fontes de capital em eventuais reduções na oferta de crédito bancário, não afetando de modo significativo os seus caixas
Não Dependentes Bancárias	Apesar de restritas financeiramente o caixa deste grupo de empresas não seria impactado por variações nos níveis de oferta de crédito bancário	Espera-se que empresas não restritas financeiramente e não dependentes de crédito bancário não apresentem qualquer impacto em seus caixas frente a variações na oferta de crédito bancário

Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

O trabalho segue a seguinte estrutura: a seção 2 traz a revisão bibliográfica discutindo os principais estudos sobre a posição de caixa das empresas; a seção 3 apresenta a metodologia empregada, as variáveis utilizadas e a amostra coletada; a seção 4 traz as estatísticas descritivas, discute os resultados dos modelos econométricos e traz algumas limitações da pesquisa atual e, por último, a seção 5 traz as principais conclusões e sugestões de estudos futuros.

2 BASE TEÓRICA

Nesta seção são discutidos os principais estudos internacionais e nacionais que investigam a posição de caixa nas empresas, levando em conta tanto aspectos internos como externos. Também são discutidos estudos relevantes sobre as restrições financeiras e como identificá-las nas empresas.

A busca da literatura financeira em evidenciar os principais motivos das empresas reterem caixa tem como um dos seus pontos iniciais o trabalho de Keynes (1936). Nesse estudo, o autor mostra que os dois principais motivos para as empresas reterem caixa são os custos transacionais e motivos precaucionários.

Os motivos baseados nos custos transacionais foram estudados e modelados inicialmente por Baumol (1952) que, ao notar semelhanças entre a gestão de caixa e estoques, sugeriu um modelo no qual o ponto ótimo de caixa se deve ao equilíbrio entre o custo de oportunidade e o custo de transação. Posteriormente Miller e Orr (1966) aprimoraram o modelo de Baumol (1952), permitindo a aleatoriedade dos fluxos de caixa.

Almeida, Campello e Weisbach (2004) propuseram um modelo que explica de que modo o caixa gerado por empresas restritas e não restritas financeiramente impacta nas suas posições de caixa, sendo que as organizações restritas apresentaram uma relação positiva entre a geração e a posição de caixa e, em contrapartida, as companhias não restritas não apresentaram uma relação significativa entre as variáveis. Os motivos precaucionários pressupõem que as empresas retêm maiores níveis de caixa frente a possíveis choques adversos que tornam o acesso ao capital externo escasso e mais caro.

Com base no estudo de Almeida, Campello e Weisbach (2004), Han e Qiu (2007) modelam os motivos precaucionários das empresas em reter caixa. Os autores adicionaram a variável de volatilidade na geração de caixa, com o objetivo de capturar a incerteza na geração de caixa futuro. Com essa alteração, os autores evidenciaram que as empresas restritas financeiramente aumentam as suas posições de caixa em resposta a uma maior volatilidade na geração de caixa, já as organizações não restritas não apresentam qualquer relação.

Opler *et al.* (1999) analisaram as posições de caixa das empresas americanas frente às suas características internas, encontrando que as empresas com maiores oportunidades de investimento e fluxos de caixa mais arriscados tendem a reter mais caixa e, em contrapartida, organizações com melhor acesso ao mercado de capitais retêm menos caixa.

Graham e Leary (2018) investigaram a posição de caixa das empresas americanas desde 1920, com o intuito de avaliarem se as evidências recentes de que as empresas estariam

aumentando as suas posições de caixa são consistentes (Bates, Kahle e Stulz (2009) com evidências de empresas americanas e Artica, Brufman e Saguí (2019) para a América Latina). Os autores mostraram que um importante fator que explica esse aumento é a alteração do *mix* de empresas, sendo que as relações entre determinadas características das empresas e posição de caixa se mantiveram estáveis ao longo do século, explicando pouco a tendência de aumento. Condições macroeconômicas, lucratividade e investimento corporativo ajudaram a explicar os movimentos de caixa ao longo do século estudado.

Segundo Kling, Paul e Gonis (2014), grande parte dos estudos que buscam explicar a posição de caixa das empresas avalia apenas aspectos da demanda em reter caixa, utilizando variáveis internas das empresas. Além dos aspectos internos, as organizações sofrem efeitos da oferta por recursos líquidos, sendo esses representados por financiamento com fornecedores e financiamentos bancários de curto prazo. Sendo assim, parte da literatura financeira busca investigar os efeitos de variáveis externas, geralmente associadas à oferta, nas posições de caixa das empresas. Esses estudos se baseiam amplamente em motivos precaucionários para justificar a retenção de caixa.

Além do crédito bancário, as empresas contam com a disponibilidade de linhas de crédito que podem ser uma importante fonte de liquidez. Os relatórios contábeis não trazem informações sobre a disponibilidade de linhas de crédito, sendo uma informação não observável nos maiores bancos de dados disponíveis. Para contornar esse problema Lins, Servaes e Tufano (2010) conduziram uma *survey* com 204 CFO's de empresas abertas e fechadas em 29 países, com o objetivo de avaliar de que modo as linhas de crédito são consideradas substitutos imediatos para o caixa das empresas.

Os autores conseguem mapear o tamanho das linhas de crédito e o quanto cada empresa considera que retém de excesso de caixa (excedente de caixa além do necessário para conduzirem as suas operações diárias). Os resultados sugerem que, em geral, as empresas utilizam as linhas de crédito para suportarem possíveis opções de crescimento, enquanto o excesso de caixa retido é utilizado por motivos de proteção contra possíveis choques adversos. Acharya, Almeida e Campello (2013) encontraram evidências de que com o aumento no risco agregado (medido pelo VIX), as empresas tendem a aumentar as suas posições de caixa e confiarem menos no uso de linhas de crédito, principalmente as mais expostas ao risco. Harford, Klasa e Maxwell (2014) encontraram relação entre o risco de refinanciamento e a posição de caixa das organizações.

Os autores evidenciaram que companhias que possuem endividamento com menor maturidade têm uma relação positiva com maiores níveis de posição de caixa. Além disso, eles

salientam que essa relação varia de acordo com as condições de mercado, sendo que uma deterioração no mercado de crédito torna essa relação mais forte.

Lins, Servaes e Tufano (2010) trazem ainda como resultado adicional que o uso do caixa total como uma *proxy* para o excesso de caixa retido pelas empresas é uma boa medida para ser utilizada pela literatura.

Bliss, Cheng e Denis (2015) utilizaram a crise de 2008 como um choque exógeno de oferta de crédito para avaliarem os efeitos na distribuição de proventos das empresas americanas. Os autores concluíram que durante esse período, as empresas tiveram um aumento no seu benefício marginal em reter caixa, levando algumas organizações a reduzirem as suas distribuições de dividendos e recompra de ações, a fim de manterem os seus níveis de caixa.

Kling, Paul e Gonis (2014) utilizaram um modelo VAR (vetores auto regressivos) para analisar a dinâmica entre o caixa, crédito comercial e endividamento bancário de curto prazo de empresas americanas. Como resultado encontraram evidências de que as empresas que sofrem um inesperado declínio na disponibilidade de capital externo reagem aumentando as suas posições de caixa.

Mais recentemente, Chen e Kieschnick (2018), utilizando dados de 2000 a 2016 de 8.187 empresas americanas, avaliaram o impacto da oferta agregada de crédito bancário no capital de giro das empresas. O modelo proposto pelos autores utiliza como estratégia de identificação os dados dispostos em painel e a variável de interesse (oferta de crédito) é medida pelo uso de *write-off* bancário como uma variável instrumental.

Além disso, os modelos são estimados através de mínimos quadrados ordinários (MQO) e modelos fracionais propostos por Papke e Wooldridge (2008). Os autores encontraram evidências de que o nível de caixa é positivamente relacionado com a oferta de crédito, ou seja, as empresas aumentam as suas posições de caixa quando há um aumento na disponibilidade de crédito. Os resultados de Chen e Kieschnick (2018), apesar de robustos, são opostos ao esperado pela teoria e a estudos anteriores, deixando, assim, espaço para novas investigações sobre o tema.

Diferente de Bliss, Cheng e Denis (2015) e Kling, Paul e Gonis (2014), Chen e Kieschnick (2018) discorrem sobre o efeito da oferta de crédito bancário no caixa das empresas dividindo-as entre dependentes e não dependentes bancárias, evidenciando que empresas mais dependentes acumulam mais caixa do que as não dependentes. Essa diferenciação faz sentido, dado que apenas as empresas dependentes bancárias seriam afetadas pelas variações na oferta de crédito.

De um modo mais amplo, a literatura financeira classifica as empresas entre restritas e não restritas financeiramente, sendo que há uma grande discussão sobre o melhor método para classificá-las. Fazzari *et al.* (1988) rompem nos seus estudos o conceito de “firma representativa” e utilizando como critério a distribuição de dividendos separam as empresas em subamostras, evidenciando, assim, que empresas estão sujeitas a diferentes níveis de acesso ao capital externo e de que modo a geração de caixa afetava as suas atividades de investimento.

Posteriormente, Kaplan e Zingales (1997) propuseram um diferente modo de classificar as empresas entre restritas e não restritas financeiramente. Os autores categorizaram as organizações com base nos seus relatórios anuais e nas notas explicativas em cinco grupos distintos. Em seguida, utilizando-se de um modelo *logit* ordenado entre esses grupos e sete variáveis de natureza contábil estimaram qual é a probabilidade de dada empresa ser classificada como restrita ou não restrita financeiramente.

Lamont, Polk e Saaá-requejo (2001) replicaram o modelo proposto por Kaplan e Zingales (1997) apenas com cinco variáveis, sendo estas, *market-to-book*, fluxo de caixa, caixa retido, endividamento e dividendos, sendo que as quatro últimas foram normalizadas pelo capital total. Assim, os autores criaram o que ficou conhecido como Índice-KZ, sendo que quanto maior o seu número, mais restrita a empresa seria.

Whited e Wu (2006) ao investigarem os impactos das restrições financeiras nos retornos das ações propuseram um novo índice (Índice-WW) para classificarem as empresas entre restritas e não restritas financeiramente. O índice proposto leva em conta o fluxo de caixa, uma *dummy* que representa se a empresa é uma pagadora de dividendos, alavancagem, tamanho da companhia, crescimento de vendas do setor e, por último, aumento nas vendas da empresa. Os autores indicam que a correlação entre o novo índice e o Índice-KZ é praticamente zero, aproveitando, assim, para criticarem a sua eficiência na identificação das restrições financeiras nas empresas.

Através de uma análise qualitativa, Hadlock e Pierce (2010) questionam a utilidade do Índice-KZ e Índice-WW argumentando que ambos contêm variáveis endógenas às empresas, por exemplo, alavancagem e distribuição de dividendos. Os autores priorizam a simplicidade e testam a eficácia de classificar empresas de acordo com sua restrição financeira, apenas utilizando um índice formado pelo tamanho e tempo que a empresa é pública, defendendo, assim, o uso de variáveis exógenas no índice proposto. A correlação entre o novo índice e o Índice-KZ é praticamente zero, com relação ao Índice-WW a correlação se mostrou em 0,8, porém, grande parte se deu devido ao componente tamanho, presente nos dois índices.

Quando se trata em classificar empresas de acordo com a sua dependência bancária, diversos autores sugerem que organizações que não tenham notas de crédito atribuídas têm uma maior assimetria informacional e têm maiores dificuldades em emitirem títulos de dívida pública, sendo essas mais dependentes de financiamento bancário (KASHYAP; LAMONT; STEIN, 1994; CHAVA; PURNANANDAM, 2011; SCHWERT, 2018)

Os estudos realizados no Brasil geralmente buscam relacionar aspectos internos às empresas com os seus níveis de caixa. De modo mais abrangente e com base na análise dos dados de 93 companhias listadas entre os anos de 2001 a 2004, Palombini e Nakamura (2012) exploraram os principais fatores de impacto no capital de giro das organizações. Os principais resultados sugerem que as companhias com altos níveis de alavancagem trabalham com menores níveis de capital de giro. Ao controlarem por tamanho e taxa de crescimento, os autores evidenciaram que as maiores empresas e as que possuem taxas de crescimento mais elevadas possuem menores níveis de capital de giro.

Utilizando o modelo desenvolvido e aplicado por McLean (2011) às empresas americanas, Chalhoub, Kirch e Terra (2015), com base nos dados de 655 empresas brasileiras de capital aberto entre os anos de 1995 e 2013, encontram que o fluxo de caixa operacional é a principal fonte de recursos das organizações brasileiras. Os resultados foram diferentes dos encontrados por McLean (2011), que indicavam o endividamento como a principal fonte de recurso das companhias americanas. Os autores separaram a amostra entre empresas restritas e não restritas financeiramente e encontram evidências de que as restritas financeiramente retêm mais caixa a partir dessas fontes, em períodos nos quais há um aumento nos riscos.

Dahrouge e Saito (2013) investigaram as principais determinantes da velocidade de ajuste dos níveis de caixa das empresas brasileiras para o nível considerado ótimo durante a crise de 2008. Os autores encontraram que a velocidade de ajuste é menor comparada a países como Reino Unido, França e Alemanha. Como fatores limitadores, eles apontam a baixa disponibilidade de crédito e o alto custo de financiamento bancário. Com isso, os autores evidenciaram que as empresas priorizam o aumento nos substituídos de caixa em períodos em que há uma retração no crédito.

Quando se busca ligar as posições de caixa com os fatores externos às empresas no ambiente brasileiro, é fundamental considerar os impactos do BNDES. O trabalho de Tortoli e Moraes (2016) analisou se as empresas que obtiveram captações pelo BNDES tiveram algum impacto nos seus níveis de caixa no período estudado. Os autores utilizaram dados dispostos em painel de 131 empresas brasileira entre os anos de 2007 e 2013, mas não conseguiram obter resultados conclusivos sobre o impacto do BNDES. Dahrouge e Saito (2013) apontaram em

seus estudos que o endividamento de longo prazo é mais relevante do que o fluxo de caixa gerado pelas operações na posição de caixa retido pelas empresas brasileiras, tendo, assim, o BNDES como um importante determinante nos níveis de caixa retido.

3 METODOLOGIA

Nesta seção são apresentados os procedimentos metodológicos utilizados no presente estudo. A seção 3.1 descreve os modelos econométricos utilizados para testar a primeira hipótese, a descrição de todas as variáveis utilizadas e a escolha no método de estimação dos erros-padrões. Na seção 3.2 são apresentadas as classificações utilizadas para separar as empresas entre restritas e não restritas financeiramente e dependentes e não dependentes bancárias, condição necessária para testar a segunda hipótese proposta. A seção 3.3 trata de alguns problemas adicionais que o modelo proposto pode apresentar e endereça as suas soluções. Por último, a seção 3.4 descreve a amostra utilizada e os tratamentos aplicados.

3.1. Modelos Econométricos e Variáveis

Com o objetivo de testar as hipóteses propostas, foram utilizados dados dispostos em painel com efeitos fixos de setor, sendo as observações no nível empresa-trimestre e as estimações feitas por mínimos quadrados ordinários (MQO). Segundo Angrist e Pischke (2009), o uso de dados em painel visa, pela inclusão de efeitos fixos, controlar os efeitos de variáveis omitidas não variantes dentro de um determinado grupo. Sendo assim, objetivou-se controlar os efeitos fixos dos modelos estimados no nível setor garantindo o controle de um grande número de variáveis omitidas invariantes no tempo dentro do mesmo setor.

Devido à natureza das variáveis dependentes serem fracionárias e representarem uma proporção do caixa frente aos seus ativos totais, o valor observado sempre está contido no intervalo entre zero e um. A estimação de modelos com essa natureza, utilizando técnicas de regressões lineares e assumindo uma distribuição normal pode trazer estimações inconsistentes e fora desse intervalo; uma alternativa é a utilização de uma família de modelos conhecidos como *generalized linear model* (GLM), os quais consideram a não-linearidade da variável resposta e permitem distribuições diferentes da normal. Contribuindo para a literatura de modelos GLM, Papke e Wooldridge (1996) propuseram uma metodologia que considera a natureza de variáveis fracionárias em dados dispostos transversalmente. A simples generalização desse modelo para dados em painel não é trivial e traz consigo uma série de problemas econométricos discutidos por Papke e Wooldridge (2008); nesse trabalho, os autores desenvolveram uma metodologia capaz de estimar modelos com dados em painel, sendo restrita a painéis balanceados.

