

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

MARIA EMÍLIA KRETZER MEURER

**DETERMINANTES DA FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO NO BRASIL:
UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO ENTRE 1996 E 2016**

Porto Alegre

2018

MARIA EMÍLIA KRETZER MEURER

**DETERMINANTES DA FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO NO BRASIL:
UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO ENTRE 1996 E 2016**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, Modalidade Profissional, Área de concentração: Economia.

Orientador: Prof. Dr. Eugenio Lagemann

Coorientador: Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó

Porto Alegre

2018

CIP - Catalogação na Publicação

Meurer, Maria Emília Kretzer
Determinantes da Formação Bruta de Capital Fixo no
Brasil: uma análise para o período entre 1996 e 2016
/ Maria Emília Kretzer Meurer. -- 2018.
57 f.
Orientador: Eugenio Lagemann.

Coorientador: Flávio Tosi Feijó.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2018.

1. Formação Bruta de Capital Fixo. 2.
Investimento. 3. Mínimos Quadrados Ordinários. 4.
Economia Brasileira. I. Lagemann, Eugenio, orient.
II. Feijó, Flávio Tosi, coorient. III. Título.

MARIA EMÍLIA KRETZER MEURER

**DETERMINANTES DA FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO NO BRASIL:
UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO ENTRE 1996 E 2016**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, Modalidade Profissional, Área de concentração: Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 13 de novembro de 2018.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Eugenio Lagemann – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Carlos Henrique Vasconcellos Horn
UFRGS

Prof^a. Dr^a. Marianne Zwilling Stampe
UDESC

Prof. Dr. Sergio Marley Modesto Monteiro
UFRGS

RESUMO

Este estudo tem como finalidade analisar os determinantes da Formação Bruta de Capital Fixo no Brasil. Abrange-se o período entre o 1º trimestre de 1996 e o 4º trimestre de 2016, totalizando 84 observações, e o método utilizado é o de séries temporais. No primeiro momento são estruturados um breve cenário histórico e dados da conjuntura referente ao tema, nos âmbitos mundial e nacional. Depois, são expostas as principais teorias de investimento e literatura empírica já existente sobre o assunto. Também são apresentados os dados utilizados para a construção do modelo, além da metodologia e dos procedimentos de pesquisa. Por fim, os resultados são evidenciados. Através de mínimos quadrados ordinários, constatou-se que, a única variável significativa para a Formação Bruta de Capital Fixo no curto prazo é o Produto Interno Bruto. No entanto, as variáveis são cointegradas, e pode-se dizer que há uma relação de longo prazo entre elas: as variáveis Produto Interno Bruto, Utilização da Capacidade Instalada e Operações de Crédito são significativas e têm impacto positivo sobre a Formação Bruta de Capital Fixo. Já com as variáveis inflação e taxa de juros a relação é negativa, sendo apenas a primeira significativa. Ainda foram encontradas quebras estruturais relevantes de intercepto no 4º trimestre de 2003 e de inclinação no 4º trimestre de 2003 e no 2º trimestre de 2009. Ademais, 98,51% das variações na Formação Bruta de Capital Fixo podem ser explicadas pelas variáveis do modelo.

Palavras-chave: Formação bruta de capital fixo. Investimento. Mínimos quadrados ordinários. Economia brasileira.

ABSTRACT

This study aims to analyze the determinants of Gross Fixed Capital Formation in Brazil. The period covers the 1st quarter of 1996 to the 4th quarter of 2016, in a total of 84 observations, using time-series analysis. In a first moment, a brief historical scenario and data of the conjuncture regarding the theme are structured in the global and national scopes. Then, the main theories of investment and empirical literature are presented. Also presented are the data used for the construction of the model, as well as the methodology and the research procedures. Finally, the results are evidenced. Through ordinary least squares, it was found that the only significant variable for the Gross Formation of Fixed Capital in the short term is the Gross Domestic Product. In the long term, the variables Gross Domestic Product, Utilization of Installed Capacity and Credit Operations are significant and have a positive impact on Gross Fixed Capital Formation. With the variables inflation and interest rate, the relation is negative, being only the first one significant. Also were found relevant structural breakages of intercept in the fourth quarter of 2003 and of inclination in the 4th quarter of 2003 and in the 2nd quarter of 2009. In addition, all series are cointegrated, and 98,51% of changes in Gross Fixed Capital Formation can be explained by the model variables.

Keywords: Gross fixed capital formation. Investment. Ordinary least squares. Brazilian economy.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Evolução da FBCF (US\$ trilhões), do PIB (US\$ trilhões) e da FBCF como % do PIB no mundo (2000-2016).....	12
Gráfico 2 - Evolução da FBCF como % do PIB nas cinco maiores economias mundiais (2000-2016).....	13
Gráfico 3 - Evolução da FBCF como % do PIB nos BRICS (2000-2016).....	14
Gráfico 4 - Taxas de crescimento da FBCF, do PIB e da Taxa de Investimento no Brasil (1990-2017).....	19
Gráfico 5 - Série e média históricas do ICEI (1999-2018).....	21
Gráfico 6 - Evolução da variável IFBCF e determinação das quebras estruturais.....	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Média da FBCF como % do PIB e do crescimento do PIB ao ano no BRICS (2000-2016).....	15
Tabela 2 - Teste d de Durbin-Watson: Regras de decisão.....	35
Tabela 3 - Resultados das regressões pela variável temporal e pelas dummies aditivas e multiplicativas.....	40
Tabela 4 - Resultados da estatística d do teste de Durbin-Watson.....	41
Tabela 5 - Resultados da estatística χ^2 do teste de White	41
Tabela 6 - Resultados do fator de inflação da variância.....	41
Tabela 7 - Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis em nível pelo método ADF ...	43
Tabela 8 - Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis em primeira diferença pelo método ADF	44
Tabela 9 - Resultados dos testes de raiz unitária dos resíduos em nível pelo método ADF	46
Tabela 10 - Resultados do MCE.....	47
Tabela 11 - Resultados da regressão simples $IFBCF = f(IPIB)$	48
Tabela 12 - Resultados da regressão simples $IFBCF = f(UCI)$	48
Tabela 13 - Resultados da regressão simples $IFBCF = f(R)$	49
Tabela 14 - Resultados da regressão simples $IFBCF = f(INF)$	49
Tabela 15 - Resultados da regressão simples $IFBCF = f(ICRED)$	49
Tabela 16 - Resultados da regressão múltipla do modelo final.....	50

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
CNI	Confederação Nacional da Indústria
DF	Dickey-Fuller
EUA	Estados Unidos da América
FAC	Função de Autocorrelação
FACP	Função de Autocorrelação Parcial
FBCF	Formação Bruta de Capital Fixo
FGV	Fundação Getúlio Vargas
FIV	Fator de Inflação de Variância
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
ICEI	Índice de Confiança do Empresário Industrial
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
MCE	Mecanismo de Correção de Erros
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
ONU	Organização das Nações Unidas
PIB	Produto Interno Bruto
PND	Plano Nacional de Desenvolvimento
SCN	Sistema de Contas Nacionais
UCI	Utilização da Capacidade Instalada
VEC	Vetorial de Correção de Erros

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	CONTEXTO DA FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO	11
2.1	NO MUNDO	11
2.2	NO BRASIL	15
3	REFERENCIAL TEÓRICO	22
3.1	MODELOS DE INVESTIMENTO	22
3.1.1	Modelo keynesiano	22
3.1.2	Modelo acelerador	23
3.1.3	Modelo neoclássico	24
3.1.4	Modelo q de Tobin	25
3.2	LITERATURA EMPÍRICA	26
4	METODOLOGIA	30
4.1	DADOS	30
4.2	PROCEDIMENTOS	32
5	RESULTADOS	38
6	CONCLUSÃO	52
	REFERÊNCIAS	55

