

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O IMPACTO DOS DESEMBOLSOS DO BNDES NA
FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO
2002-2018**

LUCIANA RABELO RIBEIRO
Matrícula nº:114043809

ORIENTADOR: Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro

DEZEMBRO 2018

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O IMPACTO DOS DESEMBOLSOS DO BNDES NA
FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO
2002-2018**

LUCIANA RABELO RIBEIRO
Matrícula nº:114043809

ORIENTADOR: Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro

DEZEMBRO 2018

As opiniões expressas neste trabalho são da exclusiva responsabilidade do autor.

Em memória da Missi.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente gostaria de agradecer ao meu orientador Eduardo Pontual pela ajuda e orientação durante o período de elaboração da monografia.

A minha família: minha mãe Lucia Rabelo e minha irmã Mariana Rabelo que sempre foram meus exemplos, por sempre estarem ao meu lado em todos os momentos, por me darem os melhores conselhos durante o ano de estudo para prova ANPEC e por serem meu combustível; ao meu pai Paulo Ribeiro que nunca deixou que me faltasse nada durante a vida e que sempre está por perto mesmo estando longe; a Nina que é minha companhia para todos os dias e todas as horas.

As minhas duas melhores amigas Barbara e Thamy (ordem alfabética), sem vocês eu não seria nem metade do que sou hoje, obrigada por estarem na minha vida por mais de 10 anos. A todos os amigos que conheci durante a faculdade e que fizeram com que esse tempo fosse mais do que apenas uma experiência acadêmica, em especial: Lala e Mel meus presentes da UFRJ; João, Carol, Salsa, Vaquinha e Isa meus companheiros para os melhores DCE's; Rafa, Lua, Macla, Paola, Renatinha e Luísa minhas economistas preferidas e companheiras de vida.

Aos meus amigos do Consulado Britânico que são parte essencial da minha vida: Letícia, Valmir e Raísa. Aos economistas que fizeram com que eu me apaixonasse por economia e que me inspiraram a fazer o mestrado, mas acima de tudo me deram um presente maior ainda sua amizade: Andressa, Carlinhos, Pedro e Rodolpho.

Por fim, agradeço ao Júlio Losa que chegou por último mas sentou na janela. Obrigada por ser meu melhor amigo, por me ajudar/me ouvir/ me acalmar durante o ano da prova da ANPEC e por me dar todo o apoio que eu preciso para realizar meus sonhos,

ÍNDICE

INTRODUÇÃO	7
CAPÍTULO I – ANÁLISE DA LITERATURA	8
CAPÍTULO II – ANÁLISE DO BNDES NO CONTEXTO ECONÔMICO.....	12
CAPÍTULO III– ANÁLISE EMPÍRICA	16
3.1- APRESENTAÇÃO DA BASE DE DADOS	
3. 2 – MODELO ECONOMÉTRICO COM A FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO DESCONTADA DOS DESEMBOLSOS DO BNDES	
3. 3 – MODELO ECONOMÉTRICO COM A FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO SEM O DESCONTO DOS DESEMBOLSOS DO BNDES	
CONCLUSÃO.....	26
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	27
APÊNDICE	29

INTRODUÇÃO

Fundado em 1952, o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) é atualmente o principal instrumento do Governo Federal para o financiamento de longo prazo de investimentos em todos os segmentos da economia brasileira. Entre os anos de 2002 – 2018 é possível calcular uma correlação maior que 70% entre a taxa de investimento e os desembolsos do BNDES como proporção do PIB. Além disso, os desembolsos representam em média 11,6% da Formação Bruta de Capital Fixo durante o mesmo período.

Porém, a avaliação empírica sobre o impacto do crédito subsidiado no investimento apresenta diferentes resultados. Por um lado Lazzarini et. al (2015) não encontra resultado significativo entre os desembolsos e as decisões de investimento da firma. Já Barboza e Vasconcelos (2017) encontram efeito positivo e significativo, mas pequeno quando levado em consideração o tamanho do BNDES. Ambos trabalhos discutem que o BNDES ao emprestar primordialmente para empresas de grande porte, que poderiam usar outras fontes de financiamento, diminui seu efeito sobre o estímulo ao investimento.

Já Lavieri (2015) encontra efeito negativo e significativo dos desembolsos do banco para alguns setores da atividade econômica como educação, confecção, vestuário e acessórios. Ele justifica este resultado através de um efeito crowding-out, resultante do direcionamento dos empréstimos a empresas de grande porte. Uma vez que as empresas beneficiadas aumentam seus investimentos, enquanto que as firmas (do mesmo setor) sem o acesso ao crédito subsidiado diminuem seus gastos devido a uma perspectiva de mercado menos competitivo e mais concentrado no futuro.

Fatores levantados por Kirch et. al (2014) que caracterizam o mercado brasileiro como alta taxas de juros e menor nível de desenvolvimento financeiro aumentam o custo e as garantias exigidas para a obtenção de empréstimos. Oliveira et. al (2014) encontra que as restrições de crédito causadas pelas imperfeições de mercado têm impacto negativo e significativo sobre as decisões de investimento das firmas.

O presente estudo realiza uma análise empírica sobre o impacto do crédito subsidiado do BNDES no investimento no Brasil, no período do primeiro trimestre de 2002 ao segundo trimestre de 2018, com o objetivo de identificar se o banco estimula a decisão de investimento das firmas. Este trabalho diferencia-se da maioria, pois considera o efeito agregado do

BNDES na Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) descontada do crédito subsidiado e na FBCF sem o desconto dos desembolsos do banco.

O texto é composto de quatro seções, além da introdução: A primeira expõe as principais teorias de investimento, as análises acerca das restrições de financiamento no Brasil e os resultados dos trabalhos empíricos acerca do impacto do BNDES, a segunda apresenta um breve panorama da atuação do BNDES no contexto macroeconômico do período estudado, a terceira explica a base de dados utilizada e os resultados dos modelos econométricos. Finalmente, a quarta conclui o trabalho.

CAPÍTULO I – ANÁLISE DA LITERATURA

Para teoria keynesiana o consumo é uma função estável da renda, portanto, é um gasto induzido e não seria uma variável importante para explicar as variações no produto. Já o investimento tem papel central na análise sobre as fontes de instabilidade econômica, uma vez que, as firmas se baseiam em um “conhecimento incerto” acerca do futuro quando tomam a decisão de investir, pois não conhecem as preferências dos consumidores e nem o estado da demanda agregada no futuro (FROYEN 2001).

Dessa forma, as expectativas dos administradores são responsáveis pelo comportamento instável do investimento. A Teoria Keynesiana da Eficiência Marginal do Capital consiste no fato de que a firma investe se o valor presente líquido (VPL) for maior ou igual a zero. No ponto em que o VPL é igual a zero tem-se que a taxa de juros, que representa o custo de oportunidade de investir, é igual a eficiência marginal do capital (retorno esperado do investimento).

Já o Modelo do Acelerador considera que investimentos são respostas a desvios do estoque de capital efetivo em relação ao nível desejado. O modelo simples defende que o estoque desejado é um múltiplo do nível de renda e o investimento líquido é a diferença entre o estoque de capital desejado e o herdado do período anterior (igual ao capital desejado no período anterior e, portanto, um múltiplo do nível de renda do período anterior). Dessa forma, o investimento seria múltiplo da taxa de variação do produto.