Chen e Kieschnick (2018) ao avaliarem a relação das posições de caixa e a oferta de crédito bancário utilizaram o modelo de Papke e Wooldridge (2008). Os resultados apontaram uma grande diferença entre as estimações feitas pelos modelos lineares e não-lineares que limitam a variável dependente entre os limites zero e um. Mais recentemente, Ramalho, Ramalho e Coelho (2016) propuseram uma metodologia capaz de estimar modelos nos quais a natureza das variáveis é fracionária, permite a generalização para modelos em painéis não balanceados e utiliza efeitos fixos no nível da variável do painel.

Grande parte da literatura financeira não considera a natureza fracionária da variável dependente nos seus estudos empíricos, restringindo-se apenas às estimações por MQO. Com o objetivo de manter uma maior comparabilidade com os estudos anteriores, o presente estudo estimou todos os modelos por MQO. Pretendendo-se trazer uma nova discussão metodológica para os trabalhos empíricos na literatura financeira, adicionalmente, reportou-se os resultados, utilizando modelos não-lineares que obedecem a natureza fracionária da variável dependente.

Para testar a primeira hipótese foi estimado o modelo com a forma funcional descrita pela eq.1. Busca-se, pela presença de significância estatística em níveis menores que 10% na variável de interesse (oferta) rejeitar a hipótese nula H_{01} .

$$y_{itj} = \alpha + \beta_1 oferta_t + \gamma_{it} + \theta_t + \delta_j + \varepsilon_{itj} \quad \text{eq.1}$$

As variáveis dependentes y variam por empresa i no tempo t e setor j . A variável de interesse, representada por oferta, é a medida da oferta de crédito bancário agregado no tempo t . O vetor γ representa as variáveis de controle por empresa i no tempo t , com base na literatura disponível, o vetor θ representa as variáveis de controle no nível macroeconômico, variando apenas em t . A descrição das variáveis presentes em ambos os vetores, bem como seu racional teórico são encontrados na Tabela 1. Os efeitos fixos de setor são representados por δ_j e, por último, o termo de erro é representado por ε_{itj} .

Tabela 1 – Resumo das variáveis utilizadas

Variável	Teoria	Método de Cálculo	Fonte	Referência	Sinal Esperado
Variável de Interesse					
Oferta	Uma queda na oferta faria com que o benefício marginal das empresas dependentes de crédito bancário em reter caixa aumente, sendo o contrário também válido	Pesquisa realizada pelo Banco Central do Brasil, que mede o nível da oferta de crédito bancário agregado nos últimos três meses	Banco Central do Brasil	Hipóteses desenvolvidas na seção 1.2.	-
Variáveis de Controle (nível empresa)					
Tamanho	Existem economias de escala em manter ativos líquidos, sendo assim, o tamanho da empresa teria um impacto negativo no seu caixa. Quando maior a empresa, menos recursos líquidos ela manteria	Logaritmo natural do ativo total	ECONOMATICA	Opler <i>et al.</i> (1999) e Bates, Kahle e Stulz (2009)	-
Q de Tobin	Maiores oportunidades de investimentos fariam com que as empresas mantivessem um maior estoque de recursos líquidos, visto que os custos incorridos, caso a sua condição financeira se deteriorasse, seriam maiores	Conforme Chalhoub, Kirch e Terra (2015): Ativo total contábil somado ao valor de mercado do patrimônio líquido e subtraído o patrimônio líquido contábil, divididos pelo ativo total contábil	ECONOMATICA	Opler <i>et al.</i> (1999) e Bates, Kahle e Stulz (2009)	+

(Continua)

Tabela 1 - Resumo das variáveis utilizadas

Variável	Teoria	Método de Cálculo	Fonte	Referência	Sinal Esperado
Fluxo de Caixa	Quanto maior a geração de caixa da empresa, mais caixa ela tende a acumular	Lucro líquido somado à depreciação e divididos pelos ativos totais	ECONOMATICA	Opler <i>et al.</i> (1999) e Bates, Kahle e Stulz (2009)	+
Tangibilidade	Empresas com uma maior quantidade de ativos tangíveis possui um maior valor de ativos colateralizáveis, necessitando, assim, de menores níveis de liquidez	Ativo fixo dividido pelo ativo total	ECONOMATICA	John (1993) e Chen e Kieschnick (2018)	-
Capital de Giro	De acordo com Bates, Kahle e Stulz (2009), o capital de giro é um possível substituto do caixa. Os autores sugerem uma relação contrária entre ambos	Medida foi construída líquida de caixa e equivalentes de caixa e investimentos, sendo: ativos totais menos ativos fixos, caixa e equivalentes de caixa, investimentos e passivos circulantes divididos pelos ativos totais	ECONOMATICA	Opler <i>et al.</i> (1999) e Bates, Kahle e Stulz (2009)	-
Alavancagem	Espera-se uma relação negativa entre o endividamento e o caixa, sendo que as empresas usariam os seus caixas para reduzir a sua alavancagem	Financiamentos de curto e longo prazos divididos pelos ativos totais	ECONOMATICA	Bates, Kahle e Stulz (2009)	-

(Continuação)

Tabela 1 - Resumo das variáveis utilizadas

Variável	Teoria	Método de Cálculo	Fonte	Referência	Sinal Esperado
Variáveis de Controle (nível macro)					
Crescimento Real do PIB (abreviada nas tabelas como PIB)	De acordo com Graham e Leary (2018) o crescimento do PIB seria uma <i>proxy</i> para as oportunidades de investimento de modo agregado. Espera-se que as empresas retenham mais caixas nos seus balanços em momentos de crescimento econômico	Crescimento trimestral do PIB descontada a inflação	IBGE	Graham e Leary (2018) e Chen e Kieschnick (2018)	+
Incerteza	O aumento das incertezas macroeconômicas faz com que as empresas hajam de modo precaucionário e mantenham maiores níveis de caixa nos seus balanços	Índice de incerteza criado por Baker, Bloom e Davis (2016)	Baker, Bloom e Davis (2019)	Baum <i>et al.</i> (2008) e Graham e Leary (2018)	+
Demanda	Objetiva controlar a demanda agregada das empresas por crédito bancário	Pesquisa realizada pelo Banco Central do Brasil, que mede o nível da demanda por crédito bancário agregado nos últimos três meses	Banco Central do Brasil	Proposta pelo autor	+
Taxa de Juros PJ (abreviada nas tabelas como Tx. Juros PJ)	Um aumento no custo nos empréstimos faria as empresas reduzirem a sua captação e, conseqüentemente, manterem mais caixa nos seus balanços	Mede a taxa de juros média de empréstimos para pessoas jurídicas	Banco Central do Brasil	Proposta pelo autor	-
IPO+ <i>Follow-on</i>	Variável com o objetivo de controlar os efeitos da liquidez do mercado de capitais no caixa das empresas	Número de eventos de IPO e <i>follow-on</i> na bolsa de valores brasileira	B3	Proposta pelo autor	-

Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

(Conclusão)

A variável Q de Tobin também foi calculada como a soma do valor contábil do endividamento total (curto e longo prazo) ao valor de mercado do patrimônio líquido, divididos pelo ativo total contábil. Essa construção apresentou uma correlação de 0,99 com o Q de Tobin, descrito na Tabela 1.

Quando se estuda a posição de caixa das empresas, existem estudos que consideram apenas a conta do balanço patrimonial “caixa e equivalentes de caixa” sobre o “total de ativos” porém, a grande maioria considera, juntamente, os “investimentos de liquidez imediata”, como caixa da empresa. Com isso, esse estudo buscou investigar os efeitos da oferta de crédito bancário no caixa das empresas, adotando como variáveis dependentes ambos os casos, sendo a variável caixa calculada como “caixa e equivalentes de caixa” sobre o “total de ativos” e a variável caixa+investimentos calculada como “caixa e equivalentes de caixa + investimentos” sobre o “total de ativos”. Os dados para construí-las foram coletados na base de dados ECONOMATICA. Para uma melhor leitura dos coeficientes calculados pelos modelos estimados pelo método MQO, as variáveis dependentes foram multiplicadas por 100, segundo Gormley (2019), dividir ou multiplicar a variável dependente por uma constante K faz com que todos os coeficientes estimados sejam divididos ou multiplicados pela mesma constante K. Essa prática não altera a relação nem o nível de significância estatística entre as variáveis dependentes e independentes, sendo adotada apenas para melhorar a leitura dos coeficientes estimados.

Um dos grandes desafios da literatura financeira é medir a oferta de crédito bancário, visto que essa não é uma variável observável e o simples uso do volume de crédito traz consigo problemas de endogeneidade por considerar efeitos da oferta e da demanda de crédito. Diversos estudos buscam contornar esse problema, alguns exemplos são Chen e Kieschnick (2018), que utilizaram o *write-off* dos bancos como um instrumento para separar os efeitos da oferta e da demanda. Leary (2009) usa a pesquisa *Senior Loan Officer Opinion Survey on Bank Lending* realizada pelo *Federal Reserve* como *proxy* para a oferta de crédito. Por último, pode-se citar Amiti e Weinstein (2018), que aprimoraram o modelo clássico de Khwaja e Mian (2008), o qual utiliza dados dos empréstimos no nível empresa-banco para identificar a oferta e a demanda entre cada banco e empresa.

O presente estudo utilizou como *proxy* para a oferta de crédito bancário a medida obtida pela Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito no Brasil realizada pelo Banco Central do Brasil (equivalente brasileira à *Senior Loan Officer Opinion Survey on Bank Lending*), que mede o nível da oferta de crédito bancário agregado nos últimos três meses, desconsiderando o BNDES. Segundo Annibal e Koyama (2011), a pesquisa é baseada em respostas qualitativas

obtidas a partir da aplicação de questionários com periodicidade trimestral, tendo a sua série histórica iniciada em março de 2011.

Essa pesquisa é dividida entre pessoas físicas e jurídicas, sendo que no âmbito da pessoa jurídica, a pesquisa ainda se divide em dois grupos, sendo esses “grandes empresas” e “micro, pequenas e médias empresas”, ambos englobando as modalidades de crédito de empréstimos para o capital de giro e o financiamento para investimentos. Para medir a oferta de crédito, a pesquisa questiona aos participantes: “Na sua instituição, como você avalia a alteração dos padrões para a aprovação de linhas de crédito para grandes empresas nos últimos três meses e para os próximos três meses?”. Os participantes da pesquisa devem responder utilizando a seguinte escala: 1) consideravelmente mais restritivo (CR); 2) moderadamente mais restritivo (MR); 3) basicamente inalterado (BI); 4) moderadamente mais flexível (MF) e 5) consideravelmente mais flexível (CF). Após serem obtidas as respostas, os valores são somados e divididos pelo número de intuições participantes da pesquisa.

Essa *proxy* traz consigo alguns problemas de erros de medida, podendo ser uma fonte de viés na estimação dos coeficientes. O viés gerado pode ser tanto positivo quanto negativo, sendo difícil estimar o seu efeito nos resultados encontrados. Os principais erros de medida associados à variável oferta são: ser proveniente de uma *survey*, carregando a percepção dos bancos e não necessariamente o que realmente ocorreu e o fato da *survey* não ponderar a resposta de cada banco frente à sua participação na carteira de crédito geral. O não uso da medida proposta por Chen e Kieschnick (2018) se deve ao fato do *write-off* ser um instrumento que, provavelmente, não atende plenamente à condição de exclusão. No caso do método proposto por Amity e Weinstein (2018), apesar de ser um dos mais robustos, não foi possível utilizá-lo por restrições na obtenção de dados de empréstimos no nível empresa-banco.

Petersen (2008) afirma que os erros-padrões em estimações baseadas em MQO são não enviesados quando se assume que são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.). Nos dados dispostos em painel, o princípio de independência pode ser facilmente rejeitado e se espera que os erros sejam correlacionados ao longo das observações. Para contornar essa possível fonte de viés, que geralmente causa falsos níveis de significância estatística, é comum o uso de *clusters* na estimação dos erros-padrões.

No presente estudo, os erros-padrões foram *clusterizados* no nível empresa e, com isso, permite-se que os erros-padrões sejam correlacionados ao longo do tempo e independentes entre empresas. Idealmente, a *clusterização* por setor seria mais apropriada caso se suspeite que os choques de oferta possam estar relacionados entre empresas do mesmo setor. Sendo assim, estima-se, também, alguns modelos com esse parâmetro.

3.2. Classificação das subamostras

Com o objetivo de testar a segunda hipótese, a amostra total foi classificada, *a priori*, entre as empresas restritas e as não restritas financeiramente. Essa classificação contou com três metodologias distintas, sendo elas:

a) Idade: a utilização do tempo em que a empresa é pública foi sugerida por Hadlock e Pierce (2010). Destaca-se pela simplicidade e exogeneidade. Espera-se que as organizações que tenham aberto seu capital há mais tempo sejam menos restritas financeiramente, dado a maior quantidade de dados disponíveis e provavelmente por serem maiores. As informações de quanto tempo cada empresa da amostra contemplada no estudo se tornou pública foi coletada pelo portal Thomson Reuters. Posteriormente, a amostra foi classificada em decis para cada trimestre. As empresas dos três decis superiores (inferiores) são categorizadas como não restritas (restritas);

b) Tamanho: também é sugerida por Hadlock e Pierce (2010) e amplamente utilizada em estudos acadêmicos. Essa classificação também preza pela exogeneidade e se espera que empresas maiores sejam menos restritas financeiramente. Desse modo, utilizando os ativos totais (*proxy* para tamanho), coletados na base de dados ECONOMATICA, as empresas foram classificadas em decis para cada trimestre, sendo as organizações dos três decis superiores (inferiores), classificadas como não restritas (restritas);

c) Tamanho & Setor: inicialmente proposta por Kirch *et al.* (2014), essa classificação entre empresas restritas e não restritas financeiramente busca separar as empresas, categorizando-as pelos seus ativos totais em decis para cada trimestre e setor do período amostral, sendo as organizações dos três decis superiores (inferiores) classificadas como não restritas (restritas). A classificação das empresas por setor utilizou a categorização padrão de setores da ECONOMATICA, sendo que as empresas agrupadas no setor “outros” foram reclassificadas pelo setor NAICS. Essa prática é semelhante à utilizada por Kirch *et al.* (2014). A contribuição de Kirch *et al.* (2014) com essa classificação de ativos totais por setor e trimestre busca comparar os tamanhos relativos entre as empresas de um mesmo setor. Com isso, evita-se que apenas as maiores e menores empresas da amostra compoñham as subamostras de organizações restritas e não restritas financeiramente.

Após a classificação das empresas restritas e não restritas foi criada a variável dummyrestrita, sendo essa uma *dummy* para cada uma das três classificações, assumindo valores zero (um) para empresas não restritas (restritas) financeiramente.

O uso das três metodologias para separar as empresas entre restritas e não restritas visa buscar robustez nos resultados, visto que não dependem apenas de uma escolha única do pesquisador. Além disso foi criada uma quarta classificação, a qual representa a interseção das três classificações propostas anteriormente.

Além da tradicional classificação entre restritas e não restritas financeiramente, para testar a segunda hipótese as empresas foram classificadas de acordo com nível de dependência bancária. Diversos estudos (KASHYAP; LAMONT; STEIN, 1994; CHAVA; PURNANANDAM, 2011; SCHWERT, 2018) utilizam notas de crédito como indicativo do nível de dependência bancária, sendo que empresas com notas atribuídas por agências de crédito têm mais facilidade de acessarem mercados privados de dívidas públicas, não sendo, assim, dependentes bancárias. Desse modo, pelo portal da Thomson Reuters, foi coletado o histórico de notas de crédito atribuído às empresas da amostra e criada a *dummy* depbancaria, sendo que todas observações sem (com) notas de crédito assumem valor zero (um), indicando que essas são dependentes bancárias (não dependentes bancárias).