1 INTRODUÇÃO

O investimento em capital fixo é tido como um dos principais elementos que determinam o crescimento do produto e a geração de emprego e renda num país, uma vez que proporciona o aumento da capacidade produtiva e a expansão do nível de atividade. Entender sua dinâmica e seus modelos é de fundamental importância para a compreensão da própria atividade econômica, afinal, é a partir da tomada de decisões em relação aos investimentos que o desempenho e rumo da economia, em seu nível agregado, são definidos. Também é visto como fonte de acumulação de capital e impulsionador da produtividade do fator trabalho, de modo que determina a capacidade e o desempenho no longo prazo. É o componente mais instável da demanda agregada e sua volatilidade é responsável por oscilações em diversas variáveis. Por outro lado, é um fator que não é elucidado de forma apropriada através dos modelos e teorias tradicionais de investimento, uma vez que eles não abrangem, por si só e de maneira isolada, o viés de indefinição sobre essa escolha. Assim sendo, as decisões acerca dos investimentos são baseadas em expectativas e incertezas, seja quanto ao seu retorno, seja quanto à acumulação de capital.

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE):

A formação bruta de capital fixo (FBCF) é a operação do Sistema de Contas Nacionais (SCN) que registra a ampliação da capacidade produtiva futura de uma economia por meio de investimentos correntes em ativos fixos, ou seja, bens produzidos factíveis de utilização repetida e contínua em outros processos produtivos por tempo superior a um ano sem, no entanto, serem efetivamente consumidos pelos mesmos. (IBGE, 2010, p. 2).

De acordo com o *System of National Accounts 1993*¹, o manual da Organização das Nações Unidas (ONU) para compilação das contas nacionais:

Gross fixed capital formation is measured by the total value of a producer's acquisitions, less disposals, of fixed assets during the accounting period plus certain additions to the value of non-produced assets realised by the productive activity of institutional units. Fixed assets are tangible or intangible assets produced as outputs from processes of production that are themselves used repeatedly or continuously in other processes of production for more than one year. (UNITED NATIONS, 1993, p. 283).²

¹ European Commission, International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations, World Bank, "System of National Accounts 1993", NY, 1993.

² "A formação bruta de capital fixo é medida pelo valor total das aquisições de um produtor, menos as alienações, dos ativos fixos durante o período contábil mais algumas adições ao valor dos ativos não-produtos realizados pela atividade produtiva das unidades institucionais. Os ativos fixos são ativos

Reconhecer o modo como se dá a dinâmica do investimento é fundamental para entender a trajetória de crescimento, afinal, como já dito anteriormente, a formação bruta de capital fixo é amplamente reconhecida como um dos determinantes mais importantes do crescimento econômico sustentado de uma nação.

Portanto, o objetivo geral do presente estudo é verificar e mensurar quais são os principais determinantes da formação bruta de capital fixo no Brasil, levando em consideração as duas últimas décadas, no período entre 1996 e 2016. Para atingir tal entendimento, serão encaminhados alguns objetivos específicos, os quais são:

- a) contextualizar o histórico da formação bruta de capital fixo no mundo e no Brasil;
- b) apresentar os modelos e teorias de investimento de maior relevância e uma compilação da literatura empírica que aborda o tema;
- c) desenvolver um modelo para os determinantes da formação bruta de capital fixo no Brasil e;
- d) estimar o modelo e analisar os respectivos resultados.

Assim, seguindo o que foi proposto, esse estudo abrange seis capítulos. Nesse primeiro capítulo o projeto é apresentado, acompanhado de uma contextualização concisa, com a problemática e sua justificativa, além dos objetivos geral e específicos. No segundo capítulo são desenvolvidas, de modo comparativo, conjunturas dos cenários mundial no que tange aos níveis de investimento, principalmente confrontando países desenvolvidos e emergentes, e o Brasil e seus semelhantes, e após uma perspectiva do cenário nacional. O terceiro capítulo aborda as linhas de pensamento teórico centrais acerca da função investimento e uma revisão de literatura de alguns estudos empíricos já realizados sobre o tema. Já o quarto capítulo apresenta as variáveis de trabalho, faz um levantamento dos seus respectivos dados e fontes, especifica os métodos econométricos para estimação do modelo e identifica as hipóteses *a priori*. No quinto capítulo são expostos e analisados os resultados obtidos econometricamente. Por último, o sexto capítulo expressa as considerações finais e sugestões para possíveis trabalhos futuros.

tangíveis ou intangíveis produzidos como resultados de processos de produção que são usados repetidamente ou continuamente em outros processos de produção por mais de um ano.” (Tradução nossa).

2 CONTEXTO DA FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO

Nesse capítulo serão apresentados o cenário histórico e dados da conjuntura referente à formação bruta de capital fixo, primeiramente no âmbito mundial e depois especificamente para o Brasil, de modo a contextualizar e permitir uma compreensão geral acerca do tema central do presente trabalho.

2.1 NO MUNDO

Uma vez que os níveis da participação da FBCF no total do produto interno bruto (PIB) são capazes de indicar condições da conjuntura econômica, esteja a economia em expansão ou retração, serão utilizados indicadores da FBCF representados em valores percentuais do PIB para eventuais comparações.

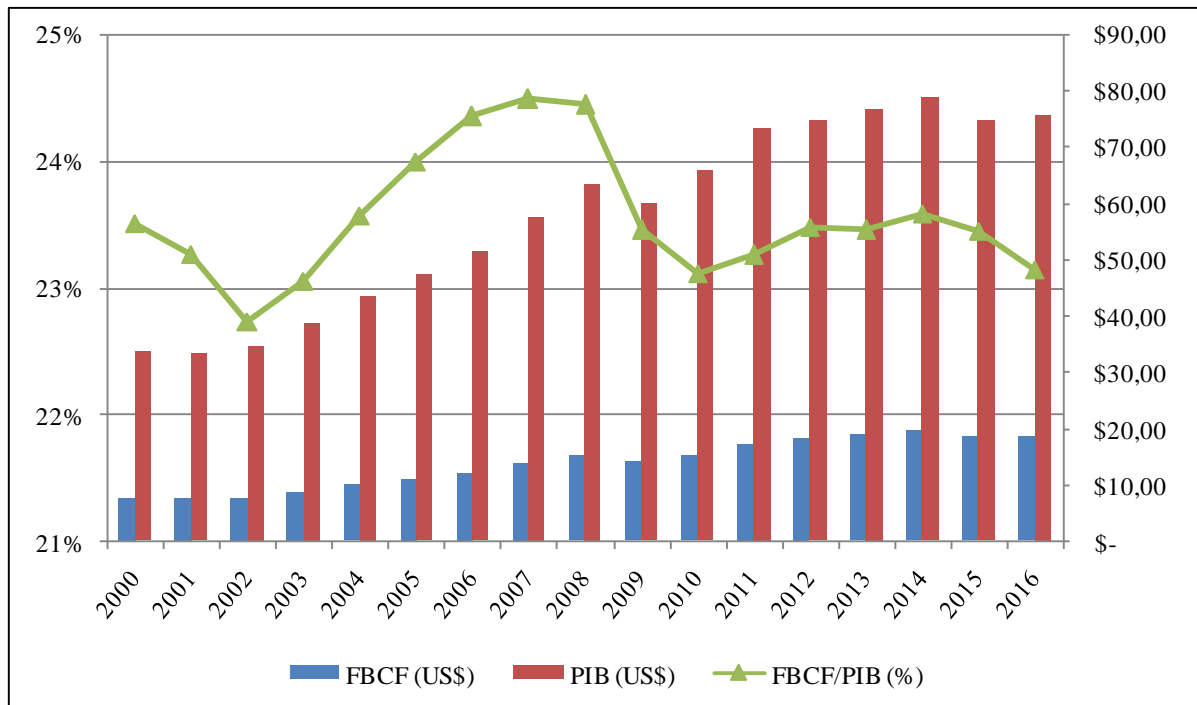
O gráfico 1 abaixo apresenta a evolução dos níveis mundiais da formação bruta de capital fixo e do PIB, com valores expressos em trilhões de dólares, além da relação percentual entre os níveis de investimento em ativos fixos e a produção total mundial, no período entre 2000 e 2016, segundo dados do Banco Mundial. É possível observar que a taxa de crescimento do PIB, quando comparada à taxa de crescimento dos investimentos em ativos fixos, é mais elevada e configura em uma diminuição da participação da FBCF no PIB do mundo nos anos recentes; no entanto, ambas as variáveis apresentam comportamentos próximos, com tendências de crescimento semelhantes.