O modelo flexível considera que quando ocorre aumento do nível do produto e, conseqüentemente, no nível de capital desejado existem custos para eliminar a diferença entre capital desejado e efetivo. Por isso, as firmas ajustam seus estoques lentamente ao longo do tempo através de um mecanismo de ajuste parcial que dependeria de fatores como condições

de crédito, taxa de juros e tributação. Dessa forma o investimento seria menos volátil no curto prazo do que o considerado pelo modelo simples (FROYEN 2001).

No modelo Neoclássico, onde os mercados são perfeitos, o nível ótimo de investimento da empresa ocorre quando a produtividade marginal do capital iguala-se ao custo do capital, que engloba o custo de oportunidade de investir (taxa de juros), a variação no valor do ativo e a depreciação (MANKIW 2010). Dessa forma, quando o produto marginal do capital é maior que o custo do capital (custo referente ao juros, variação do preço do capital e depreciação) o investimento líquido é positivo e no caso contrário as empresas deixariam o estoque de capital diminuir através da depreciação. Além disso, neste modelo o nível de capital desejado é função do produto e do custo do capital.

Já a teoria do Q de Tobin conecta as oscilações no investimento com as oscilações no mercado de ações, uma vez que os preços destas refletiriam as oportunidades de investimento lucrativo com renda futura alta para os acionistas. Dessa forma, as decisões de investimento das empresas dependeriam da fração do valor de mercado do capital instalado e o custo de reposição deste. Quando o valor da fração for maior que 1, o mercado valoriza o estoque de capital em mais do que o custo de reposição, portanto a firma deveria adquirir mais capital. Já se o valor for menor que 1, então a firma não deveria repor capital na medida em que houvesse depreciação (MANKIW 2010).

Segundo Blejer & Khan (1984), diferentemente dos países desenvolvidos, um dos maiores obstáculos para o desenvolvimento nos países emergentes é a escassez de capital para investimento. Uma vez que, estes países apresentam uma estrutura pouco avançada de mercado de capitais, o crédito bancário para o setor privado seria importante para aumentar o investimento.

Porém, imperfeições de mercado alteram a dinâmica das decisões de investir, uma vez que assimetrias de informação podem gerar racionamento de crédito (Kirch et al. 2014) fazendo com que as empresas invistam em função dos seus fluxos de caixa atuais em vez da lucratividade esperada. As restrições ao crédito, portanto, tornam o investimento mais sensível a condições econômicas atuais e podem fazer com que projetos lucrativos não sejam realizados.

Segundo Kirch et al. (2014) fatores que caracterizam o mercado brasileiro tais como alta taxa de juros, menor proteção legal dos investidores, menor nível de desenvolvimento financeiro e maior propensão dos acionistas controladores extraírem benefícios privados, aumentam o custo do financiamento e as garantias exigidas para a concessão de empréstimos. O autor separa as firmas em duas categorias: restritas e não restritas através do critério

“tamanho das firmas”. Para estudar a relação entre as restrições de crédito e o investimento as equações foram estimadas para as duas categorias de firmas de acordo com dois esquemas de classificação: Ativo total e ativo total e setor. Em ambos modelos, os resultados mostram que as firmas não restritas se comportam de acordo com o modelo neoclássico e as firmas restritas se comportam de acordo com o modelo de racionamento de crédito, ou seja, o investimento é sensível à disponibilidade de recursos internos.

Oliveira et al.(2014) através de uma base de dados com informações do terceiro trimestre de 1994 ao quarto trimestre de 2010 de 5026 firmas públicas e privadas, classificadas como restritas e não restritas de acordo com diversos critérios (tamanho, volume de pagamento de dividendos, dentre outros) estuda a dinâmica do investimento no Brasil. Ele encontra que as restrições ao crédito, causadas por imperfeições de mercado, alto custo de capital e mercado de ações ainda pouco desenvolvido, têm impacto negativo e significativo na demanda por investimento.

Porém, não é consenso na economia o papel do governo como agente responsável pela diminuição das restrições de financiamento. Yeyati, Micco e Panniza (2004), separam as quatro visões distintas acerca deste tema. A visão social enfatiza que o governo compensa imperfeições de mercado que deixam investimentos lucrativos sem financiamento. A visão desenvolvimentista justifica a presença pública devido a escassez de capital, incerteza e comportamento oportunista dos devedores que podem gerar falhas no setor financeiro. Já a visão política, diferentemente de ambas, defende que as falhas de mercados poderiam ser resolvidas de forma mais eficiente através de regulação, uma vez que os políticos usariam os bancos públicos para maximizar sua própria função objetivo em vez da social. Por fim, a visão da agência enfatiza que mesmo que as falhas de mercado existam, os custos advindos da burocracia do governo podem contrabalancear os ganhos da participação pública.

No Brasil, este debate se dá acerca do BNDES que é responsável por mais de 50% do financiamento com prazo superior a cinco anos (BNDES 2017). Diferentes trabalhos acadêmicos chegam a conclusões distintas acerca dos efeitos dos desembolsos do BNDES.

Lazzarini et al. (2015), através de dados em painel de 286 firmas listadas na bolsa de valores de São Paulo (BM&F Bovespa) entre 2002 e 2009, não encontra efeito causal consistente dos desembolsos do BNDES sobre a performance e as decisões de investimento das firmas usadas na amostra. Dessa forma, os resultados são inconsistentes com a literatura sobre política industrial que defende que bancos de desenvolvimento são mecanismos importantes para estimular investimentos produtivos através de crédito subsidiado.

Além disso, os autores destacam que o BNDES dá subsídios a empresas que poderiam financiar seus projetos com outras fontes de capital. Dessa forma, as firmas com maiores riscos teriam que recorrer ao crédito privado o que inibiria a criação de um mercado de crédito privado de longo prazo e diminuiria a eficácia do banco.

Considerando o efeito agregado, Barboza e Vasconcelos (2017) através de uma base de dados mensal do período entre 2002 e 2016, estudam se o BNDES é eficaz para a resolução de falhas de mercado de forma a aumentar o investimento agregado no Brasil. O artigo apresenta o efeito do crédito subsidiado em três medidas de investimento da Fundação Getúlio Vargas (FGV): a formação bruta de capital fixo total, a formação bruta de capital fixo em máquinas e equipamentos e a formação bruta de capital fixo em máquinas e equipamentos produzidos no Brasil.

Através de funções de impulso resposta, os resultados apresentam um efeito positivo e significativo do BNDES na formação bruta de capital fixo, porém com pequena magnitude considerando o tamanho do banco. Contudo, o efeito aumenta ao se considerar as medidas de investimento baseadas apenas em máquinas e equipamentos. Dessa forma, o impacto do BNDES no investimento é menor do que o esperado pelos seus defensores, mas é maior do que o alegado pelos críticos da instituição.

Além disso, o artigo destaca um efeito crowding-out de outras fontes de financiamento causado pela presença do BNDES. Tal efeito poderia ser explicado pelo fato do banco emprestar primordialmente para firmas de grande porte que provavelmente não sofreriam com restrição de crédito no mercado privado.

Antunes et al. (2015) estuda o efeito do subsídio ao crédito nos Estados Unidos e no Brasil através de um modelo de equilíbrio geral. Os resultados encontrados mostram que para os Estados Unidos o subsídio na taxa de juros dos empréstimos não tem efeito significativo no produto per capita, mas tem efeitos negativos e significativos nos salários e nas finanças do governo. Dessa forma, os subsídios funcionam como uma transferência dos trabalhadores para empresas.