Por último, foi criada a variável *dummy* Restrita que contém a interseção das *dummies* depbancaria e dummyrestrita. Empresas restritas (dummyrestrita = 1) e dependentes bancárias (depbancaria = 0) assumem valor um, já as empresas não restritas (dummyrestrita = 0) e não dependentes bancárias (depbancaria = 1) assumem valor zero.

Comum na literatura financeira ao classificar empresas como restritas e não restritas é realizar as análises das subamostras e comparar os resultados. Deve-se tomar cuidado nas inferências entre os resultados das subamostras, uma vez que elas podem não ser estatisticamente diferentes. Sendo assim, esse estudo estimou, além dos modelos para as subamostras, os modelos considerando a amostra total, incluindo a *dummy* Restrita e a sua interação com a variável oferta. Desse modo, pode-se testar a segunda hipótese de maneira mais assertiva. A presença de significância estatística na variável de interação (Restrita*oferta) garante que os efeitos da oferta de crédito diferem entre as subamostras, podendo, assim, rejeitar a hipótese nula H_{02} .

3.3. Resultados Adicionais

O uso das variáveis de controle propostas permite uma maior comparabilidade deste trabalho com os resultados já encontrados na literatura, porém, a simples generalização desse modelo para o ambiente brasileiro, provavelmente, traz consigo problemas de endogeneidade difíceis de endereçar. No caso brasileiro, a presença do BNDES, muitas vezes atuando como

um agente anticíclico, pode ser a fonte desse viés nos coeficientes, visto que a variável oferta não captura o nível da oferta do banco de investimento.

Com o objetivo de atenuar esses efeitos nos resultados foi criada uma subamostra contendo apenas empresas que não obtiveram nenhum recurso proveniente do BNDES entre os anos de 2011 a 2018. Espera-se que essa subamostra não tenha sofrido efeitos da oferta de crédito concedido pelo BNDES, fazendo com que os coeficientes estimados no modelo sejam não enviesados.

3.4. Coleta de Dados e Amostra

A amostra de dados coletada é composta por empresas listadas na B3 entre o primeiro trimestre de 2011 até o quarto trimestre de 2018 e, devido à construção de algumas variáveis utilizarem dados com $t-1$, o primeiro trimestre de 2011 não foi considerado na modelagem. A escolha dessa janela temporal se condiciona ao período no qual a variável que mede a oferta de crédito agregada estava disponível no Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil. A base de dados utilizada para coletar as informações contábeis das empresas foi o ECONOMATICA. Os dados referentes ao crescimento do PIB foram coletados no site do IBGE e a variável de Incerteza foi coletada através do Baker, Bloom e Davis (2019). Informações como notas de crédito de tempo desde o IPO foram retiradas do portal da Thomson Reuters. Por último, o número de *follow-on* e IPO foi retirado do site oficial da B3. Todos os dados apresentam periodicidade trimestral, sendo que cada observação do painel representa uma empresa-trimestre.

Para identificar as empresas que não obtiveram nenhum recurso proveniente do BNDES entre os anos de 2011 a 2018 foi compilada a base disponível no site oficial do BNDES com a listagem de todos os repasses de recursos por operações indiretas automáticas, diretas e indiretas não automáticas, exportação pré-embarque e pós-embarque.

Em linha com grande parte dos estudos em finanças corporativas foram excluídas da amostra coletada as empresas dos setores financeiro, fundos e *holdings* de investimentos. Seguindo Chalhoub, Kirch e Terra (2015), foram retiradas da amostra empresas que tiveram um crescimento nos seus ativos totais, superior a 100% de um período para o outro. O objetivo desse tratamento é excluir empresas que passaram por processos de fusões e aquisições, bem como as que sofreram grandes alterações nos seus ativos, principalmente em pequenas empresas. Além disso, foram retiradas organizações com tangíveis, caixa e equivalentes de caixa e receitas menores ou iguais a zero, bem como as que se encontravam em recuperação

judicial, recuperação extrajudicial, falida, liquidação extrajudicial ou paralisada de acordo com os dados cadastrais das companhias no site da CVM. A lista com todas as empresas retiradas da amostra inicial pode ser encontrada no apêndice A. A amostra final contempla 263 empresas dispostas em 6.589 observações empresa-trimestre. Com o objetivo de atenuar os efeitos de *outliers*, todas as variáveis foram *winsorizadas* em 2,5% em ambas as caudas.

Tabela 2 – Detalhamento do tratamento aplicado na amostra inicial

	Número de Observações	Número de Empresas
(=) Amostra Inicial	24.800	775
(-) Setor financeiro	4.288	134
(-) Ausência de dados nos ativos	9.759	234
(-) Variação nos ativos de 100%	1.779	55
(-) Receitas menor ou igual a zero	1.203	47
(-) Caixa menor ou igual a zero	120	5
(-) Recuperação judicial, falidas ou equivalentes	665	24
(-) Tangíveis menor ou igual a zero	397	13
(=) Amostra Final	6.589	263

Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

4 RESULTADOS

Nesta seção são discutidos os principais resultados do presente estudo. A seção 4.1 traz as estatísticas descritivas, seguida pelos resultados estimados por MQO, modelos com saídas fracionais e, por último, os resultados considerando a subamostra sem o efeito BNDES.

4.1. Estatísticas Descritivas

A Tabela 3 traz as estatísticas descritivas da amostra completa e *winsorizada* com a periodicidade trimestral.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas da amostra completa e variáveis *winsorizadas*

Variável	Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
Caixa	0,08	0,07	0,06	0,00	0,27
Caixa+Investimentos	0,12	0,10	0,10	0,01	0,42
Oferta	-0,45	0,39	-0,45	-1,17	0,22
Demanda	-0,06	0,39	0,00	-0,96	0,55
Q de Tobin	1,43	0,77	1,17	0,62	4,16
Capital de Giro	0,35	0,28	0,34	-0,33	0,86
Fluxo de Caixa	0,01	0,02	0,02	-0,06	0,07
Tangibilidade	0,25	0,22	0,21	0,00	0,79
Tamanho	8.314.651	13.339.640	2.997.582	73.792	58.233.705
Alavancagem	0,20	0,16	0,17	0,00	0,58
Tx. Juros PJ	1,36	0,17	1,31	1,08	1,68
Incerteza	223,77	131,95	190,21	76,77	676,96
PIB	0,07	0,90	0,14	-2,20	2,31
IPO+ <i>Follow-on</i>	2,86	2,78	2,00	0,00	10,00
dummyrestrita _{tamanho}	0,50	0,50	1	0	1
dummyrestrita _{tamanho&setor}	0,60	0,49	1	0	1
dummyrestrita _{idade}	0,48	0,50	0	0	1
depbancaria	0,31	0,46	0	0	1
Restrita _{tamanho}	0,61	0,49	1	0	1
Restrita _{tamanho&setor}	0,72	0,45	1	0	1
Restrita _{idade}	0,71	0,46	1	0	1

Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

Pelas estatísticas descritivas pode-se notar que a média de caixa retido pelas empresas é de 0,08, representando, aproximadamente, 8% dos ativos totais e ao considerar o caixa+investimentos a média retida é de 12% sobre os ativos totais. Os mínimos das variáveis

caixa, caixa+investimentos e tangibilidade apresentam valores próximos a zero. Analisando detalhadamente a amostra, nota-se que o valor mínimo de caixa presente na amostra é de 0,001% para as empresas Multiplus e CESP - ambas possuem grande parte dos seus caixas alocados na conta investimentos e ao considerá-la, os valores de caixa sobem para 67,9% e 4,0%, respectivamente. Com relação à variável caixa+investimentos, a presença da empresa Minuano é a responsável por um valor mínimo de 0,003%, sendo que no primeiro trimestre de 2012 a empresa mantinha baixos níveis de caixa. Por último, o mínimo encontrado nos valores de tangibilidade pode ser explicado pela EZTEC, uma vez que a construtora mantém, aproximadamente, 0,08% de ativos fixos sobre os seus ativos totais. A *winsorização* das variáveis ajuda a atenuar esses valores tidos como *outliers* e que caso fossem retirados da amostra poderiam criar problemas de viés de seleção.

A Tabela 4 traz mais detalhes sobre as estatísticas descritivas da variável oferta ao longo do período estudado. As informações apresentadas não estão disponíveis no site do Banco Central do Brasil e foram viabilizados por uma solicitação no Sistema Eletrônico do Serviço de Informação ao Cidadão, portal mantido pelo Governo Federal e associado à Lei de Acesso à Informação. Nota-se que com exceção do terceiro trimestre de 2016, todas as pesquisas realizadas pelo Banco Central do Brasil atingiram instituições que, juntas, representam mais de 90% da carteira total de crédito. Outro ponto de atenção é com relação às medianas da pesquisa. Pode-se perceber que basicamente os períodos entre o primeiro trimestre de 2015 e primeiro trimestre de 2017 apresentaram um resultado consideravelmente mais restritivo no que tange à oferta de crédito bancário agregado. Nos demais períodos a mediana se manteve com o valor zero, representando uma oferta praticamente inalterada. Por último, nota-se que há uma considerável dispersão entre os valores mensais, o que pode dificultar a identificação do fenômeno estudado.

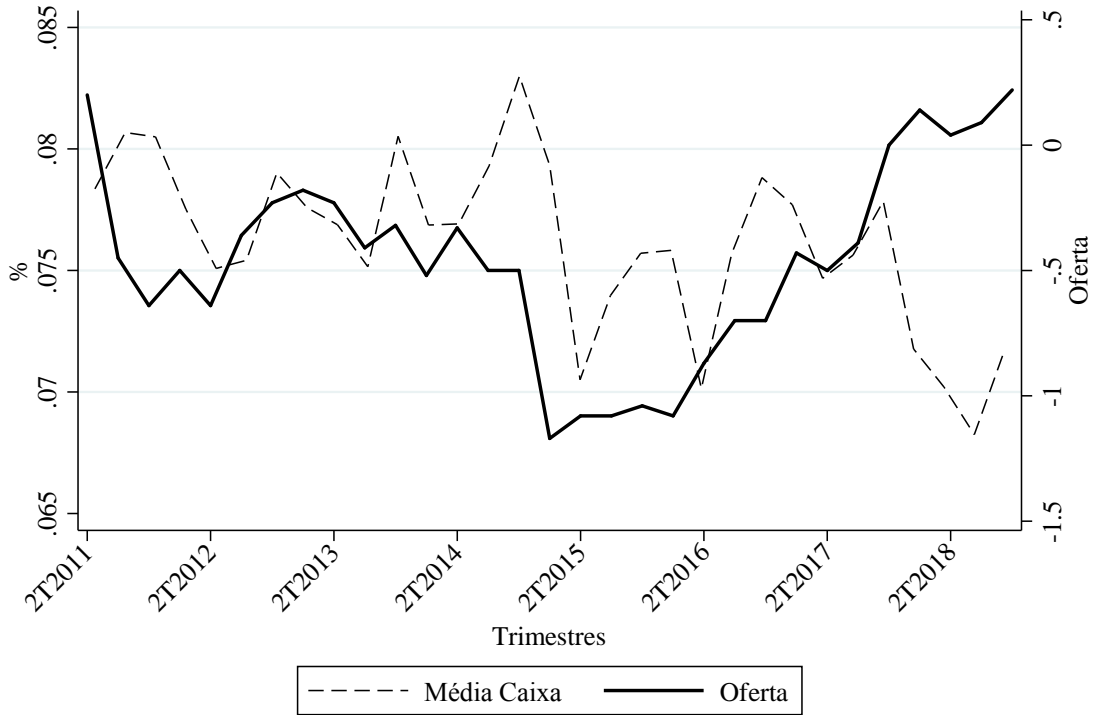
Tabela 4 – Estatística descritiva da variável de interesse oferta ao longo do tempo

Trimestre	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo	Nº Instituições	%carteira de crédito total
1T2011	-0,09	0,00	0,53	-1	1	22	92,9%
2T2011	0,20	0,00	0,70	-1	2	20	92,9%
3T2011	-0,45	0,00	0,51	-1	0	22	92,9%
4T2011	-0,64	-1,00	0,66	-2	1	22	93,0%
1T2012	-0,50	-0,50	0,51	-1	0	22	92,3%
2T2012	-0,64	-1,00	0,66	-2	1	22	92,5%
3T2012	-0,36	0,00	0,66	-2	1	22	92,4%
4T2012	-0,23	0,00	0,53	-1	1	22	92,5%
1T2013	-0,18	0,00	0,39	-1	0	22	92,7%
2T2013	-0,23	0,00	0,69	-1	2	22	92,7%
3T2013	-0,41	0,00	0,73	-2	1	22	92,4%
4T2013	-0,32	0,00	0,57	-1	1	22	92,7%
1T2014	-0,52	0,00	0,59	-2	0	23	93,1%
2T2014	-0,33	0,00	0,64	-2	1	24	93,3%
3T2014	-0,50	-1,00	0,59	-1	1	24	93,3%
4T2014	-0,50	0,00	0,72	-2	1	24	93,1%
1T2015	-1,17	-1,00	0,70	-2	0	24	93,2%
2T2015	-1,08	-1,00	0,72	-2	0	24	93,1%
3T2015	-1,08	-1,00	0,65	-2	0	24	92,9%
4T2015	-1,04	-1,00	0,91	-2	1	24	92,7%
1T2016	-1,08	-1,00	0,72	-2	0	24	92,9%
2T2016	-0,87	-1,00	0,87	-2	1	23	92,2%
3T2016	-0,70	-1,00	0,87	-2	1	23	67,0%
4T2016	-0,70	-1,00	0,98	-2	1	20	92,0%
1T2017	-0,43	-1,00	0,88	-2	1	23	92,1%
2T2017	-0,50	0,00	0,99	-2	1	23	91,9%
3T2017	-0,39	0,00	0,80	-2	1	23	91,7%
4T2017	0,00	0,00	0,95	-2	1	23	91,2%
1T2018	0,14	0,00	0,77	-2	1	23	91,2%
2T2018	0,04	0,00	0,71	-2	1	23	90,8%
3T2018	0,09	0,00	0,73	-2	1	23	90,4%
4T2018	0,22	0,00	0,85	-2	2	23	90,0%

Fonte: Elaborado pelo autor com dados do Banco Central do Brasil (2019)

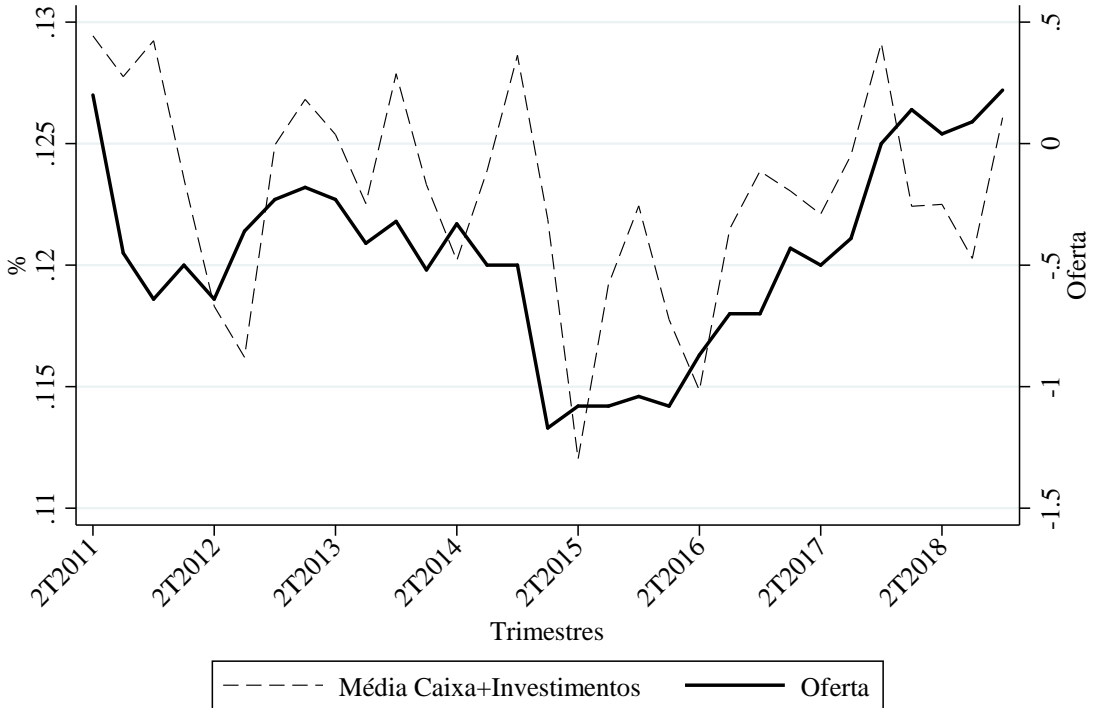
De modo gráfico, a Figura 2 apresenta a evolução da variável de oferta de crédito e a média da variável caixa por trimestre. A Figura 3 traz resultados similares ao utilizar a variável caixa+investimentos.