Ademais, há dois pontos no gráfico 1 que despertam interesse por apresentarem quedas bastante acentuadas na relação FBCF/PIB: um é o ano de 2002, o outro de 2010. O primeiro movimento pode ser explicado pelos atentados ocorridos 11 de setembro de 2001, fato este que gerou mudanças na política econômica americana que, por sua magnitude e influência, desencadeou graves consequências na ordem mundial. A Bolsa de Nova York³ fechou pela primeira vez desde a Segunda Guerra Mundial, enquanto o governo americano gastava de maneira imprudente, havia oferta abundante de crédito e estímulo ao consumo – a economia, porém, continuava estagnada, afugentando investimentos. A princípio, com a diminuição da taxa de juros e os empréstimos concedidos para financiamentos imobiliários, contrariando as previsões, os EUA esquivaram-se de uma recessão, de modo que, nos anos seguintes, houve aumentos significativos tanto nos níveis da formação bruta de capital fixo

³ New York Stock Exchange.

quanto do produto interno bruto. No entanto, os reais efeitos de uma expansão desmedida de crédito bancário, em conjunto com as baixas taxas de juros, somado com a inadimplência da população, resultou no segundo movimento: a crise financeira mundial de 2009. Assim, com origem no mercado imobiliário norte-americano, principalmente no segmento conhecido como *subprime*⁴, os efeitos da dívida dos EUA afetaram rapidamente todo o resto do mundo. O impacto de tal crise mundial fica evidente no gráfico, com o declínio dos valores da FBCF e do PIB a níveis não tão baixos quanto 2002, mas que até hoje não conseguiram se recuperar e retornar ao que eram antigamente.

Gráfico 1 - Evolução da FBCF (US\$ trilhões), do PIB (US\$ trilhões) e da FBCF como % do PIB no mundo (2000-2016)



Fonte: Elaborado pela autora com base em Banco Mundial (2017).

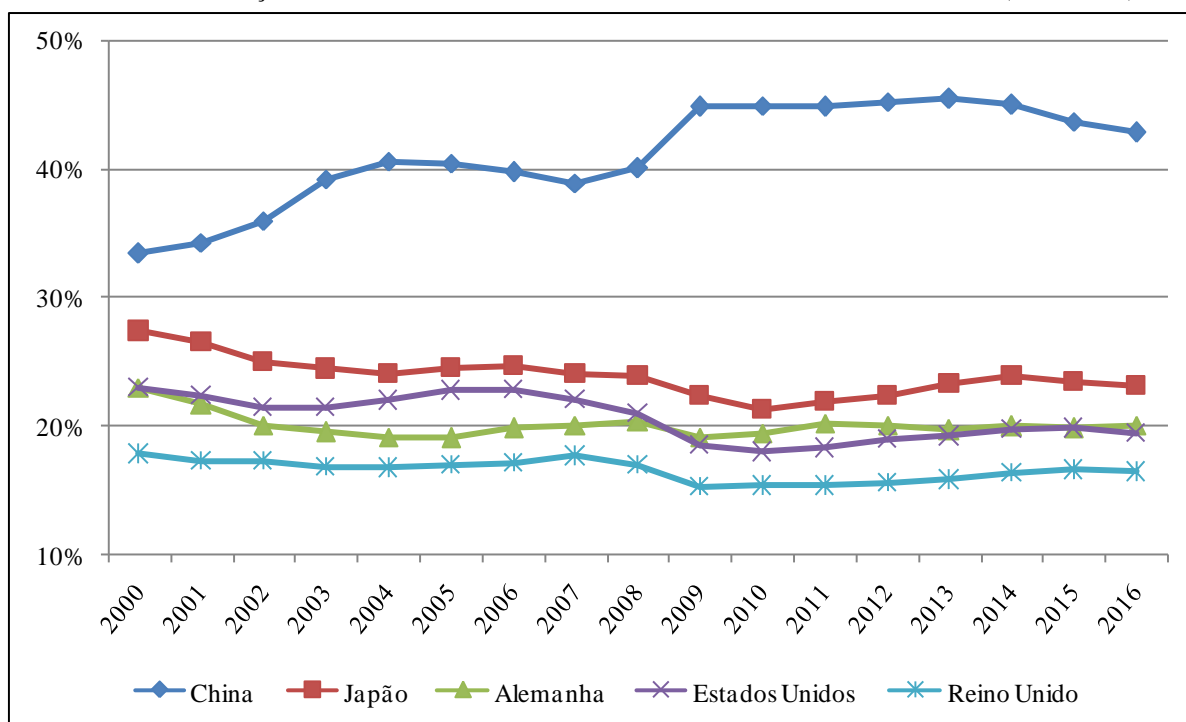
O gráfico 2 compara a participação da FBCF no PIB dos cinco países com a maiores economias do mundo atualmente, considerando a dimensão do seu produto interno bruto. São eles, nessa ordem particular: Estados Unidos, China, Japão, Alemanha e Reino Unido. Dentre eles, o país com a menor relação FBCF/PIB é o Reino Unido que, ainda assim, apresenta um nível similar aos demais, com cerca de 20% de participação da formação bruta de capital fixo no produto interno bruto. A exceção é a China, onde seus níveis são duas vezes maiores que

⁴ “*Subprime* são hipotecas de maior risco ou de segunda linha. Com o excesso de liquidez no mercado internacional nos últimos anos, os bancos e financeiras dos Estados Unidos passaram a financiar a compra de casas a juros baixos para pessoas com histórico de crédito ruim, tendo o próprio imóvel como única garantia.” (IPEA, 2008).

os demais – uma média de 41% – chegando a atingir um máximo de até 45%. A economia chinesa também foi a única a não apresentar contração nos investimentos em bens de capital nem em 2002, nem em 2009 – aliás, ao contrário do resto do mundo, seguiu fortes tendências de expansão.

Além do conjunto de fatores históricos, geográficos, econômicos e políticos que não são observados em nenhum outro país do mundo, uma combinação de grande aporte de investimentos em capital fixo – principalmente devido à demanda por infraestrutura – inflação sob controle e estabilidade cambial tem levado a economia chinesa a apresentar uma das maiores taxas de crescimento econômico mundial, se não a maior taxa. Para ilustrar, enquanto o PIB norte-americano quase que dobrou de tamanho entre 2000 e 2016, o da China chegou a ultrapassar oito vezes a sua dimensão no mesmo período, segundo dados do Banco Mundial.