Já para o Brasil, os exercícios mostram que se todos os subsídios na taxa dos empréstimos fossem cortados, não haveria impacto significativo sobre o produto e salário, o que demonstra que o BNDES não é eficaz em remediar os problemas referentes as falhas no mercado de crédito brasileiro. Os resultados indicam que tais subsídios não são eficientes para estimular o investimento.

Lavieri (2015) estuda o efeito do crédito do BNDES sobre setores da indústria e serviços através de regressões em painel. Desta forma, o autor verifica uma forte heterogeneidade entre

os setores da atividade econômica, uma vez que, por exemplo, o setor da indústria extrativa apresenta um coeficiente positivo, enquanto no setor de educação tem-se um coeficiente negativo para os desembolsos do banco.

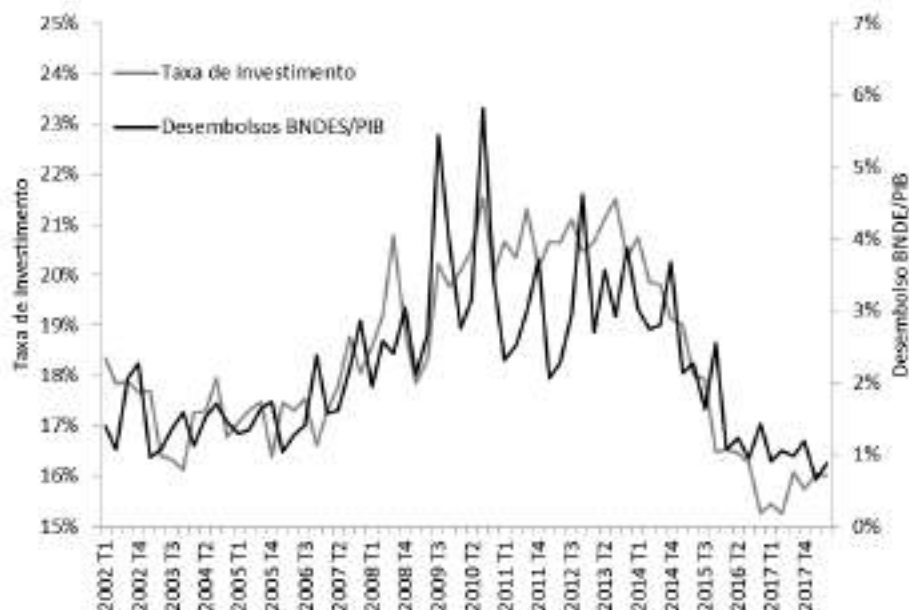
O autor explica que o efeito negativo pode ser interpretado como crowding-out resultante do direcionamento dos empréstimos a empresas de grande porte. Uma vez que, mesmo que algumas firmas recebam o crédito subsidiado do BNDES e aumentem seus investimentos, as demais empresas, em resposta a perspectiva de um mercado menos competitivo e mais concentrado no futuro, passam a investir menos. Ou seja, mesmo que as beneficiadas aumentem os seus gastos, o nível de investimento no setor é reduzido pela queda do montante investido das demais firmas.

CAPÍTULO II – ANÁLISE DO BNDES NO CONTEXTO ECONÔMICO

O Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico foi criado em 1952 com a função de ofertar crédito de longo prazo à indústria em desenvolvimento no país. Em 1982, passou a incorporar, também, um objetivo social e é considerado atualmente umas das maiores instituições financeiras públicas de desenvolvimento no mundo (BNDES 2017). Assim como as demais instituições, o seu objetivo é incentivar o investimento na economia.

Através do Gráfico 1, é possível notar a forte correlação (76%) entre a taxa de investimento (Formação Bruta de Capital Fixo dividido pelo Produto Interno Bruto) e os desembolsos do BNDES como proporção do PIB.

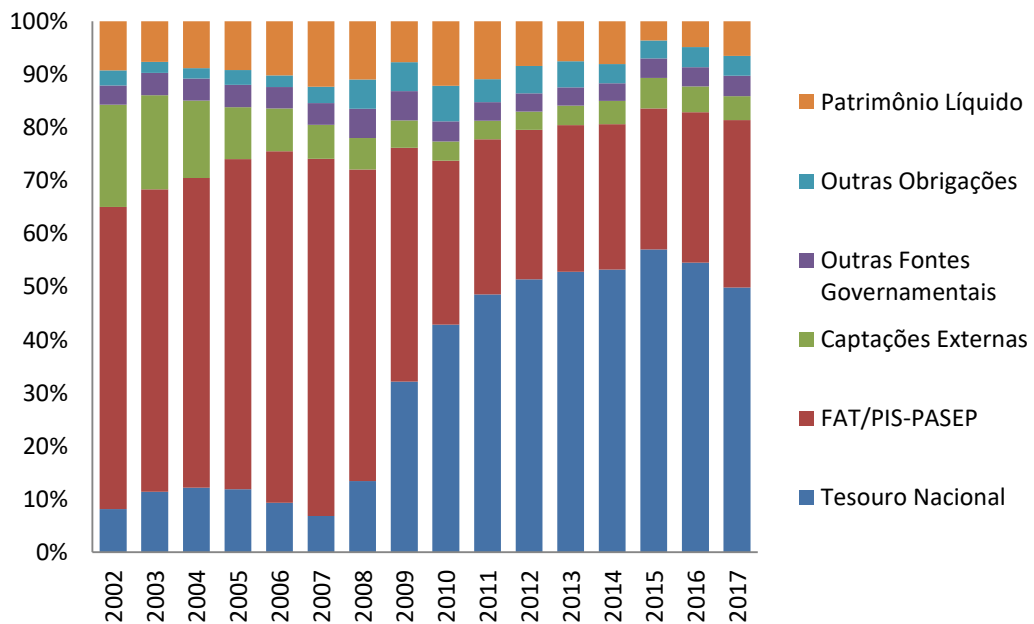
Gráfico 1 – Taxa de Investimento e os Desembolsos do BNDES



Elaboração própria. Dados: BNDES e SCN

Durante o período estudado (2002 - 2018), o banco teve diferentes focos de atuação. Diante do boom das commodities por volta de 2004, devido principalmente ao crescimento da China, o BNDES teve diminuída sua participação no total do crédito da economia (BNDES 2017). Já em 2008, devido a crise financeira internacional, o banco passou a adotar postura anticíclica através de forte aporte de recursos do controlador, como é possível ver no gráfico 2.

Gráfico 2 – Fonte de Recursos do BNDES



Elaboração própria. Dados: BNDES

Para realizar suas operações o BNDES dispõe de diversas fontes de recursos. Dentre elas, as mais importantes são as operações diretas feitas pelo Tesouro Nacional e as do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT), como mostra o gráfico 2. O FAT é um fundo especial, cuja principal fonte de recursos é composta pelas contribuições para o Programa de Integração Social – PIS e para o Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público – PASEP. O fundo é destinado ao custeio do Seguro-Desemprego, Abono Salarial e ao financiamento de Programas de Desenvolvimento Econômico.

Entre o terceiro trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009 a Formação Bruta de Capital Fixo caiu, aproximadamente, 20% (Machado et al. 2014). Neste contexto, uma das políticas contracíclicas tomada pelo governo foi a criação do Programa BNDES de Sustentação do Investimento (BNDES PSI) em julho de 2009, que permaneceu vigente até 2015. Neste programa, o BNDES emprestava os recursos a uma taxa de juros inferior àquela paga por ele ao Tesouro Nacional e a diferença entre as duas taxas era equalizada pelo próprio Tesouro Nacional (BNDES 2017).