Figura 2 - Evolução do caixa/ativos e oferta de crédito bancário agregado



Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

Figura 3 - Evolução do caixa+investimentos/ativos e oferta de crédito bancário agregado



Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

Nota-se que apenas pela análise gráfica não se pode observar uma relação clara entre a oferta de crédito e a média da posição de caixa das empresas.

A Tabela 5 apresenta uma matriz na qual se pode verificar a classificação cruzada entre os três tipos de divisão de empresas restritas e não restritas financeiramente, bem como a relação entre as companhias classificadas como dependentes e não dependentes bancárias, proposta na seção 3.2. As organizações restritas financeiramente são representadas pela sigla “R”, enquanto as não restritas financeiramente pela sigla “NR”. As classificações Tamanho e Tamanho & Setor se mostraram semelhantes. Ao relacionar as classificações de Tamanho ou Tamanho & Setor com a classificação Idade, não foi possível notar uma semelhança entre elas, sugerindo, assim, que as empresas maiores não necessariamente tendem a ser mais antigas e menos restritas financeiramente.

Ao avaliar a relação entre o Tamanho e a Dependência Bancária, nota-se que as empresas menores são geralmente mais dependentes de bancos e as empresas maiores não se mostram tão dependentes, em linha com o esperado. Avaliando a relação entre Tamanho & Setor e Dependência Bancárias, esse efeito é mais claro apenas nas empresas restritas financeiramente. As não restritas apresentam um número semelhante de empresas dependentes e não dependentes dos bancos. Por último, ao se observar a relação entre Idade e Dependência Bancária não se nota diferença entre empresas restritas e não restritas financeiramente.

Tabela 5 - Classificação cruzada

		Tamanho		Idade		Tamanho & Setor		Dependente Bancário	
		NR	R	NR	R	NR	R	NR	R
Tamanho	NR	1.962	0						
	R	0	1.991						
Idade	NR	959	810	2.500	0				
	R	519	590	0	2.343				
Tamanho & Setor	NR	1.178	2	773	399	1.567	0		
	R	116	1.508	890	884	0	2.383		
Dependente Bancário	Sim	702	1.860	1.591	1.525	714	1.947	4.357	0
	Não	1.169	68	635	818	752	337	0	1.958

Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

Na Tabela 6 são reportados os valores médios de caixa e caixa+investimentos por subamostra, bem como o valor-p dos testes de diferença de médias, realizados entre as empresas restritas, não restritas financeiramente, dependentes e não dependentes bancárias.

Tabela 6 - Estatísticas descritivas das variáveis caixa e caixa+investimentos por subamostra

	Caixa		Caixa+investimentos		Nº obs.
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	
Tamanho					
Restrita	0,0663	0,0770	0,1199	0,1133	1.991
Não Restrita	0,0823	0,0622	0,1163	0,0762	1.962
valor-p	0,0000		0,2387		
Idade					
Restrita	0,0754	0,0685	0,1303	0,0936	2.343
Não Restrita	0,0750	0,0732	0,1192	0,1011	2.500
valor-p	0,8426		0,0001		
Tamanho & Setor					
Restrita	0,0708	0,0757	0,1186	0,1090	2.383
Não Restrita	0,0854	0,0633	0,1232	0,0763	1.567
valor-p	0,0000		0,1451		
Dependente Bancário					
Sim	0,0729	0,0731	0,1254	0,1056	4.357
Não	0,0863	0,0658	0,1242	0,0769	1.958
valor-p	0,0000		0,6477		

Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

Com exceção do critério de classificação Idade, as empresas não restritas apresentaram maiores níveis de caixa frente às restritas. O teste de diferença de média para as organizações restritas e não restritas financeiramente se mostrou estatisticamente significativo em 1% para os demais tipos de classificações sugeridas. Vale ressaltar que os valores encontrados divergem das evidências internacionais. Almeida, Campello e Weisbach (2004) reportam nos seus estudos que as organizações restritas financeiramente mantêm maiores níveis de caixa do que as não restritas financeiramente. Kirch *et al.* (2014) também encontram resultados que são divergentes das evidências internacionais e semelhantes aos reportados na Tabela 6.

Quando se avalia a variável caixa+investimentos o único critério de classificação no qual há uma diferença das médias com significância estatística em 1% é o critério Idade. Por último, há diferença entre empresas dependentes e não dependentes de bancos ao se avaliar a variável caixa, porém, não foi encontrada uma diferença significativa para a variável caixa+investimentos.

A Tabela 7 apresenta a matriz de correlação de todas as variáveis utilizadas no estudo. A grande maioria das variáveis apresentou baixa correlação, com exceção das variáveis caixa e caixa+investimentos, que apresentaram correlação de 0,55 (apesar da alta correlação ambas não são utilizadas simultaneamente nos modelos) e os pares de variáveis “Tx. Juros PJ e Oferta”, “Tx. Juros PJ e Demanda”, “Incerteza e Demanda”, “Tangibilidade e Capital de Giro” apresentaram altos valores de correlação entre si. A alta correlação entre algumas variáveis pode inflar os erros-padrões dos modelos estimados. Com o objetivo de identificar esse possível problema na seção 4.2 foram realizados testes VIF (*Variance Inflation Factor*).

Tabela 7 - Matriz de correlação de todas as variáveis utilizadas no estudo

	Caixa	Caixa+ Investimentos	Oferta	Demanda	Q de Tobin	Capital de Giro	Fluxo de Caixa	Tangibilidade	Tamanho	Alavancagem	Tx. Juros PJ	Incerteza	PIB	IPO+ <i>Follow-on</i>
Caixa	1,00													
Caixa+Investimentos	0,55	1,00												
Oferta	-0,02	0,01	1,00											
Demanda	0,00	0,02	0,74	1,00										
Q de Tobin	0,03	0,25	0,10	0,10	1,00									
Capital de Giro	-0,13	-0,23	0,00	-0,01	-0,18	1,00								
Fluxo de Caixa	0,11	0,21	0,05	0,07	0,33	0,05	1,00							
Tangibilidade	-0,03	-0,16	0,00	0,02	-0,08	-0,64	0,05	1,00						
Tamanho	0,08	-0,06	0,00	-0,02	-0,11	0,21	0,10	0,04	1,00					
Alavancagem	-0,02	-0,03	-0,04	-0,03	-0,14	-0,15	-0,23	0,09	0,13	1,00				
Tx. Juros PJ	0,01	0,00	-0,62	-0,65	-0,11	0,00	-0,06	-0,01	0,01	0,03	1,00			
Incerteza	0,00	0,00	-0,43	-0,53	-0,09	0,00	-0,06	-0,03	0,02	0,02	0,60	1,00		
PIB	0,00	0,01	0,59	0,49	0,08	-0,01	0,05	0,02	-0,02	-0,02	-0,42	-0,14	1,00	
IPO+ <i>Follow-on</i>	0,00	0,01	0,27	0,19	0,04	-0,02	0,00	0,02	-0,02	-0,01	0,02	0,03	0,38	1,00

Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

4.2. Análise Econométrica – MQO

Nesta seção são discutidos os principais resultados encontrados baseados na metodologia descrita na seção 3.

Inicialmente, devido à alta correlação existente entre os pares de variáveis “Tx. Juros PJ e Oferta”, “Tx. Juros PJ e Demanda”, “Incerteza e Demanda”, “Tangibilidade e Capital de Giro” apresentadas na matriz de correlação presente na seção das Estatísticas Descritivas, a Tabela 8 traz os resultados do teste VIF (*Variance Inflation Factor*) para o modelo (6) estimado na Tabela 9.

Tabela 8 - Teste VIF

Variável	VIF	1/VIF
Oferta	2,82	0,3543
Demanda	2,73	0,3665
Q de Tobin	1,58	0,6340
Capital de Giro	2,88	0,3470
Fluxo de Caixa	1,32	0,7587
Tangibilidade	2,51	0,3981
Tamanho	1,49	0,6718
Alavancagem	1,33	0,7510
Tx. Juros PJ	2,46	0,4069
Incerteza	1,77	0,5643
PIB	1,81	0,5515
IPO+ <i>Follow-on</i>	1,28	0,7835

Fonte: Elaborado pelo autor (2019)

Pela regra amplamente utilizada em análises de testes VIF, valores até 10 são aceitáveis e não apresentam maiores problemas de multicolinearidade. Nesse caso, apesar dos pares de variáveis terem apresentado altos valores nas suas correlações lineares, o teste VIF não indica maiores problemas ao utilizar todas as variáveis nos modelos.

A Tabela 9 apresenta os primeiros resultados estimados por MQO e buscam testar a hipótese nula H_{01} , utilizando a variável caixa como dependente. Nesse caso, a presença de significância estatística no coeficiente estimado da variável oferta seria suficiente para rejeitar a hipótese nula H_{01} . O modelo (1) apresenta a forma funcional mais básica, sendo, respectivamente, a variável caixa explicada apenas pela variável oferta e os erros-padrões *clusterizados* no nível empresa. Nesse caso, o coeficiente da variável oferta não apresentou qualquer nível de significância que se permita rejeitar a hipótese nula em níveis menores que

10%. O modelo (2) adiciona como controle o nível de demanda agregada percebida pelos bancos, semelhante ao modelo anterior os resultados não são suficientes para quaisquer inferências estatísticas.

A construção do modelo (3) conta com a adição das variáveis de controle no nível empresa propostas na Tabela 1, sendo os erros-padrões *clusterizados* por empresa. Nesse caso, as variáveis de controle demanda, capital de giro, fluxo de caixa e tangibilidade se mostraram significantes para explicarem o nível de caixa e com os sinais de acordo com o esperado pela teoria. A variável tamanho, apesar de se mostrar significativa, o seu sinal foi contrário do que se espera pela teoria. Esse resultado está em linha com os valores encontrados na Tabela 6, no qual as empresas maiores possuíam maiores posições de caixa retidos frente aos seus ativos totais. Por último, a variável oferta mostrou um nível de significância estatística que permitiu rejeitar a hipótese nula H_{01} em 1%. O sinal negativo indica que uma redução na oferta de crédito bancário agregado faria as empresas agirem de modo precaucionário, aumentando os seus níveis de caixa retido. O modelo (4) adiciona ao modelo (3) efeitos fixos de setor e as únicas alterações encontradas são o ganho no poder explicativo pela variável alavancagem, que se mostrou com o sinal de acordo com o esperado pela literatura.

O modelo (5) adiciona ao modelo (3) as variáveis de controle no nível macroeconômico propostas na Tabela 1. Nota-se que apenas a variável PIB apresentou poder explicativo no modelo e sinal de acordo com o esperado pela literatura, as demais variáveis, com exceção da variável alavancagem que perdeu seu nível de significância estatística, permaneceram inalteradas. No modelo (6) se adiciona ao modelo (5) os efeitos fixos de setor, sendo esse o modelo mais completo para investigar o fenômeno estudado e descrito pela equação 1. No modelo (6) há um ganho no poder explicativo das variações da variável caixa e são mantidos os sinais e níveis de significância encontrados anteriormente nas variáveis de controle. A variável de interesse oferta perde significância estatística, sendo assim, rejeita-se a hipótese nula apenas no nível de 5%. Com relação à magnitude econômica, espera-se que um aumento de 0,1 no nível da variável oferta impacte em aproximadamente -0,14% p.p. no nível de caixa das empresas.

A *clusterização* no nível empresa utilizada nos modelos anteriores é suficiente para lidar com a autocorrelação dos erros-padrões ao longo do tempo. Caso se suspeite que os dados possam apresentar correlação transversal, o ideal seria adotar o nível de *clusterização* por setor. O modelo (7) replica o modelo (6), adotando como nível de *clusterização* o setor NAICS III. A escolha desse nível de classificação setorial se deve ao fato das estimações dos erros-padrões *clusterizados* serem consistente apenas na presença de um grande número de *clusters*. Segundo

Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004), acima de 50 *clusters* se garante uma boa consistência na estimação. O nível NAICS III garante a separação em 77 *clusters* distintos, garantindo, assim, uma boa estimação. Os resultados do modelo (7) se mantiveram próximos aos encontrados anteriormente. Como era esperado, o erro-padrão de todas as variáveis aumentou, mas, mesmo assim, todas as variáveis mantiveram os níveis de significância estatística encontrados no modelo (6).

A Tabela 10 traz os mesmos modelos estimados na Tabela 9, porém utilizando como variável dependente caixa+investimentos. As variáveis capital de giro, fluxo de caixa e tangibilidade se mostraram significativas ao explicarem os níveis de caixa+investimentos e com os seus sinais de acordo com o esperado pela literatura, porém a variável de interesse oferta apresentou significância estatística apenas no modelo (1). Como se busca testar a primeira hipótese utilizando como parâmetro o modelo (6) no caso da variável dependente ser caixa+investimentos não se pode rejeitar a hipótese nula H_{01} em níveis menores que 10%, ou seja, não há evidências de que o nível da oferta de crédito bancário agregado afeta a posição de caixa+investimentos das empresas.

As diferenças no nível de significância estatística entre a variável oferta nos modelos que utilizam como variável dependente caixa e caixa+investimentos podem estar relacionadas à natureza contábil das contas do balanço. Contabilmente, segundo Valor Consulting (2019), com base legal no Art. 179, caput, I e II da Lei nº 6.404/1976 e Resolução CFC nº 750/1993, as empresas classificam como caixa e equivalentes de caixa as “aplicações em modalidades resgatáveis a qualquer momento, sem vinculação a determinado prazo” e no caso das contas de investimentos “se resgatáveis em prazo vencível até 12 meses após a data de aplicação.” Desse modo, espera-se que ao considerar os investimentos, dado a sua natureza menos líquida, o efeito da variação da oferta de crédito bancário agregado no caixa e investimentos das empresas seja menor e mais difícil de identificar.