Gráfico 2 - Evolução da FBCF como % do PIB nas cinco maiores economias mundiais (2000-2016)



Fonte: Elaborado pela autora com base em Banco Mundial (2017).

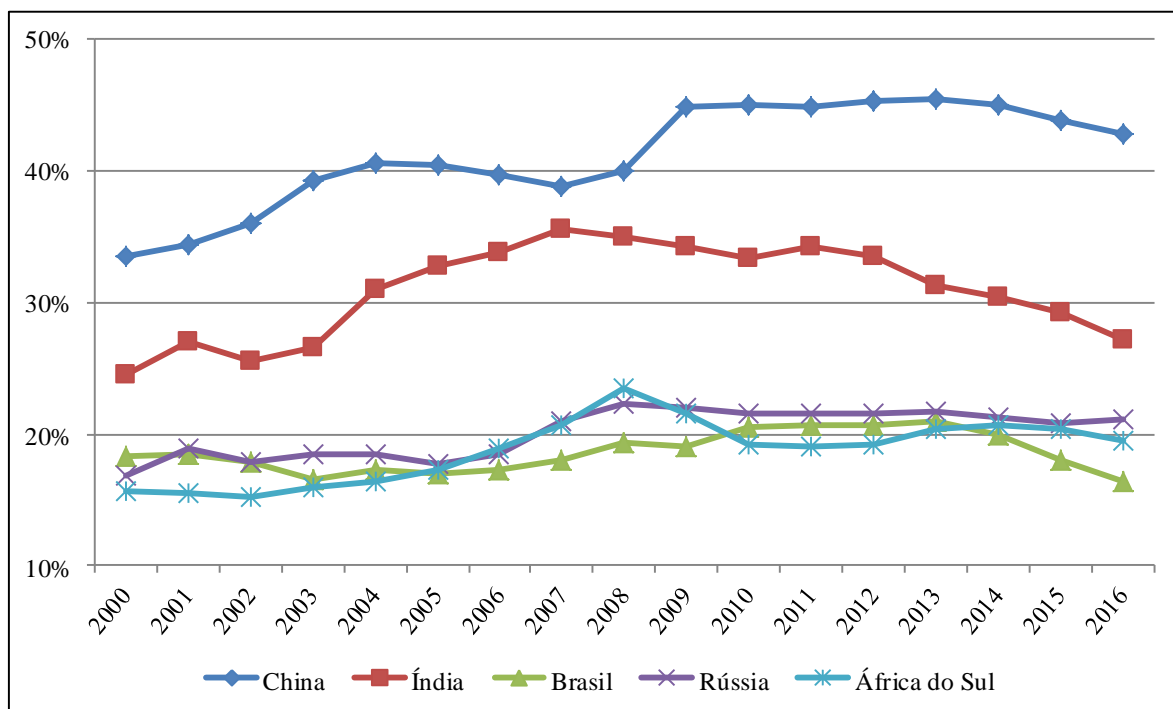
Em relação aos países emergentes, o gráfico 3 abrange sua razão FBCF/PIB e na tabela 1 tem-se a média da FBCF como razão do PIB e do crescimento do PIB ao ano no chamado BRICS⁵. O que chama a atenção é a heterogeneidade nos desempenhos dos países

⁵ Termo acrônimo formulado em 2001 pelo economista inglês Jim O'Neill, ex-Goldman Sachs, em um estudo com prognósticos acerca do crescimento de algumas economias (Brasil, Rússia, Índia, China e, posteriormente, África do Sul). Tais países foram colocados à nível de comparação por representarem uma quantia expressiva

que o compõe. As economias mais dinâmicas do grupo, China – onde a FBCF representa, em média, 41% do PIB – e Índia – onde essa média é de, aproximadamente, 31% – apresentaram desempenho superior à média mundial, se mostrando significativamente maiores que até algumas economias desenvolvidas, como Japão, Estados Unidos e Alemanha.

Verifica-se que, juntamente com a África do Sul, o Brasil é o país do grupo que menos vem investindo em termos percentuais do PIB desde 2000. Além disso, sua taxa de investimento apresenta valores em torno de um terço da China, país do BRICS que mais investe. A situação se tornou ainda mais crítica a partir de 2014, quando o Brasil passou a ser o país emergente com menor participação da FBCF no PIB, posição essa que vem se mantendo até hoje e, não obstante, em movimento de queda.

Gráfico 3 - Evolução da FBCF como % do PIB nos BRICS (2000-2016)



Fonte: Elaborado pela autora com base em Banco Mundial (2017).

A baixa participação da formação bruta de capital fixo no produto interno bruto é tida como negativa, uma vez que os países que apresentaram a maior taxa de investimento também possuíram, conseqüentemente, a maior média de crescimento do PIB ao ano. Como visto na tabela 1, enquanto a China investiu, em média, 41% do seu PIB e cresceu cerca de

do produto e da população mundial, com algumas semelhanças em comum, como índices de desenvolvimento, situação econômica e a expectativa de tornarem-se países influentes no mundo. A partir de 2008, o termo que antes se limitava a identificar as economias emergentes, passou a constituir uma nova entidade político-diplomática. (MINISTÉRIO DAS RELAÇÕES EXTERIORES, 2018).

9% ao ano, o Brasil investiu, em média, 19% do seu PIB e cresceu em torno de 3% ao ano. Da mesma forma temos o comportamento da África do Sul que, assim como o Brasil, apresentou baixo crescimento devido ao também baixo nível de investimento. Assim, fica evidente a relação entre a taxa de investimento e o crescimento de um país.

Tabela 1 - Média da FBCF como % do PIB e do crescimento do PIB ao ano no BRICS (2000-2016)

	FBCF (% PIB)	PIB
Brasil	18,61%	2,54%
Rússia	20,09%	3,98%
Índia	30,91%	7,08%
China	41,17%	9,42%
África do Sul	18,77%	2,96%

Fonte: Elaborado pela autora com base em Banco Mundial (2017).

Por fim, ao confrontar países desenvolvidos e países emergentes, nota-se que, dentre estes últimos, os que apresentam altas taxas de crescimento econômico, no geral, investem de maneira mais intensa em bens de capital, como forma de ensejar ainda mais tal crescimento e aumentar suas participações no mercado mundial. Genericamente, o investimento em ativos fixos, em conjunto com outras variáveis, é capaz de prosperar o desenvolvimento econômico de uma nação, impactando direta e positivamente na sua produção interna e em tantos outros fatores.