Segundo Machado et. al (2014), o PSI teve um impacto positivo no nível de investimento em 2009 e 2010, com queda da adicionalidade em 2010 quando observou-se algum grau de substituição de outras fontes de capital pelo PSI. Isso poderia ser explicado por três causas possíveis. Primeiro, a acentuada restrição de crédito em 2009 explicaria a maior importância do programa, enquanto que em 2010 o contexto macroeconômico já estava próximo das condições normais da economia brasileira.

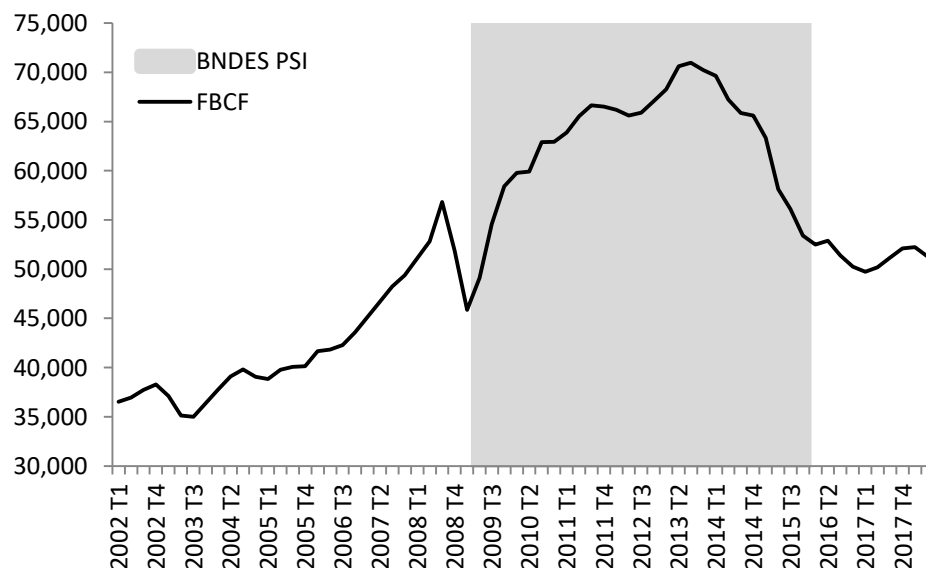
A segunda explicação possível é a existência de um limite no investimento potencial de cada firma, que quando alcançado, doses adicionais de incentivo a investir passam a simplesmente substituir outras fontes de financiamento. Dessa forma existira uma relação negativa entre o efeito marginal da política e os desembolsos.

A última forma de explicar o fenômeno, segundo os autores, é que as firmas tiraram vantagem das condições favoráveis do programa e realizaram investimentos no presente que já seriam realizados no futuro. Ou seja, o efeito do programa teria sido de antecipação e não criação de investimento, o que não afeta o mesmo no longo prazo.

Machado e Roitman (2015) avalia o efeito do PSI no ano do financiamento e no ano seguinte de forma a entender se houve ou não antecipação. Por exemplo, se as empresas realizaram investimentos em 2009 que seriam realizados em 2010.

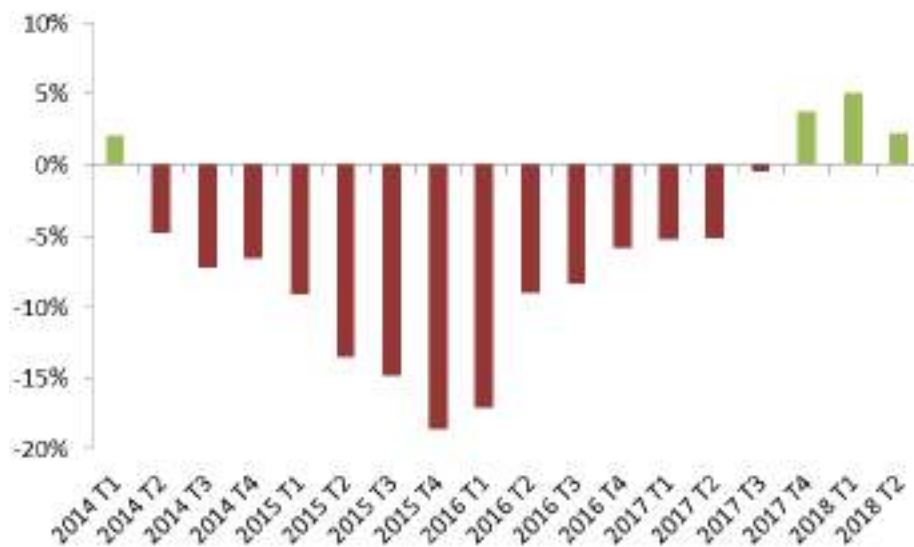
Porém, os autores não encontraram evidências robustas de antecipação de investimentos, enquanto que os coeficientes do BNDES PSI tiveram sinal positivo em diferentes especificações do modelo, mas nem sempre significativos. Dessa forma, os resultados não corroboram com a hipótese levantada por Machado et. al (2014).

Gráfico 3 – Formação Bruta de Capital Fixo com ajuste sazonal (Milhões)



A partir de 2014, é possível notar através do gráfico 3 o início da trajetória de declínio do investimento. Segundo o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE), a recessão no Brasil começa no segundo trimestre de 2014 e termina no quarto trimestre de 2016 e é a mais longa já datada pelo mesmo e a maior desde 1980, com perda acumulada de 8,6% no Produto Interno Bruto em 11 trimestres (Relatório CODACE 2017). Porém, mesmo após o final da recessão a formação bruta de capital fixo continuou caindo por mais 3 trimestres (Gráfico 4). Durante este período, a atuação do BNDES diminuiu, voltando a patamares próximos a 2001.

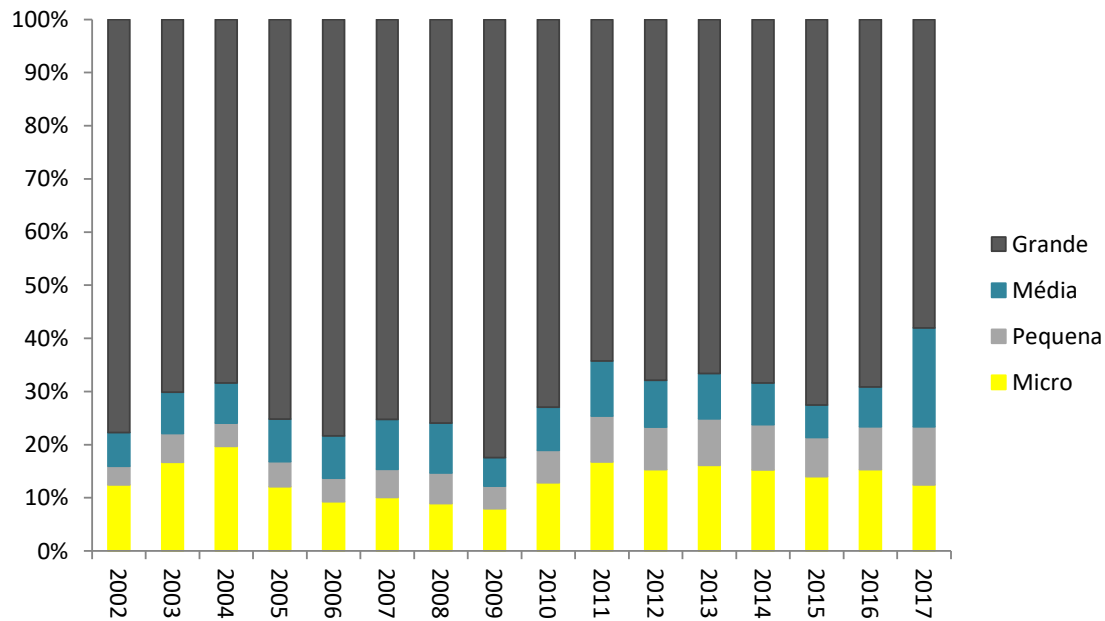
Gráfico 4 - Variação da Formação Bruta de Capital Fixo com ajuste Sazonal