Tabela 9 - Resultados pelo método MQO para variável dependente caixa

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Oferta	-0,11 (0,25)	-0,54 (0,40)	-1,11*** (0,42)	-1,11*** (0,42)	-1,44*** (0,53)	-1,38** (0,54)	-1,38** (0,56)
Demanda		0,58 (0,49)	0,92* (0,52)	0,89* (0,53)	0,68 (0,44)	0,73 (0,44)	0,73 (0,48)
Q de Tobin			-0,88 (0,63)	-0,72 (0,55)	-0,9 (0,64)	-0,74 (0,55)	-0,74 (0,54)
Capital de Giro			-9,60*** (2,79)	-7,68*** (2,44)	-9,65*** (2,79)	-7,73*** (2,45)	-7,73*** (2,61)
Fluxo de Caixa			42,46*** (12,86)	38,89*** (11,56)	42,35*** (12,86)	38,81*** (11,57)	38,81*** (11,75)
Tangibilidade			-9,38*** (3,23)	-8,48*** (2,99)	-9,47*** (3,24)	-8,56*** (3,00)	-8,56*** (3,16)
Tamanho			0,66*** (0,24)	0,75*** (0,26)	0,66*** (0,24)	0,75*** (0,26)	0,75*** (0,26)
Alavancagem			-2,26 (2,59)	-4,38* (2,39)	-2,28 (2,59)	-4,40* (2,39)	-4,40* (2,26)
Tx. Juros PJ					-0,13 (0,74)	0,12 (0,76)	0,12 (0,74)
Incerteza					0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
PIB					0,19* (0,11)	0,17 (0,11)	0,17 (0,12)
IPO+Follow-on					0,03 (0,02)	0,03 (0,02)	0,03 (0,02)
Constante	7,56*** (0,36)	7,41*** (0,38)	4,36 (4,45)	-2,52 (4,26)	4,51 (4,62)	-2,58 (4,44)	-2,58 (4,77)
Observações	6.589	6.589	5.623	5.623	5.623	5.623	5.623
R ²	0,00	0,00	0,08	0,19	0,08	0,19	0,19

Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por testar a hipótese nula H_{01} para a variável dependente caixa. Regressões estimadas através do método MQO com dados dispostos em painel e utilizando a amostra completa. Todos os modelos têm a variável caixa multiplicada por 100 como dependente. O primeiro modelo considera apenas a variável de interesse oferta, os demais modelos têm a inclusão das variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem) e externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+Follow-on). Os modelos (4), (6) e (7) consideram o efeito-fixo de setor. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos, com exceção do modelo (7), que adota o nível de *clusterização* por setor NAICS III. O modelo (6) é o descrito pela eq. $y_{itj} = \alpha + \beta_1 oferta_t + \gamma_{it} + \theta_t + \delta_j + \varepsilon_{itj}$ e considerado o mais completo para testar a hipótese nula H_{01} . Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 10 – Resultados pelo método MQO para variável dependente caixa+investimentos

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Oferta	0,55*	0,07	-0,49	-0,67	-0,54	-0,79	-0,79
	(0,31)	(0,49)	(0,45)	(0,46)	(0,57)	(0,57)	(0,60)
Demanda		0,65	0,54	0,75	0,57	0,75	0,75
		(0,56)	(0,57)	(0,57)	(0,49)	(0,49)	(0,54)
Q de Tobin			0,28	0,02	0,28	0,02	0,02
			(0,76)	(0,69)	(0,76)	(0,70)	(0,82)
Capital de Giro			-22,49***	-21,16***	-22,49***	-21,18***	-21,18***
			(3,29)	(3,26)	(3,29)	(3,26)	(3,14)
Fluxo de Caixa			101,11***	95,50***	101,09***	95,48***	95,48***
			(18,46)	(15,35)	(18,51)	(15,41)	(15,37)
Tangibilidade			-26,55***	-24,56***	-26,57***	-24,61***	-24,61***
			(3,53)	(3,63)	(3,54)	(3,64)	(3,86)
Tamanho			0,41	0,56	0,42	0,56	0,56*
			(0,32)	(0,34)	(0,32)	(0,34)	(0,33)
Alavancagem			-1,00	-3,29	-1,00	-3,30	-3,30
			(3,49)	(3,52)	(3,50)	(3,53)	(4,48)
Tx. Juros PJ					0,78	0,90	0,90
					(0,93)	(0,96)	(1,11)
Incerteza					0,00	0,00	0,00
					(0,00)	(0,00)	(0,00)
PIB					0,09	0,13	0,13
					(0,12)	(0,11)	(0,12)
IPO+Follow-on					0,02	0,03	0,03
					(0,02)	(0,02)	(0,02)
Constante	12,55***	12,37***	19,19***	31,25***	18,15***	30,16***	30,16***
	(0,56)	(0,58)	(5,91)	(5,37)	(6,25)	(5,79)	(5,46)
Observações	6.589	6.589	5.623	5.623	5.623	5.623	5.623
R ²	0,00	0,00	0,29	0,42	0,29	0,42	0,42

Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por testar a hipótese nula H_{01} para a variável dependente caixa+investimentos. Regressões estimadas através do método MQO com dados dispostos em painel e utilizando a amostra completa. Todos os modelos têm a variável caixa+investimentos multiplicada por 100 como dependente. O primeiro modelo considera apenas a variável de interesse oferta, os demais modelos têm a inclusão das variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem) e externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+Follow-on). Os modelos (4), (6) e (7) consideram o efeito-fixo de setor. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos, com exceção do modelo (7), que adota o nível de *clusterização* por setor NAICS III. O modelo (6) é o descrito pela eq. $y_{itj} = \alpha + \beta_1 oferta_t + \gamma_{it} + \theta_t + \delta_j + \varepsilon_{itj}$ e considerado o mais completo para testar a hipótese nula H_{01} . Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Com o objetivo de investigar a segunda hipótese proposta na seção 1.2, a amostra total foi dividida em subamostras, de acordo com os critérios definidos na seção 3.2. A Tabela 11 traz os resultados do modelo proposto pela equação 1 aplicado às subamostras, considerando a variável caixa como dependente. A sigla R+DB representa a interseção de todas as empresas que são restritas financeiramente e dependentes bancárias. No caso das organizações não restritas financeiramente e não dependentes bancárias, a representação nas tabelas é dada pela sigla NR+DB. Espera-se que as companhias classificadas como R+DB tenham os seus caixas afetados pela variação na oferta de crédito bancário agregado, enquanto que as NR+DB não sofram quaisquer impactos. Desse modo, a expectativa é de encontrar um coeficiente estatisticamente significativo no grupo das empresas R+DB. Já no grupo das NR+DB não é esperado qualquer nível de significância. As subamostras foram criadas para os critérios Tamanho, Tamanho & Setor e Idade.

Os resultados da primeira subamostra Tamanho podem ser encontrados nos modelos (1) e (2), sendo o primeiro para empresas R+DB e o segundo para NR+DB. Em ambos os casos, a variável de interesse oferta apresentou significância estatística, porém, em um nível maior para empresas R+DB. Ao considerar as subamostras Tamanho & Setor e Idade se percebe que a variável oferta no grupo de empresas R+DB apresentou significância estatística em todos os critérios. Com relação ao grupo de empresas NR+DB não foi evidenciado níveis de significância em nenhum dos critérios adotados. Em todos os modelos da Tabela 11, grande parte das variáveis de controle que apresentaram significância estatística estavam com os sinais de acordo com o esperado pela literatura. Teve-se como exceção a variável Q de Tobin nos modelos (1) e (3), que apresentou sinal contrário ao esperado, para empresas restritas e dependentes bancária, a relação se mostrou negativa.

A Tabela 12 traz os mesmos modelos propostos na Tabela 11, considerando a variável caixa+investimentos como dependente. Os resultados para as subamostras Tamanho e Idade se mostraram, de acordo com o esperado, ou seja, a variável de interesse oferta apresenta relevância para explicar os movimentos da variável caixa+investimentos apenas no grupo de empresas R+DB.

O mesmo não pode ser evidenciado para o grupo de subamostras Tamanho & Setor, porém, nota-se que a magnitude econômica para empresas do grupo R+DB são sempre maiores que para o grupo NR+DB, podendo-se especular que apesar da ausência de significância estatística no coeficiente da variável de interesse, os efeitos são maiores no grupo R+DB.

Tabela 11 - Resultado subamostras para variável dependente caixa

	Tamanho		Tamanho & Setor		Idade	
	R+DB	NR+DB	R+DB	NR+DB	R+DB	NR+DB
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Oferta	-2,39** (1,04)	-2,31* (1,32)	-2,45** (1,04)	-2,68 (1,68)	-2,12* (1,19)	-2,73 (2,22)
Demanda	2,00** (0,88)	1,35** (0,62)	2,41*** (0,90)	1,92** (0,87)	2,76*** (0,97)	0,95 (0,95)
Q de Tobin	-2,18** (0,83)	1,51*** (0,56)	-1,85** (0,85)	1,20** (0,59)	0,52 (0,71)	-0,01 (0,66)
Capital de Giro	-6,93** (2,96)	-26,30*** (5,18)	-5,75** (2,74)	-30,44*** (5,12)	-6,02** (2,86)	-26,35*** (5,27)
Fluxo de Caixa	44,68*** (14,99)	-6,08 (10,20)	40,77*** (12,98)	4,91 (13,44)	24,04* (12,57)	12,85 (11,56)
Tangibilidade	-11,85** (5,25)	-24,42*** (5,04)	-9,37 (5,85)	-22,68*** (6,48)	2,11 (3,59)	-28,40*** (5,55)
Tamanho	-0,59 (0,92)	-0,20 (0,65)	1,36 (0,91)	-0,24 (1,31)	0,80* (0,43)	-0,57 (0,76)
Alavancagem	-15,34*** (4,84)	0,64 (2,98)	-11,82*** (4,33)	-5,61 (3,50)	-2,30 (3,85)	-2,54 (4,00)
Tx. Juros PJ	0,44 (1,62)	-0,25 (2,02)	1,93 (1,59)	2,97 (2,82)	1,92 (1,49)	-1,84 (2,55)
Incerteza	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00 (0,00)
PIB	0,36* (0,21)	0,27 (0,23)	0,39* (0,21)	0,23 (0,29)	0,56** (0,26)	0,31 (0,38)
IPO+ <i>Follow-on</i>	0,02 (0,03)	-0,06 (0,04)	0,03 (0,04)	-0,09* (0,05)	-0,02 (0,06)	0,03 (0,05)
Constante	22,01* (11,69)	23,37** (10,91)	-11,80 (12,88)	29,40 (23,66)	-11,09* (6,53)	42,79*** (11,19)
Observações	1.372	1.104	1.466	709	1.173	603
R ²	0,38	0,48	0,38	0,56	0,38	0,54

Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por apresentar os resultados do modelo representado na eq. $y_{itj} = \alpha + \beta_1 oferta_t + \gamma_{it} + \theta_t + \delta_j + \varepsilon_{itj}$ para as diversas subamostras criadas. Regressões estimadas através do método MQO com dados dispostos em painel e utilizando a amostra das empresas classificadas nos três primeiros e últimos decis dos critérios adotados para separar as empresas entre restritas e não restritas financeiramente. Os modelos (1) e (2) pertencem a subamostra Tamanho, (3) e (4) a subamostra Tamanho&Setor e (5) e (6) a subamostra Idade. A sigla R+DB representa as empresas restritas e dependentes bancárias e a sigla NR+DB as empresas não restritas e não dependentes bancárias. Todos os modelos têm a variável caixa multiplicada por 100 como dependente. Todos os modelos consideram a variável de interesse oferta com as variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem), externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+*Follow-on*) e efeito-fixo de setor. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos. Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 12 – Resultado subamostras para variável dependente caixa+investimentos

	Tamanho		Tamanho & Setor		Idade	
	R+DB	NR+DB	R+DB	NR+DB	R+DB	NR+DB
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Oferta	-2,94** (1,34)	-1,03 (1,17)	-2,11 (1,39)	-0,96 (1,52)	-3,02** (1,42)	-2,87 (2,01)
Demanda	1,53 (1,22)	1,35** (0,64)	1,42 (1,16)	1,48* (0,75)	2,39** (1,00)	2,15** (1,05)
Q de Tobin	0,82 (1,49)	0,73 (0,61)	-1,06 (1,47)	1,31 (0,82)	2,49 (1,57)	1,29 (1,09)
Capital de Giro	-13,44*** (4,72)	-36,98*** (5,07)	-16,09*** (4,47)	-47,79*** (3,94)	-14,67** (6,07)	-40,31*** (6,10)
Fluxo de Caixa	119,20*** (25,24)	2,74 (11,08)	95,26*** (21,55)	11,33 (10,43)	70,65*** (18,55)	14,94 (15,16)
Tangibilidade	-23,82*** (7,08)	-35,24*** (5,06)	-24,77*** (7,57)	-45,27*** (5,40)	-11,89 (7,27)	-40,59*** (6,74)
Tamanho	-1,21 (1,75)	-1,31* (0,69)	1,04 (1,27)	-0,94 (0,75)	0,25 (0,53)	0,97 (0,82)
Alavancagem	-16,54** (6,74)	9,11*** (3,33)	-10,38* (6,06)	11,44** (5,24)	-0,59 (6,00)	11,99* (6,80)
Tx. Juros PJ	2,05 (1,96)	-1,30 (1,75)	2,37 (2,39)	0,14 (2,03)	1,84 (2,69)	-1,95 (2,01)
Incerteza	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00 (0,00)
PIB	0,36 (0,23)	0,20 (0,21)	0,17 (0,27)	0,35 (0,24)	0,62** (0,26)	0,65** (0,30)
IPO+ <i>Follow-on</i>	0,02 (0,05)	-0,06 (0,05)	0,03 (0,05)	-0,02 (0,04)	0,08 (0,07)	-0,05 (0,06)
Constante	28,81 (20,64)	51,46*** (11,53)	22,92 (18,29)	59,96*** (13,43)	25,01** (9,91)	24,83* (12,72)
Observações	1.372	1.104	1.466	709	1.173	603
R ²	0,50	0,68	0,56	0,72	0,61	0,68

Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por apresentar os resultados do modelo representado na eq. $y_{itj} = \alpha + \beta_1 oferta_t + \gamma_{it} + \theta_t + \delta_j + \varepsilon_{itj}$ para as diversas subamostras criadas. Regressões estimadas pelo método MQO, com dados dispostos em painel e utilizando a amostra das empresas classificadas nos três primeiros e últimos decis dos critérios adotados para separar as empresas entre restritas e não restritas financeiramente. Os modelos (1) e (2) pertencem a subamostra Tamanho, (3) e (4) a subamostra Tamanho&Setor e (5) e (6) a subamostra Idade. A sigla R+DB representa as empresas restritas e dependentes bancárias e a sigla NR+DB as organizações não restritas e não dependentes bancárias. Todos os modelos têm a variável caixa+investimentos multiplicada por 100 como dependente. Todos os modelos consideram a variável de interesse oferta com as variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem), externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+*Follow-on*) e efeito-fixo de setor. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos. Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente

Tabela 13 – Resultado da interseção das subamostras

	Interseção			
	Caixa		Caixa+Investimentos	
	R+DB (1)	NR+DB (2)	R+DB (3)	NR+DB (4)
Oferta	-3,09** (1,33)	-4,43 (2,92)	-3,12 (3,23)	-2,28 (2,94)
Demanda	3,01 (2,02)	0,67 (0,99)	2,49 (1,94)	1,85 (1,25)
Q de Tobin	0,17 (1,28)	-0,03 (1,36)	2,16 (1,96)	2,80 (2,36)
Capital de Giro	-8,44 (5,95)	-32,70*** (9,05)	-14,36* (8,07)	-47,82*** (10,17)
Fluxo de Caixa	-4,18 (9,58)	7,63 (17,32)	46,14* (23,84)	18,40 (20,59)
Tangibilidade	-12,98 (19,38)	-28,33** (10,96)	-45,73*** (15,05)	-48,17*** (12,77)
Tamanho	0,02 (1,67)	4,90** (1,83)	-2,27 (2,52)	-0,97 (1,65)
Alavancagem	8,37** (3,48)	-2,12 (5,40)	-12,28 (9,03)	14,09 (8,92)
Tx. Juros PJ	-2,22 (3,63)	-5,48* (2,96)	-0,35 (5,28)	-1,11 (2,66)
Incerteza	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,00)
PIB	0,05 (0,36)	0,35 (0,46)	-0,02 (0,52)	0,36 (0,45)
IPO+ <i>Follow-on</i>	0,03 (0,13)	0,03 (0,07)	0,02 (0,14)	0,03 (0,06)
Constante	30,26 (21,73)	-46,91 (36,23)	61,02 (37,28)	61,05* (31,79)
Observações	249	350	249	350
R ²	0,72	0,57	0,81	0,62

Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por apresentar os resultados do modelo representado pela eq. $y_{itj} = \alpha + \beta_1 oferta_t + \gamma_{it} + \theta_t + \delta_j + \varepsilon_{itj}$ para a interseção das subamostras criadas. Regressões estimadas pelo método MQO, com dados dispostos em painel e utilizando a amostra da interseção das empresas classificadas nos três primeiros e últimos decis nos três critérios adotados para separar as empresas entre restritas e não restritas financeiramente. A sigla R+DB representa as empresas restritas e dependentes bancárias e a sigla NR+DB as empresas não restritas e não dependentes bancárias. Os modelos (1) e (2) têm a variável caixa como dependente, já os modelos (3) e (4) tem a variável caixa+investimentos, ambas multiplicadas por 100. Todos os modelos consideram a variável de interesse oferta com as variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem), externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+*Follow-on*) e efeito-fixo de setor. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos. Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Buscando trazer mais robustez às estimações, a Tabela 13 evidencia os mesmos modelos estimados para as variáveis caixa e caixa+investimentos, dividindo as empresas em R+DB e NR+DB, porém adotando um quarto critério denominado Interseção. Nele apenas são consideradas as empresas que foram classificadas do mesmo modo nos três critérios utilizados anteriormente (Tamanho, Tamanho & Setor e Idade).