2.2 NO BRASIL

Os movimentos de industrialização e urbanização estiveram à frente do crescimento brasileiro desde os anos 1950 até o final da década de 1970, período esse em que o foco dos planos econômicos estava associado, principalmente, a tal crescimento econômico. Já nas duas décadas imediatamente posteriores, de 1980 a 1990, grande parte das políticas implementadas apresentaram um viés liberal, marcadas pelo estabelecimento do chamado tripé macroeconômico⁶ e relacionando-se com a modernização da economia e o combate à inflação, em conjunto com sucessivas privatizações e a abertura comercial brasileira. Esse processo de mudança de orientação, partindo do propósito de crescimento e rumando em direção à estabilidade e modernização, favoreceu para que as taxas de crescimento verificadas

⁶ Matriz macroeconômica adotada em 1999, durante o governo do presidente Fernando Henrique Cardoso (1995-2002), alinhando um regime de metas de inflação, metas de superávit primário das contas públicas e câmbio flutuante.

no período fossem relativamente baixas (MIGUEZ, 2016). De acordo com dados do Banco Mundial, o Brasil cresceu, em média, 7,3% ao ano entre 1961 a 1979, destacando-se como uma das taxas mais elevadas do mundo em um contexto onde o crescimento mundial era de cerca de 4,8% ao ano. De 1980 a 1999, a economia brasileira continuou se expandindo, mas, em contrapartida, a níveis médios que se reduziram a 2,4% ao ano. Tal percentual é considerado bastante baixo não apenas quando comparado ao das duas últimas décadas, como também quando contrastado com o desempenho da economia mundial, que apresentou crescimento de cerca de 2,8% ao ano nesse mesmo período. Entre 2000 e 2016, verificou-se uma média anual de expansão de 2,5%, taxa semelhante às das duas décadas anteriores e, portanto, estagnada. Dado esse cenário, uma das razões relevantes para o lento crescimento da economia brasileira nas últimas décadas foi o comportamento do investimento.

No Brasil, o setor de bens de capital foi introduzido pelo Plano de Metas⁷ (1956-1961), porém só se estabeleceu de maneira plena durante o II Plano Nacional de Desenvolvimento (PND)⁸, na segunda metade da década de 1970. Já na década de 1980, enquanto o processo de industrialização por substituição de importações apresentava seus primeiros traços de fragilidade, a indústria brasileira de bens de capital se mostrava diversificada e bastante evoluída, quando comparada com as indústrias análogas dos demais países em desenvolvimento (RESENDE; ANDERSON, 1999).

Contudo, de maneira oposta à observada nos países desenvolvidos, a indústria brasileira, em especial o setor de bens de capital, representa pouca participação no total da economia.

Essas características da indústria brasileira de bens de capital decorrem do supracitado padrão de sua instalação e expansão. Esse padrão não viabilizou a gênese e o desenvolvimento de um setor de bens de capital que operasse no vértice de um sistema nacional de inovações – fonte geradora de um movimento endógeno de desenvolvimento e difusão do progresso técnico que apresentasse segmentos capazes de se manterem na fronteira em termos de capacitação tecnológica, custos

⁷ Plano ideal desenvolvimentista de industrialização e modernização, proposto pelo programa de governo do presidente Juscelino Kubitschek (1956-1961). Consistiu num conjunto de 30 objetivos a serem alcançados em diversos setores, de modo a eliminar os obstáculos estruturais e os “pontos de estrangulamento” da economia brasileira. No fim incluiu-se uma última meta, a 31ª, que resultou na construção de Brasília e transferência da capital federal. (FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, 2018).

⁸ Plano econômico do governo do presidente Ernesto Geisel (1974-1979), que buscou uma indústria mais moderna e um modelo de economia competitiva, de modo a permitir a integração brasileira no mercado mundial através da conquista dos mercados externos, principalmente para produtos manufaturados e primários não-tradicionais. A intenção era substituir as importações e estimular as exportações, dando ênfase às indústrias básicas, sobretudo aos setores de bens de capital e de eletrônica pesada. (FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, 2018).

de produção e qualidade de produtos, conforme se observa para os principais países industrializados. (RESENDE; ANDERSON, 1999, p. 15).

A indústria brasileira de bens de capital se conteve a produzir bens com menor teor tecnológico, enquanto bens mais aprimorados eram obtidos através de importação. Aliás, até o final da década de 1980, a produção doméstica e a importação desse tipo de bem eram complementares, e aumentos do coeficiente de importação de bens de capital eram obtidos por aumentos em conjunto das quantidades importadas e produzidas. Logo, pode-se dizer que o bom desempenho da produção interna desses bens era garantido pela prevalência tecnológica das suas importações em conjunto com a proteção à produção interna de bens de capital de menor nível tecnológico, dada a vulnerabilidade estrutural da indústria brasileira (ALEM; PESSOA, 2005).

A partir da década de 1990, mesmo que ainda desempenhando com importância sua função nos ganhos de produtividade da indústria doméstica e no fomento ao aumento das taxas de investimento, as importações de bens de capital já não atuavam mais como alavanca da produção doméstica e perderam seu papel de complementaridade. Isto é, o aumento no coeficiente de importações já não era mais acompanhado por aumentos na quantidade produzida no país. Dada a liberalização comercial, houve uma elevação das importações de fragmentos e do próprio conteúdo importado dos bens produzidos internamente. Assim, o modelo de complementaridade alterou-se, de modo que inúmeras peças e componentes necessários para a produção doméstica passaram a ser fornecidas externamente (RESENDE; ANDERSON, 1999).

No curto prazo, devido à racionalização, desverticalização e modernização da estrutura produtiva, observaram-se ganhos significativos de competitividade e eficiência. Entretanto, no longo prazo, setores com alta demanda por tecnologia e inovação exauriram-se e alguns até mesmo se esgotaram, afetando a competitividade da indústria de bens de capital e do próprio sistema produtivo brasileiro. Além disso, os componentes com maior tecnologia e as etapas de produção intensivas em mão-de-obra qualificada permanecem com origem nos países desenvolvidos, componentes e etapas essas que adicionam maior valor agregado aos produtos (ALEM; PESSOA, 2005).

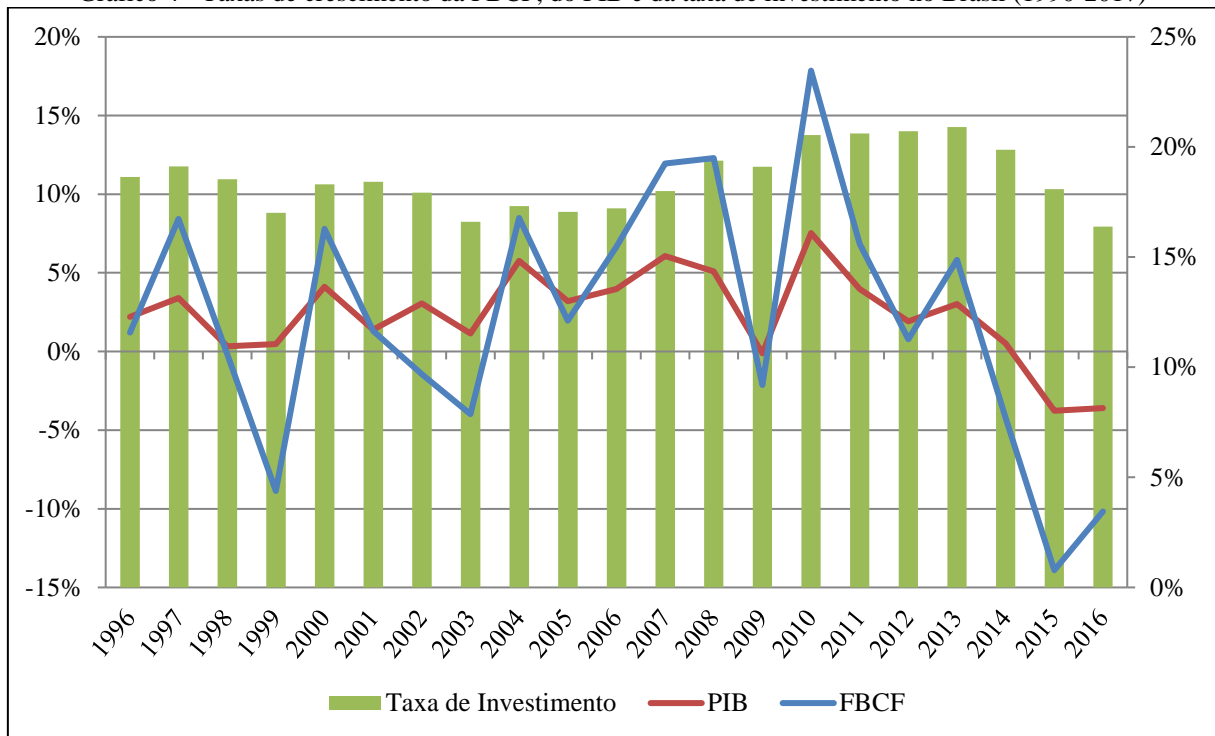
Tais mudanças ocorridas no setor ao longo da década de 1990 enfraqueceram as cadeias produtivas e tecnológicas, além de conduzirem à perda do poder multiplicador e indutor da indústria (RESENDE; ANDERSON, 1999). A conseqüente abertura comercial extinguiu barreiras não-tarifárias impostas para a importação de bens de capital e restringiu as alíquotas para aquisições feitas no mercado internacional. Os resultados foram a limitação da