Elaboração própria. Dados: SCN

Uma crítica comum acerca dos empréstimos do BNDES se dá pelo fato deles serem primordialmente concedidos a firmas de grande porte que poderiam usar outras formas de financiamento (Barboza e Vanconcelos 2017). Em 2017, 58% dos desembolsos totais do banco foi concedido para tais firmas (Gráfico 5).

Gráfico 5 – Desembolsos do BNDES por porte das empresas



Elaboração própria. Dados: BNDES

Segundo o relatório “OCDE Economic Surveys: Brazil 2013” se o objetivo do governo for estimular o desenvolvimento, o banco deveria focar seus empréstimos em pequenas e médias empresas, pois são estas que enfrentam maiores restrições no mercado de crédito. Porém, mesmo que em 2017 a participação das empresas de médio porte tenha aumentado em relação aos períodos anteriores, as concessões às grandes empresas continuam constituindo mais de 50% do volume de crédito subsidiado, como destacado no gráfico 5.

CAPÍTULO III – ANÁLISE EMPÍRICA

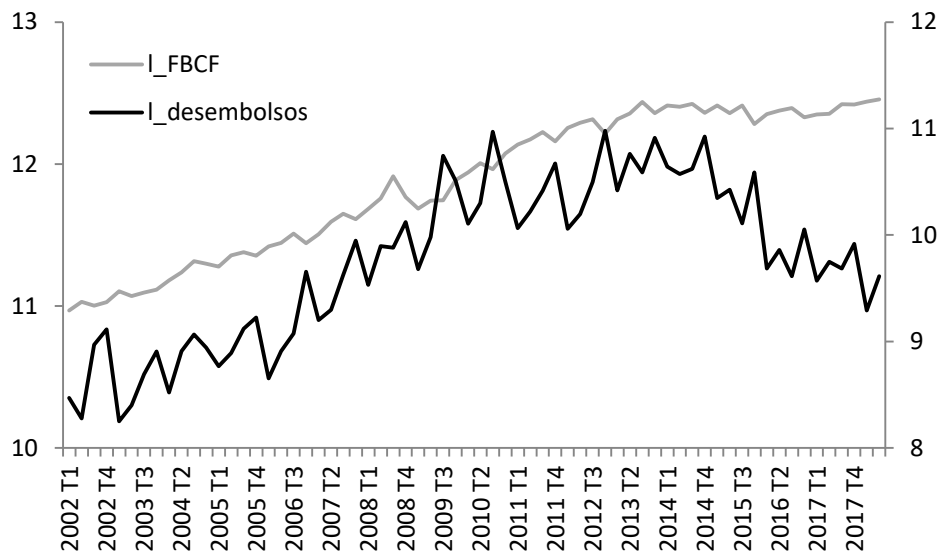
3.1- APRESENTAÇÃO DA BASE DE DADOS

De forma a estimar o efeito do crédito do BNDES na Formação Bruta de Capital Fixo, calculou-se o montante de desembolsos do banco trimestralmente, através de soma simples do valor emprestado nos meses correspondentes a cada trimestre. Para isso, foi levado em consideração as linhas de crédito diretas e indiretas de apoio ao produto, excluindo o BNDES-Exim (desembolso voltado ao financiamento da produção de bens e serviços para exportação).

Com o objetivo de melhorar a especificação do modelo calculou-se a média simples dos seguintes indicadores mensais: o Nível de Utilização da Capacidade Instalada da Indústria (NUCI), calculado pela FGV IBRE; a expectativa empresarial (IEE), calculado pela FGV IBRE; a taxa de juros CDI. Todos sem ajuste sazonal e trimestralizados partir do primeiro trimestre de 2002.

A variável dependente (FBKF) foi calculada através da série trimestral de Formação Bruta de Capital Fixo, subtraída do total dos desembolsos trimestrais do BNDES. Formando, portanto, uma série trimestral de investimento descontada do crédito subsidiado pelo banco, a partir do primeiro trimestre de 2002 e sem ajuste sazonal. Na seção 3.3 os mesmos modelos são calculados utilizando a Formação Bruta de Capital Fixo sem o desconto dos desembolsos. Todas as variáveis, menos a taxa de juros, foram usadas em log.

Gráfico 6 – Variável dependente e variável de interesse (em log)



Elaboração própria. Dados: BNDES

3. 2 – MODELO ECONOMETRICO COM A FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO DESCONTADA DOS DESEMBOLSOS DO BNDES

Inicialmente, testou-se um modelo por MQO simples. Mas através do teste Breusch-Godfrey percebe-se a presença de autocorreção nos resíduos (Rejeita-se a hipótese nula). Este teste foi escolhido devido a sua vantagem sobre o teste Durbin-Watson, pois permite testar se há autocorrelação para vários lags.

$$\ln FBKF = \alpha + \beta_1 \ln Desembolso + \beta_2 CDI + \beta_3 \ln NUCI + \varepsilon$$

Tabela 1 – MQO Simples

Variables	(1) l_fbkf
l_desemb	0.417*** (0.0513)
l_NUCI	-4.558*** (0.579)
CDI	-0.491*** (0.115)
Constant	28.29*** (2.493)
Observations	66
R-squared	0.846

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 2 – Teste de Autocorrelação

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	21.185	1	0.0000
2	21.653	2	0.0000
3	24.832	3	0.0000
4	25.321	4	0.0000

H0: no serial correlation

Sobre autocorrelação, as condições de Gauss-Markov não são mais válidas, ainda que os estimadores de MQO sejam não viesados e consistentes, estes não são mais eficientes. Outro problema advindo da correlação serial é que os testes T e F de significância estatística não são válidos.

Dessa forma, testou-se dois modelos através da regressão Prais-Winsten que usa o método de mínimos quadrados generalizados para estimar os parâmetros do modelo de regressão linear com erros serialmente correlacionados, assumindo que estes seguem um processo autorregressivo de ordem um (AR(1)):

$$\text{Modelo 1: } \ln\text{FBKF} = \alpha + \beta_1 \ln\text{Desembolso} + \beta_2 \text{CDI} + \beta_3 \ln\text{NUCI} + \varepsilon$$

$$\text{Modelo 2: } \ln\text{FBKF} = \alpha + \beta_1 \ln\text{Desembolso} + \beta_2 \text{CDI} + \beta_3 \ln\text{NUCI} + \beta_4 \ln\text{IEE} + \varepsilon$$

Tabela 3 - R regressão Prais-Winsten

VARIABLES	(1)	(2)
	l_fbkf	l_fbkf
l_desemb	-0.111*** (0.0240)	-0.0940*** (0.0210)
l_NUCI	1.006** (0.383)	0.890*** (0.330)
CDI	0.0233 (0.0719)	0.0769 (0.0627)
l_IEE		0.418*** (0.0902)
Constant	8.359*** (1.606)	6.735*** (1.451)
Observations	66	66
Rho	0.9928826	0.9952424
R-squared	0.872	0.872

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Os dois modelos apresentam elevados rho (0,992 e 0,995, respectivamente), isso indica que os resíduos de ambas regressões são fortemente autocorrelacionados. De forma a analisar melhor tais resíduos, testou-se a estacionariedade destes.