Os resultados das subamostras apresentados na Tabela 11 para a variável dependente caixa e 12 para a variável caixa+investimentos são diferentes entre as três classificações propostas e, dependendo da classificação adotada, pode-se aceitar ou rejeitar a hipótese nula H_{02} . Ao considerar as Interseções das amostras representadas pelos modelos na Tabela 13, pode-se inferir que empresas dependentes de crédito bancário e restritas financeiramente têm as suas posições de caixa negativamente influenciadas pela oferta de crédito bancário agregado, não sendo evidenciada a mesma relação ao considerar a variável dependente caixa+investimentos. Empresas não restritas financeiramente e não dependentes de crédito bancário não apresentaram qualquer indício de que a oferta de crédito bancário agregado influencia suas posições de caixa ou caixa+investimentos.

Essa análise não permite inferir que as diferenças encontradas têm significância estatística. Para isso, a Tabela 14 investiga a diferença entre as subamostras, utilizando a *dummy* Restrita, que assume valor zero (um) para as empresas não restritas (restritas) financeiramente e não dependentes bancárias (dependentes bancárias), bem como a sua interação com a variável oferta. Nesse modelo, a presença de significância estatística na variável de interação seria suficiente para fornecer evidências favoráveis a rejeitar a hipótese nula H_{02} .

Pelos resultados reportados na Tabela 14, os critérios de classificação Tamanho, Idade, bem como a Interseção, não apresentaram significância estatística na variável de interação Restrita*Oferta, não se podendo inferir que há diferenças estatisticamente significantes entre os grupos de empresa, com relação ao quanto a oferta de crédito bancário afeta os níveis de caixa das empresas. O critério Tamanho & Setor apresentou significância estatística em 10% para a variável de interação restrita*oferta, porém, com o sinal oposto ao esperado. As demais variáveis de controle que apresentaram significância estatística relevante em explicar as variações de caixa evidenciaram sinais de acordo com o esperado pela literatura, com exceção da variável de incerteza, na qual o esperado era positivo. Apesar do sinal oposto da variável Incerteza, o coeficiente estimado é próximo de zero, não trazendo maiores impactos para o teste de hipótese proposto.

Tabela 14 - Resultados com variável de interação para variável dependente caixa

	Tamanho (1)	Tamanho & Setor (2)	Idade (3)	Interseção (4)
Oferta	-2,47** (0,98)	-3,96*** (1,11)	-2,75** (1,31)	-3,99* (2,31)
Restrita	-4,09 (2,85)	0,71 (2,00)	-0,62 (1,13)	8,29* (4,87)
Restrita*Oferta	0,77 (0,69)	1,64* (0,94)	0,94 (0,89)	0,75 (1,23)
Demanda	1,48** (0,65)	2,16*** (0,72)	2,25*** (0,80)	2,28 (1,43)
Q de Tobin	-1,60** (0,66)	-1,46** (0,66)	0,46 (0,61)	-0,32 (0,75)
Capital de Giro	-7,80*** (2,69)	-8,66*** (2,79)	-8,62*** (2,83)	-8,91** (4,35)
Fluxo de Caixa	40,79*** (13,81)	48,71*** (12,96)	25,41** (9,83)	9,92 (11,86)
Tangibilidade	-9,29** (3,81)	-6,49 (3,92)	-6,34* (3,71)	-5,06 (4,99)
Tamanho	-0,05 (0,62)	0,91* (0,51)	0,27 (0,40)	2,67** (1,29)
Alavancagem	-9,15*** (3,47)	-11,28*** (3,06)	-0,36 (3,02)	-0,56 (4,07)
Tx. Juros PJ	-0,31 (1,39)	1,41 (1,42)	0,86 (1,39)	-2,58 (2,68)
Incerteza	-0,00 (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00 (0,00)
PIB	0,16 (0,16)	0,30* (0,17)	0,46** (0,21)	0,08 (0,37)
IPO+Follow-on	0,00 (0,03)	-0,00 (0,03)	0,00 (0,04)	0,04 (0,06)
Constante	18,49* (10,74)	-6,47 (9,67)	1,70 (6,50)	-12,89 (22,04)
Observações	2.476	2.175	1.776	599
R ²	0,30	0,34	0,34	0,56

Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por testar formalmente a hipótese nula H_{02} utilizando o modelo representado pela eq. $y_{itj} = \alpha + \beta_1 oferta_t + \gamma_{it} + \theta_t + \delta_j + \varepsilon_{itj}$ juntamente com a *dummy* Restrita, bem como sua interação com a variável de interesse oferta. A *dummy* Restrita assume valor 1 para empresas restritas e dependentes bancárias e 0 para empresas não restritas e não dependentes bancárias. Regressões estimadas através do método MQO com dados dispostos em painel e utilizando as amostras das empresas classificadas nos três primeiros e últimos decis nos três critérios adotados para separar as empresas entre restritas e não restritas financeiramente, bem como a interseção entre os critérios. Os modelos têm a variável caixa como dependente multiplicada por 100. Todos os modelos consideram a variável de interesse oferta com as variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem), externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+Follow-on) e efeito-fixo de setor. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos. Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 15 - Resultados com variável de interação para variável dependente caixa+investimentos

	Tamanho (1)	Tamanho & Setor (2)	Idade (3)	Interseção (4)
Oferta	-1,02 (1,12)	-1,40 (1,34)	-1,83 (1,43)	-1,62 (2,72)
Restrita	-6,91 (4,48)	-0,13 (2,99)	2,75 (1,67)	-10,49 (7,26)
Restrita*Oferta	-0,75 (0,85)	-0,97 (1,05)	-0,22 (1,17)	0,05 (1,82)
Demanda	0,73 (0,96)	1,56* (0,90)	1,61 (1,01)	2,23 (1,60)
Q de Tobin	0,16 (1,29)	-1,01 (1,11)	1,64 (1,33)	3,28 (2,26)
Capital de Giro	-13,22*** (4,52)	-18,75*** (4,62)	-16,16*** (6,07)	-12,40* (6,92)
Fluxo de Caixa	96,34*** (19,43)	98,83*** (17,74)	59,47*** (15,59)	43,37** (18,23)
Tangibilidade	-18,52*** (5,18)	-24,30*** (5,86)	-19,22*** (6,75)	-15,98* (7,97)
Tamanho	-0,74 (1,08)	0,57 (0,84)	-0,20 (0,58)	-3,02 (2,25)
Alavancagem	-2,96 (5,27)	-6,89 (5,08)	1,27 (4,71)	2,76 (6,09)
Tx. Juros PJ	-0,78 (1,88)	1,07 (1,95)	-1,16 (2,26)	0,59 (3,46)
Incerteza	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
PIB	-0,01 (0,20)	0,14 (0,21)	0,42* (0,23)	-0,17 (0,44)
IPO+Follow-on	-0,01 (0,04)	0,02 (0,04)	0,02 (0,05)	-0,03 (0,08)
Constante	31,69* (17,82)	31,50** (14,68)	36,84*** (11,00)	76,47* (39,31)
Observações	2.476	2.175	1.776	599
R ²	0,40	0,48	0,53	0,63

Fonte: Elaborado pelo autor pelo software Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por testar formalmente a hipótese nula H_{02} utilizando o modelo representado pela eq. $y_{itj} = \alpha + \beta_1 oferta_t + \gamma_{it} + \theta_t + \delta_j + \varepsilon_{itj}$ juntamente com a *dummy* Restrita, bem como sua interação com a variável de interesse oferta. A *dummy* Restrita assume valor 1 para empresas restritas e dependentes bancárias e 0 para empresas não restritas e não dependentes bancárias. Regressões estimadas através do método MQO com dados dispostos em painel e utilizando as amostras das empresas classificadas nos três primeiros e últimos decis nos três critérios adotados para separar as empresas entre restritas e não restritas financeiramente, bem como a interseção entre os critérios. Os modelos têm a variável caixa+investimentos como dependente multiplicada por 100. Todos os modelos consideram a variável de interesse oferta com as variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem), externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+Follow-on) e efeito-fixe de setor. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos. Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A Tabela 15 traz os mesmos modelos estimados na Tabela 14, considerando a variável dependente caixa+investimentos. Nenhum dos critérios de classificação mostrou diferenças estatisticamente significativa entre as empresas restritas e dependentes bancárias das não restritas e não dependentes bancárias. Semelhante ao mostrado na Tabela 10, a variável oferta parece não afetar, de modo significativo, a posição de caixa das empresas ao se considerar os seus investimentos de curto prazo.

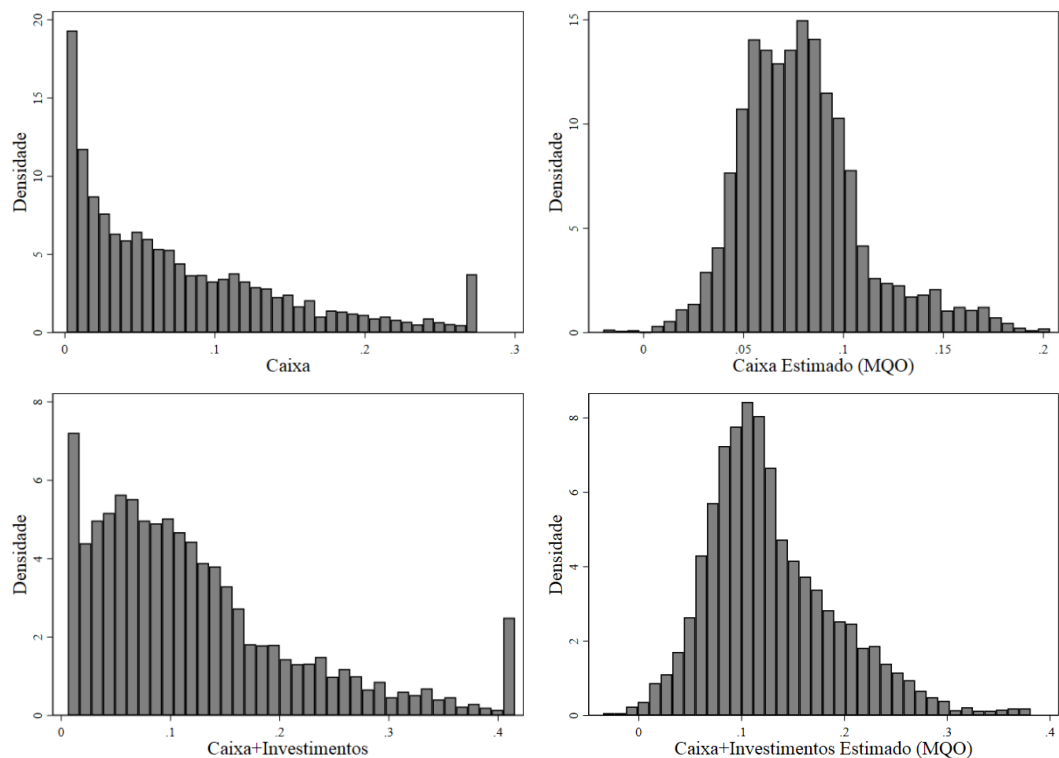
4.3. Análise Econométrica – Modelos Fracionais

Na seção 4.2 os resultados reportados se baseiam em métodos lineares e ignoram a natureza fracionária, limitada entre zero e um, das variáveis dependentes. Conforme discutido na seção 3, essa abordagem pode gerar vieses nos coeficientes estimados. Nesta seção são apresentados os resultados obtidos ao utilizar os métodos de estimação não-lineares, bem como as distribuições das estimações das variáveis caixa e caixa+investimentos pelos métodos MQO e GLM.

A Figura 4 mostra a distribuição dos valores observados e estimados pela equação 1 pelos modelos lineares para as variáveis caixa e caixa+investimentos. Nota-se que as estimações feitas por MQO têm uma distribuição diferente da observada, além disso, alguns valores ficaram abaixo de zero, o que é impossível de se observar na prática.

O modelo ideal a ser estimado seria o GEE (*generalized estimating equations*), que leva em conta a estrutura de painel dos dados (correlação entre as observações) para os modelos GLM. A princípio foram estimados os modelos por GEE, porém, devido à natureza não balanceada do painel utilizado no presente estudo, grande parte dos modelos não convergiram para uma solução, ao retirar os efeitos fixos de setor todos os modelos convergem, mas, nesse caso, perde-se o controle da heterogeneidade não observada por setor, controlada anteriormente nas estimações MQO. Sendo assim, optou-se por estimar os modelos pelo uso de GLM e mantendo o efeito fixo de setor. Segundo Wooldridge (2019) não há grandes diferenças entre as estimações GEE e GLM. As estimações foram realizadas pelo *software* Stata 15, utilizando o comando GLM com família binomial e função de ligação *logit*. Esse comando é idêntico ao comando *-fracreg-* do *software*.

Figura 4- Distribuições das variáveis caixa e caixa+investimentos *winsorizadas* e estimadas pelos modelos MQO



Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

A Tabela 16 apresenta os resultados dos modelos fracionais estimados para a variável dependente caixa. Seguindo a equação 1, o modelo (1) testa a hipótese nula H_{01} , buscando-se rejeitá-la pela presença de significância estatística na variável oferta. A variável de interesse oferta apresenta sinal negativo e um nível de significância em 1%, podendo rejeitar a hipótese nula H_{01} . Os resultados obtidos para o modelo fracional são semelhantes aos encontrados nas estimativas MQO apresentadas no modelo (7) da Tabela 9, tanto para a variável de interesse, como para as de controle. Os modelos (2) a (5) buscam testar a hipótese nula H_{02} e replicam os modelos da Tabela 14 para a variável dependente caixa, os resultados se mostraram semelhantes entre os modelos estimados por MQO e de saídas fracionais (GLM), ou seja, não se pode rejeitar a hipótese nula de que variações na oferta de crédito bancário agregado não afetam de modo distinto a posição de caixa de empresas restritas financeiramente e dependentes de crédito bancário frente às organizações não restritas financeiramente e não dependentes de crédito bancário. Em suma, os modelos fracionais mantiveram os resultados obtidos pelas estimações feitas por MQO, corroborando e servindo de robustez para os resultados encontrados anteriormente.