expansão do mercado doméstico para os produtos brasileiros e o favorecimento da substituição de nacionais por estrangeiros (ALEM; PESSOA, 2005).

Segundo dados do Banco Mundial, de 1961 a 1980, enquanto o PIB se expandia de modo acelerado, o investimento crescia ainda mais rapidamente, alcançando níveis de crescimento de aproximadamente 10% ao ano. Como consequência, a FBCF passou de menos de 19% para mais de 22% do PIB. No entanto, assim como em outros países em fase de desenvolvimento, entre 1981 e 2000 – sobretudo a partir de meados de 1980 – essa tendência de alta passou por uma inversão, convertendo-se em um movimento de queda. A taxa de investimento brasileira saiu de um nível sempre próximo a 25% para atingir algumas vezes picos de até 27%, mas que logo nos anos seguintes foram revertidos, atingindo os vales da série histórica e voltando a oscilar num patamar em torno de 15 a 20%. Tal fato se deu, principalmente, devido ao descontrole inflacionário e a crise do endividamento externo. Essa tendência também pôde ser observada na economia mundial, uma vez que desde 1979 o investimento vem perdendo sua participação relativa. Após atingir o máximo histórico de 25,4% naquele ano, a FBCF como proporção do PIB diminuiu rapidamente nos cinco anos seguintes, chegando a 23,5% em 1985. Manteve-se estável até meados de 2002, quando começou um comportamento de oscilação que se mantém até hoje.

A partir do gráfico 4 abaixo, que abrange o período recente abordado neste trabalho, traça-se um comparativo entre as taxas de crescimento da FBCF e do PIB (no eixo primário, à esquerda) e da taxa de investimento (no eixo secundário, à direita) no Brasil, variáveis essas que são capazes de avaliar a sustentabilidade da trajetória de crescimento.

Gráfico 4 - Taxas de crescimento da FBCF, do PIB e da taxa de investimento no Brasil (1990-2017)



Fonte: Elaborado pela autora com base em Banco Mundial (2017).

Diante disso, percebe-se que, tanto nos episódios de queda quanto nos períodos de baixo dinamismo da economia, o crescimento do investimento também apresenta trajetórias de declínio. Com efeito, no intervalo de 1999 a 2003, quando o investimento chega a apresentar crescimentos negativos, a taxa de investimento, concomitantemente, passa a cair. Já entre 2004 e 2010, quando se observa que a economia, mesmo que discretamente, apresenta sinais de crescimento – com exceção do ano de 2009, devido à crise –, o investimento responde a partir de uma aceleração no seu volume. A FBCF cresceu a níveis superiores aos do PIB, permitindo que a taxa de investimento brasileira revertesse a orientação de queda verificada desde meados da década de 1990. No entanto, com o cenário internacional incerto e, principalmente, a instabilidade interna que se instaurou no país, a partir de 2010 até hoje a taxa de investimento voltou a cair – e, dessa vez, despencando.

Na década passada, o modelo de crescimento econômico observado no Brasil beneficiou-se pela aplicação de abundante disponibilidade de recursos em um cenário de desemprego e capacidade ociosa elevados, que puderam ser rapidamente aproveitados e revertidos a partir desse estímulo à demanda. No entanto, mesmo com a expansão do produto, tal fomento à demanda, baseado no consumo, mas sem ampliação da capacidade produtiva, reverte-se em esgotamento e num crescimento econômico que é insustentável no longo prazo. Mesmo após alguns ensaios retraídos de recuperação, evidentes a partir de 1990 e um tempo

depois a partir de 2003, o investimento no Brasil tem se mantido, nos últimos anos, em níveis inferiores a 20% do PIB, taxa considerada baixa principalmente quando comparada com países em condições de desenvolvimento próximas às nossas.

Assim, os principais desafios para a expansão do setor de bens de capital no Brasil são:

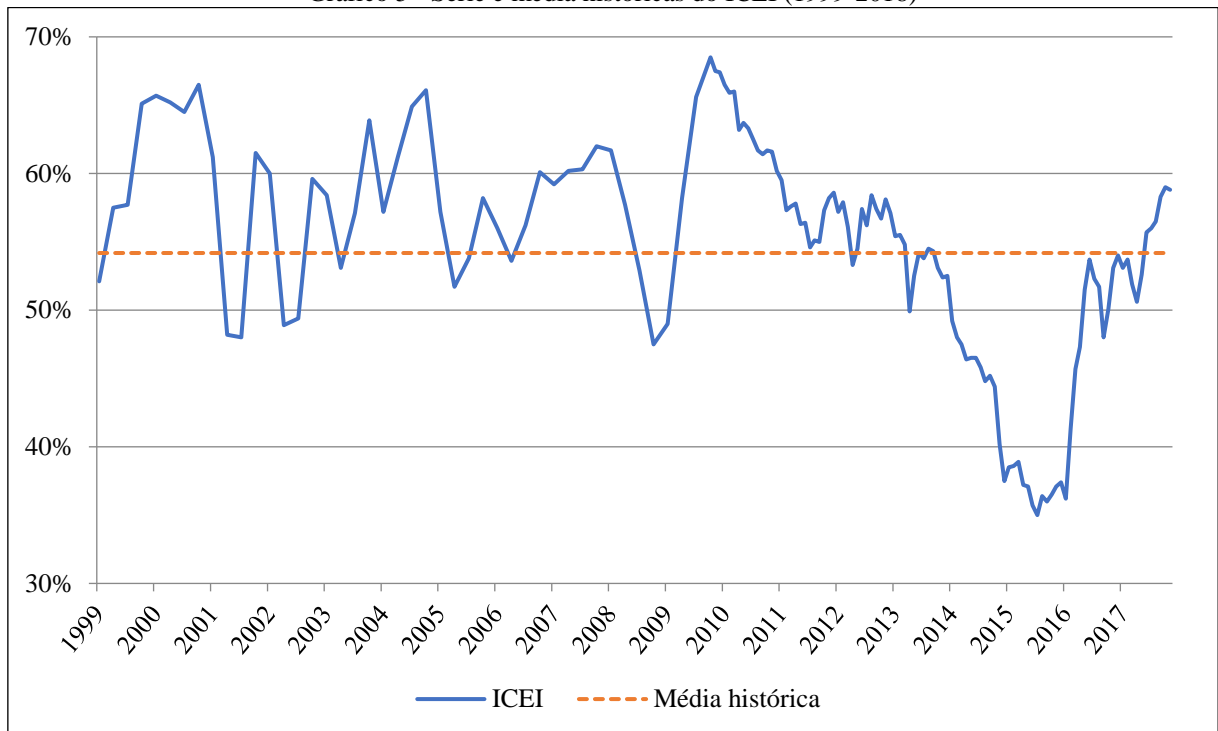
- a) Ampliar as linhas de financiamento com custos mais próximos aos oferecidos no mercado internacional [...];
- b) Desenvolver a capacidade de engenharia do projeto (atualmente um dos itens de maior agregação de valor) [...];
- c) Melhorar o nível de profissionalização da gestão no que diz respeito às pequenas empresas com administração familiar;
- d) Fortalecer o desenvolvimento tecnológico;
- e) Aumentar os gastos em P&D⁹ [...];
- f) Ampliar e fortalecer a integração entre os elos da cadeia produtiva;
- g) Aumentar a escala de produção [...];
- h) Expandir o grau de internacionalização do setor [...] e;
- i) Aprofundar o desenvolvimento dos serviços pós-venda [...]. (ALEM; PESSOA, 2005, p. 80)