Através teste Engle-Granger, testou-se a hipótese nula da presença de raiz unitária nos resíduos de ambos os modelos. Sendo assim, rejeitar a hipótese nula nos indica que os resíduos não possuem raiz unitária e, portanto, as séries são cointegradas. Porém, quando as séries não cointegram (resíduos não estacionários) a regressão em nível não é mais válida, portanto, o modelo deve ser rodado em diferenças. No modelo 1 as variáveis não cointegram à 1% e no modelo 2 não cointegram à 5%, como pode ser visto nas tabelas 1 e 2 do apêndice. Entretanto, através de um modelo de correção de erros é possível ver que não há cointegração (Tabela 3 do apêndice).

Dessa forma, temos que usar as variáveis em diferença. Ambos modelos, então, foram regressados por MQO simples usando as variáveis em diferença e em seguida testou-se a existência de correlação serial para vários lags:

Modelo 1:

$$d.lnFBKF = \alpha + \beta_1 d.lnDesembolso + \beta_2 d.CDI + \beta_3 d.lnNUCI + \varepsilon$$

Modelo 2:

$$d.\ln FBKF = \alpha + \beta_1 d.\ln Desembolso + \beta_2 d.CDI + \beta_3 d.\ln NUCI + \beta_4 d.\ln IEE + \varepsilon$$

Tabela 4 – Regressão do modelo em diferença

VARIABLES	(1) D.l_fbkf	(2) D.l_fbkf
D.l_desemb	-0.119*** (0.0209)	-0.101*** (0.0172)
D.l_NUCI	1.122*** (0.333)	0.997*** (0.270)
D.CDI	0.0653 (0.0629)	0.117** (0.0517)
D.l_IEE		0.424*** (0.0737)
Constant	0.0265*** (0.00638)	0.0269*** (0.00516)
Observations	65	65
R-squared	0.358	0.586

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 5 - Teste de Autocorrelação do modelo 1

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.070	1	0.7918
2	7.167	2	0.0278
3	7.417	3	0.0597
4	22.979	4	0.0001

H0: no serial correlation

Tabela 6 - Teste de Autocorrelação do modelo 2

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.244	1	0.6216
2	0.337	2	0.8449
3	0.601	3	0.8962
4	5.975	4	0.2010

H0: no serial correlation

No modelo 1, pelo teste de Breusch-Godfrey não rejeita-se a hipótese nula de ausência de correlação nos resíduos no lag 1, porém nos demais lags o teste aponta para autocorrelação serial. Já no modelo 2, não rejeitamos a hipótese nula do teste de Breusch-Godfrey para todos os lags considerados. Sendo assim, este modelo fornece melhores resultados acerca do impacto dos desembolsos do BNDES no investimento privado.

O coeficiente negativo dos desembolsos na Formação Bruta de Capital Fixo (líquida dos desembolsos do BNDES), indica que o crédito concedido pelo banco causa um efeito negativo no investimento. A taxa de juros apresentou coeficiente positivo em ambos os modelos. Apesar deste resultado não se comportar de acordo com o esperado pela teoria econômica o mesmo não é significativo ao nível de significância de 1% no modelo 2. O sinal positivo também foi encontrado por Luporini e Joana (2010) que estuda os determinantes do investimento privado entre 1970 e 2005 e por Reis et al (1999) para dados entre 1972 e 1996.

O nível de utilização da capacidade instalada, segundo ambos os modelos afeta positivamente o investimento. Este resultado está de acordo com a teoria econômica e com o encontrado por Luporinni e Joana (2010).

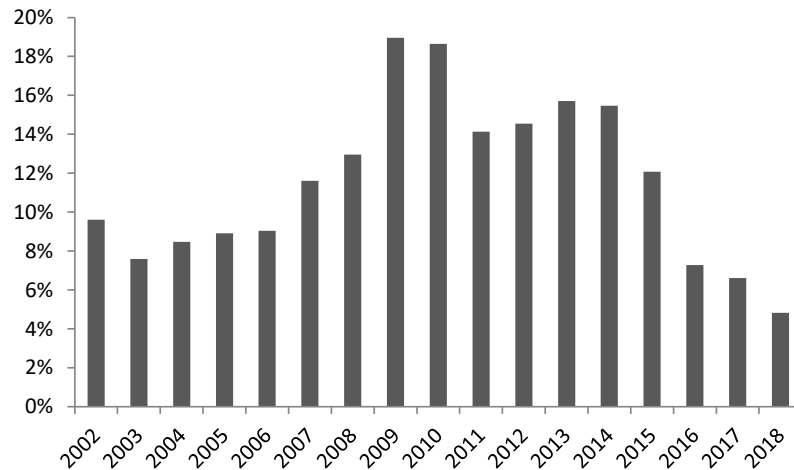
O índice de expectativa empresarial também obteve coeficiente positivo e significativo. Este resultado demonstra a importância da percepção dos agentes acerca do ambiente econômico nas decisões de investimento e, também, vai de acordo com o esperado pela lógica econômica. Quanto melhor a expectativa empresarial acerca do futuro, maior será o incentivo a investir.

3. 3 – MODELO ECONOMETRICO COM A FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO SEM O DESCONTO DO BNDES

Os desembolsos do BNDES representam em média 11,65% da Formação Bruta de Capital Fixo no Brasil entre os anos 2002 e 2018. Dessa forma, como o objetivo do presente

trabalho é entender o impacto do crédito subsidiado no investimento, sendo este composto em parte pelos desembolsos BNDES, esperaria-se que o coeficiente da regressão fosse próximo da parcela representada pelo banco na formação bruta de capital fixo.

Gráfico 6 – Proporção dos desembolsos na formação bruta de capital fixo



Elaboração própria. Dados: BNDES e SCN

Como anteriormente, testou-se por MQO simples o modelo:

$$\ln FBKF2 = \alpha + \beta_1 \ln Desembolso + \beta_2 CDI + \beta_3 \ln NUCI + \varepsilon$$

Onde, $\ln FBKF2$ representa a Formação Bruta de Capital fixa sem ser descontada dos desembolsos do BNDES. É possível notar que os resultados são muito próximos dos obtidos na seção anterior e que o teste Breusch-Godfrey aponta para a presença de autocorrelação nos resíduos.