Tabela 16 - Modelos GLM (facionais) para variável dependente caixa

	Amostra Total (1)	Tamanho (2)	Tamanho & Setor (3)	Idade (4)	Interseção (5)
Oferta	-0,20*** (0,07)	-0,36*** (0,13)	-0,54*** (0,14)	-0,40** (0,17)	-0,62** (0,27)
Restrita		-0,59 (0,45)	0,04 (0,30)	-0,09 (0,17)	1,50* (0,91)
Restrita*Oferta		0,09 (0,10)	0,20 (0,12)	0,16 (0,12)	0,09 (0,17)
Demanda	0,09 (0,06)	0,21** (0,09)	0,29*** (0,10)	0,31*** (0,10)	0,39** (0,19)
Q de Tobin	-0,11 (0,08)	-0,28** (0,11)	-0,25** (0,10)	0,06 (0,08)	-0,03 (0,11)
Capital de Giro	-1,04*** (0,28)	-1,19*** (0,35)	-1,24*** (0,36)	-1,34*** (0,40)	-1,52*** (0,59)
Fluxo de Caixa	6,19*** (1,65)	7,06*** (2,12)	8,67*** (2,06)	3,75** (1,57)	1,69 (2,16)
Tangibilidade	-1,18*** (0,38)	-1,34*** (0,50)	-0,94* (0,53)	-1,00* (0,56)	-0,29 (0,83)
Tamanho	0,11*** (0,04)	0,00 (0,10)	0,13* (0,07)	0,04 (0,07)	0,49** (0,21)
Alavancagem	-0,53* (0,31)	-1,14*** (0,44)	-1,51*** (0,43)	-0,05 (0,44)	0,30 (0,59)
Tx. Juros PJ	-0,02 (0,11)	-0,09 (0,20)	0,14 (0,21)	0,09 (0,19)	-0,32 (0,42)
Incerteza	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00 (0,00)
PIB	0,03 (0,02)	0,02 (0,02)	0,04* (0,02)	0,07** (0,03)	0,02 (0,05)
IPO+ <i>Follow-on</i>	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,01)	0,00 (0,01)
Constante	-4,06*** (0,59)	-1,07 (1,63)	-4,39*** (1,44)	-3,38*** (1,07)	-8,27** (3,75)
Observações	5.623	2.476	2.175	1.776	599

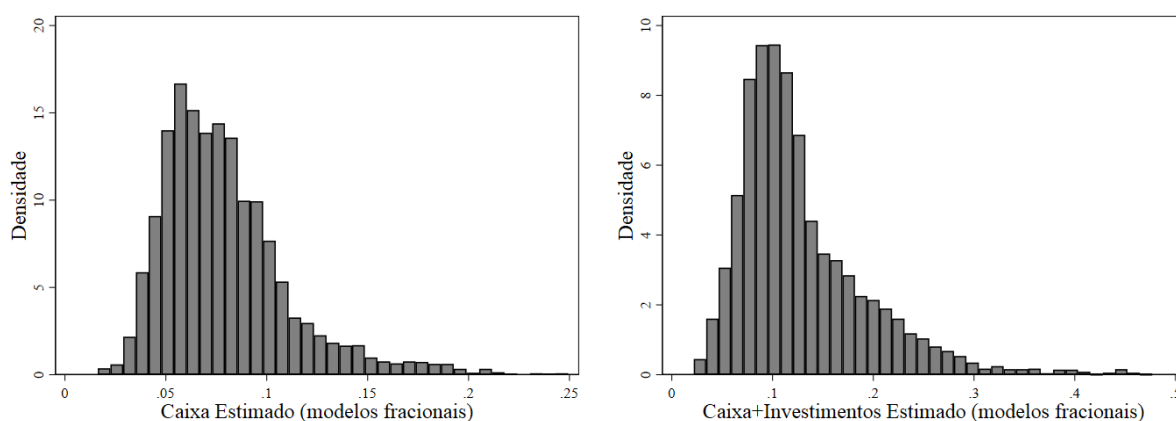
Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por testar as hipóteses nulas H_{01} (modelo 1) e H_{02} (modelos 2, 3, 4 e 5) para a variável dependente caixa. Regressões estimadas através do método GLM, família binomial, função de ligação *logit* e dados dispostos em painel. O primeiro modelo utiliza a amostra completa, os demais modelos utilizam a *dummy* Restrita (que assume valor 1 para empresas restritas e dependentes bancárias e 0 para empresas não restritas e não dependentes bancárias). Todos os modelos utilizam a variável de interesse oferta, as variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem), externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+*Follow-on*) e efeito-fixo de setor. Os coeficientes estimados em modelos não-lineares necessitam do cálculo de seus efeitos marginais para estimar a sua magnitude econômica. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos. Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Em resultados não reportados foram testados os mesmos modelos propostos pela Tabela 16 para a variável dependente caixa+investimentos, sendo que os resultados encontrados foram similares aos já obtidos pelas estimações feitas por MQO.

De modo geral, as estimações realizadas pelos modelos GLM que modelam a natureza fracionária performaram de modo semelhante aos resultados encontrados nos modelos lineares. Essa evidência traz robustez aos resultados antes reportados e traz consigo uma melhoria na estimação dos modelos ao restringirem as suas estimações dentro do intervalo 0 e 1. A Figura 5 mostra a distribuição das estimações feitas pelos modelos fracionais, similar ao reportado na Figura 4. Nota-se que as distribuições se assemelham mais com as observações das variáveis caixa e caixa+investimentos, além do fato de não existirem valores estimados abaixo de zero.

Figura 5 - Distribuições das variáveis caixa e caixa+investimentos estimadas pelos modelos GLM (fracionais)



Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

4.4. Análise Econométrica – Modelos sem o efeito BNDES

Nesta seção são apresentados os resultados encontrados baseados nas preocupações sobre os efeitos do BNDES na amostra total e discutidos na seção 3.3.

A Tabela 17 apresenta os resultados estimados pelo MQO para uma subamostra que contém apenas empresas que não obtiveram nenhum recurso proveniente do BNDES entre os anos de 2011 e 2018. O racional desse corte é isolar os possíveis efeitos da oferta de crédito pelo banco de desenvolvimento e, com isso, espera-se obter o coeficiente da variável oferta com um menor viés.

O modelo (1) da Tabela 17 traz o modelo proposto pela equação 1, utilizando efeitos fixos de setor, erros-padrões *clusterizados* por empresa, sendo a variável dependente caixa.

Nota-se que a variável oferta mantém a significância estatística para a amostra total sem o efeito do BNDES. Além disso, o coeficiente estimado apresenta uma maior magnitude (em torno de 18%) comparado com o modelo estimado para a amostra completa com efeito do BNDES (Tabela 9, modelo 7). Os resultados reportados no modelo (1) permitem rejeitar a hipótese nula H_{01} em 5% para a variável dependente caixa e obter um coeficiente possivelmente livre do viés causado por ofertas do BNDES. Para testar formalmente a hipótese nula H_{02} foram estimados os modelos (2), (3), (4) e (5). Em nenhum dos casos a variável de interesse Oferta*Restrita apresentou significância estatística. Os resultados se mantêm alinhados aos apresentados na Tabela 14.

A Tabela 18 replica os mesmos modelos propostos na Tabela 17, porém considera a variável dependente caixa+investimentos. Os resultados não apresentam significância estatística na variável de interesse oferta nem na interação com a *dummy* restrita (alinhado com o já apresentado na Tabela 15).

Avaliando a subamostra de empresas que não tiveram contato com o BNDES, pode-se apenas rejeitar a hipótese nula H_{01} em 5% no caso da variável caixa. Além disso, observa-se uma magnitude econômica 18% maior frente aos resultados reportados com a amostra completa.

Tabela 17 – Resultados com subamostra de empresas sem efeito BNDES com a variável dependente caixa

	Amostra Total (1)	Tamanho (2)	Tamanho & Setor (3)	Idade (4)	Interseção (5)
Oferta	-1,63** (0,70)	-0,67 (1,22)	-2,71** (1,26)	-3,51** (1,34)	-1,70 (1,19)
Restrita		-3,11 (3,23)	0,22 (2,67)	-1,75 (1,19)	-1,90 (3,63)
Restrita*Oferta		0,55 (0,96)	1,31 (1,20)	0,92 (0,97)	0,54 (1,19)
Demanda	1,63*** (0,56)	1,30 (0,94)	2,04** (1,01)	3,32*** (1,01)	1,45 (1,64)
Q de Tobin	-1,00 (0,78)	-2,00** (0,95)	-2,63** (1,02)	0,30 (0,57)	-0,31 (0,79)
Capital de Giro	-7,03** (3,16)	-4,00 (2,94)	-5,06* (2,97)	-7,17** (3,48)	-11,00* (5,79)
Fluxo de Caixa	48,94*** (14,85)	56,91*** (16,57)	52,74*** (13,01)	17,82 (11,60)	18,70 (11,76)
Tangibilidade	-5,28 (4,09)	-2,21 (4,79)	1,71 (4,45)	3,13 (4,51)	-17,09 (13,74)
Tamanho	0,43 (0,39)	-0,69 (0,85)	0,17 (0,82)	0,31 (0,45)	-0,15 (1,20)
Alavancagem	-3,51 (2,95)	-3,79 (4,97)	-9,47* (5,09)	-0,30 (3,59)	10,15*** (3,47)
Tx. Juros PJ	0,20 (0,91)	1,87 (1,81)	1,14 (1,82)	2,71* (1,49)	-2,49 (2,56)
Incerteza	-0,00* (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)	0,00 (0,00)
PIB	0,28** (0,14)	0,10 (0,24)	0,11 (0,24)	0,64** (0,29)	-0,34 (0,28)
IPO+ <i>Follow-on</i>	0,00 (0,03)	-0,02 (0,04)	-0,03 (0,05)	0,01 (0,05)	0,09 (0,06)
Constante	1,18 (6,86)	19,05 (14,00)	4,01 (14,53)	-2,76 (7,57)	18,44 (23,25)
Observações	3.425	1.376	1.310	1.129	350
R ²	0,24	0,37	0,42	0,39	0,61

Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por testar as hipóteses nulas H_{01} (modelo 1) e H_{02} (modelos 2, 3, 4 e 5) para a variável dependente caixa multiplicada por 100. Regressões estimadas pelo método MQO com dados dispostos em painel. O primeiro modelo utiliza a amostra completa, os demais modelos utilizam a *dummy* Restrita (que assume valor 1 para empresas restritas e dependentes bancárias e 0 para empresas não restritas e não dependentes bancárias). Todos os modelos utilizam a variável de interesse oferta, as variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem), externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+*Follow-on*) e efeito-fixo de setor. Em todos modelos apenas empresas que não tiverem nenhum repasse do BNDES foram consideradas. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos. Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 18 - Resultados com subamostra de empresas sem efeito BNDES com a variável dependente caixa+investimentos

	Amostra Total (1)	Tamanho (2)	Tamanho & Setor (3)	Idade (4)	Interseção (5)
Oferta	-0,30 (0,69)	1,09 (1,47)	-0,95 (1,47)	-2,24 (1,38)	-0,49 (2,22)
Restrita		-3,87 (5,96)	-1,81 (3,46)	3,10 (1,89)	0,92 (7,83)
Restrita*Oferta		-0,68 (1,18)	-0,21 (1,30)	-0,56 (1,33)	1,46 (1,30)
Demanda	0,63 (0,58)	-0,19 (1,12)	1,29 (1,34)	2,21** (0,92)	2,42 (1,78)
Q de Tobin	-0,29 (0,84)	0,40 (1,43)	-1,45 (1,11)	1,21 (1,54)	1,53 (1,87)
Capital de Giro	-22,40*** (4,10)	-10,79* (5,75)	-12,85** (5,01)	-15,25** (7,51)	-11,75 (7,54)
Fluxo de Caixa	120,60*** (18,08)	121,55*** (23,88)	89,68*** (17,93)	65,73*** (16,11)	39,24** (14,88)
Tangibilidade	-24,28*** (4,94)	-16,08* (8,66)	-14,97** (6,74)	-15,47* (8,10)	-32,38** (14,05)
Tamanho	0,17 (0,46)	-0,85 (1,62)	-0,25 (1,20)	-0,01 (0,69)	0,64 (2,54)
Alavancagem	-2,59 (4,69)	2,97 (8,68)	-9,21 (7,30)	-0,69 (4,52)	1,20 (4,93)
Tx. Juros PJ	0,66 (1,24)	0,05 (2,19)	0,48 (2,95)	-1,01 (2,65)	2,72 (4,24)
Incerteza	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)	-0,00 (0,00)
PIB	0,18 (0,15)	-0,08 (0,25)	0,00 (0,25)	0,58** (0,23)	-0,44 (0,38)
IPO+Follow-on	0,01 (0,03)	-0,02 (0,05)	0,01 (0,05)	0,07 (0,07)	0,00 (0,08)
Constante	36,15*** (7,95)	26,62 (24,10)	43,18** (21,01)	32,94*** (12,12)	7,26 (46,62)
Observações	3.425	1.376	1.310	1.129	350
R ²	0,48	0,49	0,61	0,55	0,49

Fonte: Elaborado pelo autor pelo *software* Stata 15 (2019)

Nota: Tabela responsável por testar as hipóteses nulas H_{01} (modelo 1) e H_{02} (modelos 2, 3, 4 e 5) para a variável dependente caixa+investimentos multiplicada por 100. Regressões estimadas pelo método MQO com dados dispostos em painel. O primeiro modelo utiliza a amostra completa, os demais modelos utilizam a *dummy* Restrita (que assume valor 1 para empresas restritas e dependentes bancárias e 0 para empresas não restritas e não dependentes bancárias). Todos os modelos utilizam a variável de interesse oferta, as variáveis de controle internas (Q de Tobin, Capital de Giro, Fluxo de Caixa, Tangibilidade, Tamanho e Alavancagem), externas (Demanda, Tx de Juros PJ, Incerteza, PIB e IPO+Follow-on) e efeito-fixo de setor. Em todos modelos apenas empresas que não tiverem nenhum repasse do BNDES foram consideradas. Os erros-padrões foram *clusterizados* por empresa em todos os modelos. Dentro dos parênteses são mostrados os erros-padrões. Os símbolos *, ** e *** representam os níveis de significância estatística em 10%, 5% e 1%, respectivamente.

5 CONCLUSÃO

Este estudo busca investigar de que modo a oferta de crédito bancário agregado afeta a posição de caixa das empresas brasileiras e, caso exista o efeito, se há diferenças entre as organizações restritas financeiramente e dependentes bancárias das não restritas e não dependentes. Para isso foi utilizada uma amostra das companhias listadas na B3 entre os anos de 2011 e 2018, baseando-se no trabalho de Chen e Kieschnick (2018), com algumas alterações para um melhor ajuste aos dados brasileiros.

O modelo original e as suas variações foram estimados pelos métodos MQO e GLM (modelo não-linear de saídas fracionais) nos dados dispostos em painel, controlados por variáveis sugeridas na literatura e por efeitos fixos de setor. O principal resultado encontrado para a variável dependente caixa, utilizando os métodos MQO e GLM permite que se rejeite a hipótese nula H_{01} em 5%, ou seja, a oferta de crédito bancário agregado afeta a posição de caixa das empresas estudadas. O sinal encontrado indica que uma redução na oferta de crédito agregado tem um impacto positivo no caixa das empresas. Esse resultado se alinha com os internacionais de Bliss, Cheng e Denis (2015) e Kling, Paul e Gonis (2014). Ao utilizar como variável dependente caixa+investimentos não foi possível rejeitar a hipótese nula H_{01} dentro de níveis de significância estatística menores que 10%.

Ao avaliar apenas as empresas restritas financeiramente e dependentes bancárias foi evidenciado que as suas posições de caixa são afetadas pela oferta de crédito bancário agregado, em contrapartida as empresas não restritas e não dependentes não são afetadas. Ao verificar a variável dependente caixa+investimentos ambos os grupos de organizações não se mostraram afetadas pela oferta de crédito bancário agregado. Testando formalmente a hipótese nula H_{02} , que investiga se há diferenças desses efeitos entre os grupos não foi possível encontrar evidências estatísticas que permitam rejeitá-la em níveis menores do que 10%.

Especula-se que a dificuldade de encontrar relação entre a variável caixa+investimentos com a oferta de crédito bancário agregado esteja relacionada à natureza menos líquida dos investimentos retidos pelas empresas, além do uso de dados da oferta de crédito bancário agregada e não ponderada por instituição, o que pode dificultar a identificação do efeito. Com relação às classificações utilizadas para identificar as empresas restritas e não restritas financeiramente, presume-se que para o caso brasileiro o melhor método seja relacionado ao tamanho da empresa, o uso do tempo de IPO traz consigo outros problemas, tais como a maturidade do mercado de capitais.

Como resultado complementar, foram investigadas as hipóteses H_{01} e H_{02} , utilizando uma subamostra sem as empresas que receberam qualquer tipo de repasse via BNDES no período estudado. Nesse caso, os resultados se mostraram semelhantes aos obtidos para as amostras completas e com os efeitos do banco de desenvolvimento, porém, com um aumento na magnitude econômica da variável oferta em 18% para o modelo que considera a variável caixa como dependente.