Logo, a retomada do crescimento econômico brasileiro e do investimento no setor de bens de capital de forma sustentada e consistente depende, principalmente, da expectativa de recuperação e do comportamento do investimento como um todo. Conforme mostra o gráfico 5, o índice de confiança do empresário industrial (ICEI)¹⁰ vem seguindo movimento ascendente desde outubro de 2015, e em fevereiro de 2018 ficou em 58,8. Com isso, pode-se considerar que a confiança do empresário vem se elevando. Em janeiro de 2018, o ICEI chegou ao seu maior nível – 59 pontos – desde abril de 2016, quando atingiu 59,5 pontos. Além disso, está 5,7 pontos acima do valor registrado no mesmo mês de 2017 e 4,7 pontos acima da sua média histórica. No entanto, a conjuntura do país, mesmo estando no caminho, ainda se mostra insuficiente para tanto.

⁹ Pesquisa e desenvolvimento.

¹⁰ Publicação mensal da Confederação Nacional da Indústria (CNI), resultado da pesquisa mensal de Sondagem Industrial, realizada em empresas de pequeno, médio e grande porte. Índice de 0 a 100 pontos, onde valores abaixo de 50 pontos indicam falta de confiança do empresário. Quanto mais acima de 50 pontos, maior e mais disseminada é a confiança.

Gráfico 5 - Série e média históricas do ICEI (1999-2018)



Fonte: Elaborado pela autora com base em Confederação Nacional da Indústria (2018).

Nesse contexto, torna-se fundamental a existência de uma análise que compreenda as perspectivas de retomada da taxa de investimento, levando em consideração não apenas os aspectos abordados na teoria, como também os estudos empíricos acerca dos determinantes mais relevantes das decisões de investir. Identificar as variáveis macroeconômicas e políticas mais significativas é de suma importância para a elaboração de políticas públicas que visam o aumento das taxas de investimento.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

Neste capítulo serão apresentadas as principais teorias de investimento e a literatura empírica já existente que aborda o tema.

3.1 MODELOS DE INVESTIMENTO

Nesta seção serão abordadas as principais teorias de investimento que embasam o presente estudo, sendo elas: modelo keynesiano, modelo acelerador, modelo neoclássico e modelo q de Tobin.

3.1.1 Modelo keynesiano

A teoria keynesiana foi pioneira no que tange às decisões de investimento como uma variável endógena, isto é, uma variável que pode ser explicada por um modelo e que responde à outras variáveis e independente dos fatores externos tidos como dados da economia em si (SERVEN; SOLIMANO, 1992). Além disso, também contribuiu para literatura e serviu como parâmetro para teorias posteriores, sendo integrada por muitos novos modelos. Para Keynes (1985), a tomada de decisão do empresário sobre o investimento fundamenta-se na comparação da sua taxa de retorno esperada, ou seja, da eficiência marginal do capital, com o custo de oportunidade do capital que será investido, sendo este dado pela taxa de juros ou retornos provenientes de outros investimentos. Assim, para investir, é necessário projetar cenários futuros dos possíveis resultados provenientes de tal investimento, de modo a tentar prever o comportamento futuro do mercado.

Nesse caso, têm-se as expectativas como relevantes, principalmente devido ao viés de incerteza, em consequência não apenas da defasagem temporal existente entre a tomada de decisão e a efetivação do investimento, mas também das possíveis alterações de contexto entre o momento de tomada de decisão e o momento posterior à realização do investimento. Logo, nessa teoria o investimento é tido como extremamente volátil, uma vez que ele se baseia em deduções acerca de custos de capital e retornos futuros, com escolhas realizadas em circunstâncias imprecisas (LUPORINI; ALVES, 2010).

As oscilações do investimento e, portanto, da demanda agregada na economia, resultam da escolha intertemporal ou pela preferência por liquidez, ou pela realização do

investimento, escolha essa feita através do confronto entre taxa de juros e retornos esperados (SONAGLIO; BRAGA; CAMPOS, 2010).

3.1.2 Modelo acelerador

Proposto por Clark (1917), o modelo acelerador do investimento foi bastante difundido entre as décadas de 1950 e 1960, quando foi desenvolvido em conjunto com outros modelos de crescimento simples. Sua teoria diz que o investimento é proporcionalmente linear às variações do produto, ou seja, dado um aumento na relação capital/produto (K/Y), o investimento necessário estaria vinculado a determinado nível de crescimento do produto, mantendo tal relação constante (LUPORINI; ALVES, 2010). Logo, o investimento líquido é proporcional à variação do nível de produto, de modo que:

$$I = \Delta K = \alpha \Delta Y \quad (1)$$

Onde α é a relação (K/Y), considerada constante. Dado que o estoque de capital desejado K^* apresenta uma relação estável com o nível de produção Y , tem-se que:

$$K^* = \alpha Y \quad (2)$$

$$I = K_{t-1}^* - K_t = \alpha Y_{t+1} - \alpha Y_t = \alpha (Y_{t+1} - Y_t) = \alpha \Delta Y \quad (3)$$

No entanto, o modelo acelerador não leva em consideração as chances de autocorrelação do investimento, ou seja, o fato de que é possível haver defasagens entre o processo de tomada de decisão e a consolidação desse investimento. O modelo também não pondera que o nível de capital atual depende do nível de capital do período anterior, uma vez que o volume de investimento corrente só ajusta de maneira parcial o estoque de capital atual ao nível desejado (SONAGLIO; BRAGA; CAMPOS, 2010). Para sanar tais deficiências, foram incluídas variáveis defasadas no modelo inicial, agora sendo denominado de acelerador flexível, tal que:

$$K - K_{t-1} = I = \lambda (K^* - K_{t-1}) \quad (4)$$

Onde $0 < \lambda < 1$ indica a velocidade de ajustamento do estoque de capital. Assim, a equação de investimento é dada por:

$$I = \lambda[\alpha Y - K_{t-1}] \quad (5)$$

Nota-se que, no modelo acelerador original, há uma relação constante entre capital/produto e um ajustamento instantâneo, tal que $\lambda = 1$. No entanto, mesmo com as alterações advindas do modelo flexível, fatores como custo de capital, rentabilidade e expectativas continuam não sendo abordados (FROYEN, 1999).