Tabela 7 – MQO simples

VARIABLES	(1) l_fbkf2
l_desemb	0.486*** (0.0446)
l_NUCI	-4.084*** (0.503)
CDI	-0.439*** (0.100)
Constant	25.61*** (2.165)
Observations	66
R-squared	0.891

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 8 – Teste de Autocorrelação

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	20.901	1	0.0000
2	21.299	2	0.0000
3	24.438	3	0.0000
4	24.869	4	0.0001

H0: no serial correlation

Através da regressão Prais-Winsten, testou-se o modelo 1 e 2 abaixo. Pelo teste Engle-Granger, tem-se novamente que as variáveis no modelo 1 não cointegram à 1% e no modelo 2 não cointegram à 5%, como pode ser visto nas tabelas 4 e 5 do apêndice. Entretanto, através de um modelo de correção de erros é possível ver que não há cointegração assim como anteriormente. (Tabela 4 do apêndice).

$$\text{Modelo 1: } \ln FBKF = \alpha + \beta_1 \ln \text{Desembolso} + \beta_2 \text{CDI} + \beta_3 \ln \text{NUCI} + \varepsilon$$

$$\text{Modelo 2: } \ln FBKF = \alpha + \beta_1 \ln \text{Desembolso} + \beta_2 \text{CDI} + \beta_3 \ln \text{NUCI} + \beta_4 \ln \text{IEE} + \varepsilon$$

Tabela 9 – Regressão Prais-Winsten

VARIABLES	(1) l_fbkf2	(2) l_fbkf2
l_desemb	0.0306 (0.0207)	0.0473*** (0.0170)
l_NUCI	0.835** (0.331)	0.721*** (0.268)
CDI	0.0416 (0.0620)	0.0946* (0.0509)
l_IEE		0.413*** (0.0732)
Constant	7.861*** (1.390)	6.255*** (1.194)
Observations	66	66
Rho	0.9933205	0.9960912
R-squared	0.896	0.896

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

Como as variáveis não cointegram ambos os modelos foram calculados em diferenças. Entretanto, diferentemente da seção 3.2, em nos dois modelos o coeficiente dos desembolsos é positivo e no modelo 2 é significativo. Este efeito, entretanto, é pequeno quando comparado ao tamanho do banco e é menor do que a média da participação do BNDES na Formação Bruta de Capital Fixo durante o período analisado. Os coeficientes das demais variáveis do modelo 2 continuam significativas, com o mesmo sinal e com magnitude próxima da seção anterior.

Tabela 10 – Regressão modelo em diferenças

VARIABLES	(1) D.l_fbkf2	(2) D.l_fbkf2
D.l_desemb	0.0239 (0.0178)	0.0413*** (0.0132)
D.l_NUCI	0.938*** (0.284)	0.815*** (0.208)
D.CDI	0.0787 (0.0537)	0.130*** (0.0399)
D.l_IEE		0.419*** (0.0568)
Constant	0.0237*** (0.00544)	0.0241*** (0.00398)
Observations	65	65
R-squared	0.333	0.650

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

CONCLUSÃO

O presente trabalho analisou o impacto dos desembolsos do BNDES na formação bruta de capital fixo no Brasil para o período de 2002 a 2018, com dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE, do Banco Central e da FGV IBRE. Este assunto tem diferentes visões entre aqueles economistas que defendem a intervenção do governo no mercado bancário e aqueles que são contra.

Com o objetivo de medir o impacto, utilizou-se um modelo de séries temporais em diferenças, uma vez que as variáveis não cointegram. As evidências empíricas dos modelos demonstram que o crédito subsidiado estimula negativamente o investimento, quando utiliza-se a formação bruta de capital fixo descontada dos desembolsos do BNDES.

Entretando, considerando o modelo no qual a formação bruta de capital fixo é utilizada sem tal desconto, o crédito subsidiado passa a ter coeficiente positivo, porém a sua magnitude é menor do que a média da participação do banco na formação bruta de capital fixo do período.

A taxa de juros real, considerada como o custo de utilização do capital, apresentou sinal positivo nos dois casos, o que não está de acordo com a lógica econômica. Por outro lado, tanto o Nível de Utilização da Capacidade Instalada como o Índice de Expectativas Empresarias foram significativo e positivos. Dessa forma, o aquecimento econômico e a percepção do empresário tem relevância para a decisão do investimento.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aldrighi, Dante Mendes, and Rafael Bisinha. "Restrição financeira em empresas com ações negociadas na Bovespa." *Revista Brasileira de Economia* 64.1 (2010): 25-47.
- Antunes, António, Tiago Cavalcanti, and Anne Villamil. "The effects of credit subsidies on development." *Economic Theory* 58.1 (2015): 1-30.
- Barboza, R.; Vasconcelos, G. "Measuring the effects of the Brazilian development bank loans on investment using large Bayesian vars."
- Blejer, Mario I., and Mohsin S. Khan. "Government policy and private investment in developing countries." *Staff Papers* 31.2 (1984): 379-403.
- BNDES (2017), 'Livro verde: nossa história como ela é', BNDES .
- CODACE, "Comunicado de Datação de Ciclos Mensais Brasileiros".(2017).
- FROYEN, Richard T. *Macroeconomia*: 4.ed. Editora Saraiva, 2001.
- Kirch, Guilherme, Jairo Laser Procianoy, and Paulo Renato Soares Terra. "Restrições financeiras e a decisão de investimento das firmas brasileiras." *Revista Brasileira de Economia* 68.1 (2014): 103-123.
- Lavieri, Bruno Massaroto. *Efeitos da atuação do BNDES sobre o investimento*. Diss. 2015.
- Lazzarini, S. G., Musacchio, A., Bandeira-de Mello, R. & Marcon, R. (2015), 'What do state-owned development banks do? evidence from bndes, 2002–09', *World Development* 66, 237–253.
- Levy-Yeyati, Eduardo Levy, Alejandro Micco, and Ugo Panizza. "Should the government be in the banking business? The role of state-owned and development banks." (2004).
- Luporini, Viviane, and Joana Alves. "Investimento privado: uma análise empírica para o Brasil." *Economia e Sociedade* 19.3 (2010): 449-475.

Machado, L., Grimaldi, D. d. S., Albuquerque, B. E. & Santos, L. d. O. (2014), 'Additionality of countercyclical credit: evaluating the impact of bndes'psi on the investment of industrial firms'.

Machado, Luciano, and Fábio Brener Roitman. "Os efeitos do BNDES PSI sobre o investimento corrente e futuro das firmas industriais." (2015).

Mankiw, NG. Macroeconomics, 7th Edition. Worth Publishers; 2010.

OECD Economic Surveys: Brazil 2013. OECD Publishing.

Oliveira, F. N. et al. (2014), Investment of firms in brazil: do financial restrictions, unexpected monetary shocks and bndes play important roles?, in 'XV Encontro Brasileiro de 21 Finanças'.

Reis, Eustáquio, et al. "Model for projections and simulations of the Brazilian economy." (1999).