Sendo assim, as principais implicações desse estudo são: para a literatura traz evidências sobre os aspectos externos à empresa para explicar os seus níveis de caixa, bem como a discussão sobre o uso de modelos não-lineares para estimar modelos com variáveis dependentes fracionárias; para os reguladores, muitas vezes responsáveis por políticas que mudam de forma considerável a oferta de crédito por parte das instituições financeiras, são destacadas as evidências das alterações nos níveis de oferta na gestão de liquidez das empresas, consequentemente na sua capacidade de investimento.

O presente estudo carrega algumas limitações que podem servir como sugestão para futuras investigações. Pode-se mencionar que a disponibilidade de linhas de crédito para as empresas é uma variável omitida que ainda pode trazer viés nos coeficientes estimados. Além disso, outro ponto de atenção é sobre erros de medida da variável oferta, já discutidos na seção 3.1. Como alternativa viável, sugere-se utilizar o modelo de Amiti e Weinstein (2018), o qual utiliza dados das dívidas no nível banco-empresa para mensurar os choques de oferta e de demanda de cada banco para cada empresa. Ademais, dada a composição da amostra ser de empresas abertas, a generalização dos resultados deve ser feita com cautela. Explorar os efeitos estudados em empresas privadas e menores, as quais têm diferentes dinâmicas para adotarem as suas políticas de caixa, pode trazer novas discussões para o tema.

REFERÊNCIAS

- ACHARYA, Viral V.; ALMEIDA, Heitor; CAMPELLO, Murillo. Aggregate Risk and the Choice between Cash and Lines of Credit. **The Journal Of Finance**, [S.l.], v. 68, n. 5, p.2059-2116, 10 set. 2013..
- ALMEIDA, Heitor; CAMPELLO, Murillo; WEISBACH, Michael S.. The Cash Flow Sensitivity of Cash. **The Journal Of Finance**, [S.l.], v. 59, n. 4, p. 1777-1804, ago. 2004.
- ALMEIDA, Juliano Ribeiro de; EID, William. Access to finance, working capital management and company value: Evidences from Brazilian companies listed on BM&FBOVESPA. **Journal Of Business Research**, [S.l.], v. 67, n. 5, p. 924-934, maio 2014.
- AMITI, Mary; WEINSTEIN, David E. How Much Do Idiosyncratic Bank Shocks Affect Investment? Evidence from Matched Bank-Firm Loan Data. **Journal Of Political Economy**, [S.l.], v. 126, n. 2, p.525-587, abr. 2018.
- ANGRIST, Joshua D.; PISCHKE, Jörn-steffen. **Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion**. [S.l.], Princeton University Press, 2009.
- ANNIBAL, Clodoaldo Aparecido; KOYAMA, Sérgio Mikio. **Pesquisa Trimestral de Condições de Crédito no Brasil: Trabalhos para Discussão nº 245**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011.
- ARTICA, Rodrigo Pérez; BRUFMAN, Leandro; SAGUÍ, Nicolás. Why do Latin American firms hold so much more cash than they used to? **Revista Contabilidade & Finanças**, São Paulo, v. 30, n. 79, p.73-90, mar. 2019.
- BAKER, Scott R.; BLOOM, Nicholas; DAVIS, Steven J. Measuring Economic Policy Uncertainty*. **The Quarterly Journal Of Economics**, [S.l.], v. 131, n. 4, p.1593-1636, 11 jul. 2016.
- BAKER, Scott R.; BLOOM, Nick; DAVIS, Steven J. **Brazil Monthly Index**. [S.l.]. Disponível em: <https://www.policyuncertainty.com/brazil_monthly.html>. Acesso em: 27 nov. 2019.
- BATES, Thomas W.; KAHLE, Kathleen M.; STULZ, René M. Why Do U.S. Firms Hold So Much More Cash than They Used To? **The Journal Of Finance**, [S.l.], v. 64, n. 5, p.1985-2021, 28 set. 2009.

BAUM, Christopher F. *et al.* Uncertainty determinants of corporate liquidity. **Economic Modelling**, [S.l.], v. 25, n. 5, p.833-849, set. 2008.

BAUMOL, William J. The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. **The Quarterly Journal Of Economics**, [S.l.], v. 66, n. 4, p.545-556, nov. 1952.

BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? **The Quarterly Journal Of Economics**, [S.l.], v. 119, n. 1, p.249-275, 1 fev. 2004.

BLISS, Barbara A.; CHENG, Yingmei; DENIS, David J.. Corporate payout, cash retention, and the supply of credit: Evidence from the 2008–2009 credit crisis. **Journal Of Financial Economics**, [S.l.], v. 115, n. 3, p.521-540, mar. 2015.

CHALHOUB, L.; KIRCH, G.; TERRA, P. R. S. Fontes de caixa e restrições financeiras: evidências das firmas listadas na BM&FBovespa. **Revista Brasileira de Finanças**, [S.l.], v. 13, n. 3, p. 470-503, 2015

CHAVA, Sudheer; PURNANANDAM, Amiyatosh. The effect of banking crisis on bank-dependent borrowers. **Journal Of Financial Economics**, [S.l.], v. 99, n. 1, p.116-135, jan. 2011.

CHEN, Chongyang; KIESCHNICK, Robert. Bank credit and corporate working capital management. **Journal Of Corporate Finance**, [S.l.], v. 48, p. 579-596, fev. 2018.

DAHROUGE, F. M.; SAITO, R. Políticas de cash holdings: uma abordagem dinâmica das empresas brasileiras. **Revista Brasileira de Finanças**, [S.l.], v. 11, n. 3, p. 343-373, 2013.

FAZZARI, Steven M. *et al.* Financing Constraints and Corporate Investment. **Brookings Papers On Economic Activity**, [S.l.], v. 1988, n. 1, p.141-206, 1988.

GRAHAM, John R; LEARY, Mark T. The Evolution of Corporate Cash. **The Review Of Financial Studies**, [S.l.], v. 31, n. 11, p.4288-4344, 17 jul. 2018.

GORMLEY, Todd A. **Empirical Methods in Corporate Finance**: Lecture 1 – Linear Regression I. 2019. Disponível em: <http://www.gormley.info/uploads/8/6/8/3/86834336/01_-_introduction_linear_regression_i.pdf>. Acesso em: 14 dez. 2019.

HADLOCK, Charles J.; PIERCE, Joshua R.. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index. **Review Of Financial Studies**, [S.l.], v. 23, n. 5, p.1909-1940, 1 mar. 2010.

HAN, Seungjin; QIU, Jiaping. Corporate precautionary cash holdings. **Journal Of Corporate Finance**, [S.l.], v. 13, n. 1, p.43-57, mar. 2007.

HARFORD, Jarrad; KLASA, Sandy; MAXWELL, William F. Refinancing Risk and Cash Holdings. **The Journal Of Finance**, [S.l.], v. 69, n. 3, p. 975-1012, maio 2014.

JOHN, Teresa A. Accounting Measures of Corporate Liquidity, Leverage, and Costs of Financial Distress. **Financial Management**, [S.l.], v. 22, n. 3, p. 91-100, 1993.

KAHLE, Kathleen M.; STULZ, René M. Access to capital, investment, and the financial crisis. **Journal Of Financial Economics**, [S.l.], v. 110, n. 2, p.280-299, nov. 2013.

KAPLAN, Steven N.; ZINGALES, Luigi. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints? **The Quarterly Journal Of Economics**, [S.l.], v. 112, n. 1, p.169-215, fev. 1997.

KASHYAP, A. K.; LAMONT, O. A.; STEIN, J. C.. Credit Conditions and the Cyclical Behavior of Inventories. **The Quarterly Journal Of Economics**, [S.l.], v. 109, n. 3, p.565-592, 1 ago. 1994.

KEYNES, John Maynard. The General Theory of Employment. In: **Interest and Money**. Londres: Harcourt Brace, 1936.

KHWAJA, Asim Ijaz; MIAN, Atif. Tracing the Impact of Bank Liquidity Shocks: Evidence from an Emerging Market. **American Economic Review**, [S.l.], v. 98, n. 4, p.1413-1442, ago. 2008.

KIRCH, Guilherme; PROCIANOY, Jairo Laser; TERRA, Paulo Renato Soares. Restrições financeiras e a decisão de investimento das firmas brasileiras. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 1, p.103-123, mar. 2014.

KLING, Gerhard; PAUL, Salima Y.; GONIS, Eleimon. Cash holding, trade credit and access to short-term bank finance. **International Review Of Financial Analysis**, [S.l.], v. 32, p.123-131, mar. 2014.

LAMONT, Owen; POLK, Christopher; SAAÁ-REQUEJO, Jesús. Financial Constraints and Stock Returns. **Review Of Financial Studies**, [S.l.], v. 14, n. 2, p.529-554, abr. 2001.

LEARY, Mark T. Bank Loan Supply, Lender Choice, and Corporate Capital Structure. **The Journal Of Finance**, [S.l.], v. 64, n. 3, p.1143-1185, 20 maio 2009.

LINS, Karl V.; SERVAES, Henri; TUFANO, Peter. What drives corporate liquidity? An international survey of cash holdings and lines of credit. **Journal Of Financial Economics**, [S.l.], v. 98, n. 1, p.160-176, out. 2010.

MCLEAN, R. David. Share issuance and cash savings. **Journal Of Financial Economics**, [S.l.], v. 99, n. 3, p.693-715, mar. 2011.

MILLER, Merton H.; ORR, Daniel. A Model of the Demand for Money by Firms. **The Quarterly Journal Of Economics**, [S.l.], v. 80, n. 3, p. 413-435, ago. 1966.

OPLER, Tim *et al.* The determinants and implications of corporate cash holdings. **Journal Of Financial Economics**, [S.l.], v. 52, n. 1, p.3-46, abr. 1999.

PALOMBINI, Nathalie Vicente Nakamura; NAKAMURA, Wilson Toshiro. Key factors in working capital management in the Brazilian market. **Revista de Administração de Empresas**, São Paulo, v. 52, n. 1, p.55-69, fev. 2012.

PAPKE, Leslie E.; WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates. **Journal Of Applied Econometrics**, [S.l.], v. 11, n. 6, p.619-632, nov. 1996.

PAPKE, Leslie E.; WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Panel data methods for fractional response variables with an application to test pass rates. **Journal Of Econometrics**, [S.l.], v. 145, n. 1-2, p.121-133, jul. 2008.

PETERSEN, Mitchell A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. **Review Of Financial Studies**, [S.l.], v. 22, n. 1, p.435-480, 3 jun. 2008.

RAMALHO, Esmeralda A.; RAMALHO, Joaquim J.s.; COELHO, Luís M.s.. Exponential Regression of Fractional-Response Fixed-Effects Models with an Application to Firm Capital Structure. **Journal Of Econometric Methods**, [S.l.], v. 7, n. 1, p.1-18, set. 2016.

SCHWERT, Michael. Bank Capital and Lending Relationships. **The Journal Of Finance**, [S.l.], v. 73, n. 2, p.787-830, fev. 2018.

TORTOLI, J. P.; MORAES, M. B. C. Fatores de Impacto sobre o Saldo de Caixa: Um Estudo em Empresas Brasileiras Não Financeiras de Capital Aberto. **Revista Brasileira de Finanças**, [S.l.], v. 14, n. 1, p. 125-125, 2016.

VALENTE, Edson. Valor Econômico. **A prioridade dos CFOs brasileiros neste ano é gestão de caixa**. 2015. Disponível em: <<https://www.valor.com.br/carreira/3843400/prioridade-dos-cfos-brasileiros-neste-ano-e-gestao-de-caixa>>. Acesso em: 11 jul. 2019.

VALOR CONSULTING. **Aplicações financeiras de renda fixa**. Disponível em: <<https://www.valor.srv.br/matTecs/matTecsIndex.php?idMatTec=147>>. Acesso em: 10 jul. 2019.

WHITED, Toni M.; WU, Guojun. Financial Constraints Risk. **Review Of Financial Studies**, [S.l.], v. 19, n. 2, p. 531-559, 2006.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Fixed effects glm** - fractional dependent variable. Disponível em: <<https://www.stata.com/statalist/archive/2012-07/msg01109.html>>. Acesso em: 15 dez. 2019.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Lista de empresas retiradas da amostra

Caixa Zero	BNBR3	HPIA3	RPPR3	LTEL3B	MWET4	OGXP3
PMET6	BNCA3	IDNT3	SAGP3B	MGEL4	PLAS3	OIBR3
PRMN3B	BNET4	IDVL4	SANB11	MMXM3	RSUL4	PSEG3
TCNO4	BNNE3	IRBR3	SASG3	MSPA3	SCLO4	PTPA4
TOYB4	BOVH3	ITSA4	SFSA4	NORD3	SNSY5	QVQP3B
VRLM4	BPAC11	ITUB4	SLCP3	OPDL3B	SULT3	RADL3
Financeiras	BPAN4	JPSA3	SPRT3B	OPTS3B	TEKA4	REDE3
ABCB4	BPAR3	LOSA3	SQRM3	OPZI3B	TPIS3	RLOG3
AETA3	BPIA3	LUXM4	SULA11	OSXB3	TXRX4	RUMO3
ALEF3B	BPRG4	MAPT3	TARP11	PDGR3	Var. Ativo	SGEN4
ALTR3	BRAP4	MERC4	TRMB4	PFRM3	ADHM3	SLCT3B
APER3	BRGE12	MOAR3	TRPN3	PITI4	AFLT3	SMLS3
APPA3	BRIV4	NEMO5	UBBR3	PRIO3	ALTS3	SOND5
B3SA3	BRSR6	ODBE4	UBHD3	PRTX3	ATOM3	STBR11
BAHI3	BSCT5	OMGE3	VDNP3B	RCSL4	BIOM3	TENE7
BASU5	BSEG4	OPGM3B	VEMG4	RDTR3	BPHA3	TESA3
BAZA3	BSGR3	OPHE3B	VLTR3B	RPMG3	BRPR3	TLVT3B
BBAS3	BSLI4	OPRE3B	WIZS3	SJOS4	CAFE4	TRPL4
BBCM4	CABI3B	OPSE3B	Rec. Zero	SPRI3	CALA3B	UNIP6
BBDC4	CACO3B	PACF3	AELP3	TCSA3	CALI4	VIGR3
BBSE3	CAIA3B	PBEL3B	AGEN33	TELB4	CCXC3	VIVT4
BBV4	CANT4B	PEAB3	AGRO3	TEND3	CIEL3	Tangíveis
BCE4	CMSA3	PINE4	BMTO4	UPKP3B	CPRE3	AFLU5
BCNA4	COAR3	PPAR3	BNPA3B	VIVR3	CPTP3B	CEEB3
BECE3	CORR4	PPLA11	CBMA3	VULC3	CTLG3	CEGR3
BEES3	CRIV4	PRBC4	CCHI3	RecJud	DMMO3	CELP3
BEMG4	CSAB4	PRCA3	CLAN4	BDLL4	DOMO3	CEPE5
BEP4	CSMB3	PRML3	COBE6B	BUET3	ENGI11	CGAS3
BESP3	CTIP3	PRPT3B	CPFG3	DUQE4	EQTL3	CPFP4
BETP3B	CVPT3	PSSA3	CSRN3	ENEV3	GPAP3	EBEN4
BFB3	CZRS4	PVFS4	CTMI3	ETER3	HETA4	ENER6
BFIT3	DAYC4	PVLT3	CTPC3	FBMC4	IGBR3	ENMT3
BFRE3	DOCA4	PVPR4	DNEN3B	FHER3	IVPR3B	FLCL3
BGIP4	ETRO3B	QVUM3B	ECPR4	FRTA3	KROT3	PALF3
BICB4	FIGE3	RASL3	ENMA3B	FTRX3	LCAM3	RGEG3
BIDI4	FNCN3	RCPR12	GTDP4B	HOOT4	LLIS3	
BMCT4	FTRT3B	REAL3	IMBI3	INEP4	MAOR3B	
BMEB4	GPCP3	RHPR3	JBDU4	LARK4	MLPP3	
BMEF3	GPIV33	RJCP3	LFFE3	LOAR4	MYPK3	
BMIN4	GRUC3	RNPT3	LIPR3	LUPA3	NEWT3B	
BNAC4	HBTS5	RPAD3	LIXC3	MEND6	NUTR3	