APÊNDICE

Figura 1: Modelo 1 - teste de Cointegração do modelo com a FBCF descontada dos desembolsos do BNDES

```
. egranger l_fbkf l_desemb l_NUCI CDI, regress lags(0) /*Não cointegra*/
```

Engle-Granger test for cointegration		N (1st step)	=	66
		N (test)	=	65
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.346	-4.931	-4.271	-3.940

Critical values from MacKinnon (1990, 2010)

```
Engle-Granger 1st-step regression
```

l_fbkf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
l_desemb	.4169409	.0513161	8.12	0.000	.3143616 .5195203
l_NUCI	-4.558199	.5793697	-7.87	0.000	-5.716342 -3.400055
CDI	-.4909079	.1154749	-4.25	0.000	-.7217391 -.2600768
_cons	28.28654	2.493366	11.34	0.000	23.30237 33.27071

```
Engle-Granger test regression
```

D._egresid	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
_egresid L1.	-.443355	.1020082	-4.35	0.000	-.6471397 -.2395703

Figura 2: Modelo 2 - teste de Cointegração do modelo com a FBCF descontada dos desembolsos do BNDES

```
. egranger l_fbkf l_desemb CDI l_IEE l_NUCI, regress lags(0) /*Não cointegra*/
Replacing variable _egresid...
```

```
Engle-Granger test for cointegration          N (1st step) =    66
                                                N (test)      =    65
```

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.353	-5.305	-4.634	-4.298

Critical values from MacKinnon (1990, 2010)

Engle-Granger 1st-step regression

l_fbkf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
l_desemb	.4018943	.0632323	6.36	0.000	.2754535	.5283352
CDI	-.5207777	.1369443	-3.80	0.000	-.7946148	-.2469407
l_IEE	-.1449466	.3512173	-0.41	0.681	-.8472489	.5573557
l_NUCI	-4.273327	.9037099	-4.73	0.000	-6.080407	-2.466247
_cons	27.87895	2.69752	10.34	0.000	22.48492	33.27297

Engle-Granger test regression

D._egresid	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_egresid L1.	-.4438703	.1019629	-4.35	0.000	-.6475645	-.2401761

Tabela 3 – Modelo de Correção de Erros com a FBCF descontada dos desembolsos do BNDES

VARIABLES	(1) D.I_fbkf	(2) D.I_fbkf
D.I_desemb	-0.118*** (0.0222)	-0.0945*** (0.0185)
D.I_NUCI	0.802** (0.335)	0.478 (0.355)
D.CDI	0.0458 (0.0580)	0.0895* (0.0469)
D.I_IEE		0.470*** (0.0802)
L.I_fbkf	-0.0839** (0.0329)	-0.0387 (0.0279)
L.I_desemb	-0.00403 (0.0206)	0.0143 (0.0190)
L.I_NUCI	-0.216 (0.210)	-0.268 (0.275)
L.CDI	-0.121*** (0.0327)	-0.0231 (0.0328)
L.I_IEE		0.211** (0.0932)
Constant	2.135* (1.124)	0.575 (1.075)
Observations	65	65
R-squared	0.514	0.702

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 4: Modelo 1 - teste de Cointegração do modelo com a FBCF sem o desconto do BNDES

Engle-Granger test for cointegration		N (1st step)	=	66		
		N (test)	=	65		
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-4.357	-4.931	-4.271	-3.940		
Critical values from MacKinnon (1990, 2010)						
Engle-Granger 1st-step regression						
l_fbkf2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
l_desemb	.4858522	.0445671	10.90	0.000	.3967638	.5749406
l_NUCI	-4.083968	.5031725	-8.12	0.000	-5.089795	-3.07814
CDI	-.4394046	.100288	-4.38	0.000	-.6398774	-.2389318
_cons	25.60753	2.165445	11.83	0.000	21.27886	29.93619
Engle-Granger test regression						
D_egresid	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_egresid L1.	-.4455703	.10226	-4.36	0.000	-.6498582	-.2412825

Tabela 5: Modelo 2 - teste de Cointegração do modelo com a FBCF sem o desconto do BNDES

Engle-Granger test for cointegration		N (1st step)	=	66		
		N (test)	=	65		
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-4.361	-5.305	-4.634	-4.298		
Critical values from MacKinnon (1990, 2010)						
Engle-Granger 1st-step regression						
l_fbkf2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
l_desemb	.4779707	.0549649	8.70	0.000	.3680615	.5878798
CDI	-.4550506	.1190393	-3.82	0.000	-.6930845	-.2170168
l_IEE	-.0759244	.3052969	-0.25	0.804	-.6864032	.5345545
l_NUCI	-3.934749	.7855531	-5.01	0.000	-5.50556	-2.363939
_cons	25.39403	2.344829	10.83	0.000	20.70525	30.0828
Engle-Granger test regression						
D._egresid	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_egresid L1.	-.4457676	.1022223	-4.36	0.000	-.64998	-.2415552

Tabela 5: Modelo de Correção de Erros com a FBCF sem o desconto do BNDES

VARIABLES	(1) D.I_fbkf2	(2) D.I_fbkf2
D.I_desemb	0.0260 (0.0185)	0.0461*** (0.0140)
D.I_NUCI	0.615** (0.280)	0.434 (0.272)
D.CDI	0.0621 (0.0486)	0.105*** (0.0358)
D.I_IEE		0.446*** (0.0611)
L.I_fbkf2	-0.0922*** (0.0316)	-0.0395 (0.0245)
L.I_desemb	0.0104 (0.0203)	0.0161 (0.0168)
L.I_NUCI	-0.276 (0.178)	-0.195 (0.214)
L.CDI	-0.112*** (0.0276)	-0.0253 (0.0250)
L.I_IEE		0.151** (0.0712)
Constant	2.353** (0.965)	0.531 (0.847)
Observations	65	65
R-squared	0.513	0.753

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 6: Teste da Raíz Unitária para a FBCF descontada dos desembolsos do BNDES – Não rejeita a hipótese nula de presença de raíz unitária a 1%

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 61

Test Statistic	Z(t) has t-distribution			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.729	-2.396	-1.673	-1.297

p-value for Z(t) = 0.0447

D.l_fbkf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
l_fbkf					
L1.	-.0288133	.0166627	-1.73	0.089	-.062206 .0045795
LD.	-.233284	.1286701	-1.81	0.075	-.4911447 .0245767
L2D.	-.1310985	.1263208	-1.04	0.304	-.384251 .122054
L3D.	-.3126992	.1256165	-2.49	0.016	-.5644402 -.0609581
L4D.	.1746452	.1296802	1.35	0.184	-.0852398 .4345302
_cons	.3770813	.2009597	1.88	0.066	-.0256509 .7798135

Tabela 7: Teste da Raíz Unitária para a FBCF sem o desconto dos desembolsos do BNDES - Não rejeita a hipótese nula de presença de raíz unitária a 1%

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 61

Test Statistic	Z(t) has t-distribution			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.908	-2.396	-1.673	-1.297

p-value for Z(t) = 0.0308

D.l_fbkf2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
l_fbkf2					
L1.	-.0198295	.0103935	-1.91	0.062	-.0406586 .0009995
LD.	.5304628	.1304026	4.07	0.000	.2691301 .7917954
L2D.	-.7195072	.136749	-5.26	0.000	-.9935583 -.4454561
L3D.	.4156894	.1385781	3.00	0.004	.1379727 .6934061
L4D.	.0570774	.1306094	0.44	0.664	-.2046698 .3188245
_cons	.2549491	.1269864	2.01	0.050	.0004627 .5094355

Tabela 8: Teste da Raíz Unitária para os desembolsos do BNDES - Não rejeita a hipótese nula de presença de raíz unitária a 1%

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 60

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.399	-1.674	-1.298

p-value for Z(t) = 0.0327

D.l_desemb	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
l_desemb						
L1.	-.0839138	.0446004	-1.88	0.065	-.1733708	.0055433
LD.	-.4534041	.1295884	-3.50	0.001	-.7133254	-.1934827
L2D.	-.1513971	.1204153	-1.26	0.214	-.3929197	.0901255
L3D.	-.161597	.1198459	-1.35	0.183	-.4019775	.0787835
L4D.	.5541017	.1166684	4.75	0.000	.3200945	.7881088
L5D.	.2382278	.1239993	1.92	0.060	-.0104833	.4869389
_cons	.8412811	.4405073	1.91	0.062	-.0422645	1.724827