3.1.3 Modelo neoclássico

Para Chirinko (1993), o modelo neoclássico têm sido a especificação mais utilizada para análise de investimentos. Antes da chamada “Revolução Neoclássica”, não houve estudos que investigassem os determinantes do investimento, principalmente os efeitos dos preços relativos sobre a aquisição de bens de capital. Sugerido por Jorgenson (1963), nessa teoria o estoque de capital desejado, K^* , depende do nível de produto, Y , e do custo de utilização do capital, C_k , sendo esse último determinado pelos preços dos bens de capital, pela taxa real de juros e pela taxa de depreciação (SERVEN; SOLIMANO, 1992), além do nível de impostos e subsídios incidentes sobre os investimentos (MELO; RODRIGUES JÚNIOR, 1998). Assim sendo:

$$K^* = f(Y, C_k) \quad (6)$$

Tal equação de estoque de capital desejado pode ser derivada utilizando-se uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com retornos constantes de escala, e Jorgenson (1963) chega ao seu respectivo modelo:

$$K^* = \frac{\alpha Y}{C_k} \quad (7)$$

Onde α é a parcela de capital na função de produção de Cobb-Douglas. Assim, satisfazendo as condições de maximização, o esperado seria que firma investisse até o momento em que a produtividade marginal do capital fosse igual ao custo do capital.

Da mesma forma que ocorreu com o acelerador, esse modelo também sofreu alterações para que fosse possível levar em consideração a autocorrelação do investimento, devido à defasagem entre a tomada de decisão e o investimento efetivo, que ocasiona numa diferença entre o estoque de capital corrente e o estoque de capital desejado. A partir dessa modificação, o modelo passou a ser chamado de neoclássico flexível, resultando na equação abaixo:

$$I = \lambda \left[\left(\frac{\alpha Y}{C_k} \right) - K_{t-1} \right] \quad (8)$$

Onde $0 < \lambda < 1$ é a velocidade de ajustamento do estoque de capital.

3.1.4 Modelo q de Tobin

O modelo q de investimento foi introduzido ainda na obra de Keynes (1985) e retomada por Tobin (1969) (CHIRINKO, 1993). A teoria diz que o investimento deve ser uma função crescente da razão entre o valor da firma e o custo de compra dos equipamentos e estruturas nos seus respectivos mercados. Tal razão, chamada de q de Tobin, demonstra a relação entre o aumento no valor da firma que resulta da instalação de cada unidade adicional de capital e seu custo de produção. Quando o acréscimo no valor de mercado da firma for maior que o custo de reposição, as firmas tenderão a aumentar seu estoque de capital, e vice-versa – é o chamado q marginal. Contudo, na prática é utilizada a razão do valor de mercado do estoque de capital existente e seu custo de reposição, chamado de q médio, em virtude da dificuldade de mensurar a variável antes mencionada.

Logo, de acordo com a teoria q , as decisões de investimento das empresas fundamentam-se na razão entre o valor de mercado do capital instalado, avaliado pelo mercado de ações, e o custo de reposição do capital instalado, que é o preço que seria pago pelo capital caso ele fosse comprado hoje. Assim, o valor de mercado das empresas poderia crescer através da compra adicional de capital, ou seja, através de investimentos. Tal relação é capaz de sintetizar inúmeras informações, referentes desde às respectivas ações até impactos de longo prazo, de modo a determinar o investimento em diversos contextos (CABALLERO, 1999). A equação de investimento, então, é dada por:

$$I = \gamma q \quad (9)$$

Onde γ é um parâmetro estritamente positivo.

Assim como as outras teorias, o modelo q também se reformulou em q flexível, com a adição de defasagens da variável q na equação.

3.2 LITERATURA EMPÍRICA

Rocha e Teixeira (1996) verificaram se a acumulação de capital por parte do governo complementa ou substitui os gastos privados com investimento, levando em consideração o período de 1965 a 1990. O modelo utilizou dados anuais da despesa total com investimento bruto privado como variável dependente e nível do produto, taxa real de juros e investimentos público como variáveis explicativas e foi estimado pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Concluiu-se que um aumento das despesas públicas com capital físico diminui os gastos privados com investimento, ou seja, há um efeito substitutivo entre eles, também chamado de *crowding-out*.

Jacinto e Ribeiro (1998) utilizaram um modelo com dados anuais de 1973 a 1989, com as variáveis investimento privado defasado, investimento público, crédito fornecido pelo BNDES, utilização da capacidade instalada (UCI) e taxa de inflação e analisaram seus efeitos sobre o investimento privado. Concluíram que não há cointegração e, portanto, relação de longo prazo entre as variáveis, mas as relações de curto prazo são válidas. Aumentos na utilização da capacidade instalada estimulam o investimento, assim como o coeficiente associado ao crédito, embora não seja significativo. A variável de incerteza evidenciou uma relação inversa, enquanto o investimento privado defasado mostrou-se positivo, sendo que os dois também não apresentam significância. A taxa de investimento público é negativa e significativa, indicando *crowding-out* entre investimentos público e privado no curto prazo.

Melo e Rodrigues Júnior (1998) discutiram o comportamento do investimento privado na economia brasileira no período entre 1970 e 1995. Foram revisadas as principais teorias sobre o investimento, principalmente no que tange às peculiaridades das economias em desenvolvimento, de onde foram escolhidas as variáveis utilizadas no modelo: produto interno bruto, investimento bruto do setor público, taxa real de juros e taxa de inflação anual. Testou-se a cointegração das variáveis e estimou-se o modelo por MQO e pelo mecanismo de correção de erros (MCE). Constatou-se significativo efeito negativo do aumento da taxa de

juros e inflação e efeito substitutivo do investimento público sobre o efeito privado. Já o produto interno bruto mostrou-se diretamente proporcional à variável explicada.

Ferreira (2005) estimou um modelo com dados anuais para explicar a não retomada dos investimentos no Brasil pós-Plano Real, no período de 1995 a 2004, apesar do controle inflacionário. Utilizando as variáveis PIB, utilização da capacidade industrial, investimentos públicos em infraestrutura, demais investimentos públicos, juro real, preço relativo dos bens de capital, inflação, uma *proxy* para disponibilidade de crédito e carga tributária, encontrou evidências de *crowding-in* dos investimentos públicos em infraestrutura sobre os investimentos privados e de *crowding-out* dos investimentos públicos que não são em infraestrutura sobre os investimentos privados. Após, para analisar o impacto da carga tributária e dos preços relativos dos bens de capital sobre as taxas de investimento, estimou um modelo com dados trimestrais. Observou-se que a distribuição desfavorável da carga tributária brasileira, que apresenta um peso maior sobre o setor produtivo do que sobre renda e patrimônio. Além disso, os gastos do governo têm se concentrado cada vez mais em setores pouco ou não produtivos, e menos em investimentos públicos como infraestrutura, que estimulam investimentos privados. Aumentos dos custos dos preços relativos dos bens de capital e na taxa de juros real também apresentam impacto negativo sobre o investimento, enquanto aumentos da utilização da capacidade industrial se mostram positivos, assim como o efeito de inércia dos investimentos.

Luporini e Alves (2010) identificaram os determinantes do investimento privado no Brasil para o período de 1970 a 2005 através do método de MQO, utilizando séries de investimento privado, produto interno bruto, utilização da capacidade instalada, taxa de juros real, operações de crédito do sistema financeiro, investimento do governo, endividamento externo e taxa de câmbio, além de uma combinação entre inflação, taxa de juros e taxa de câmbio. Primeiramente, foram apresentadas as principais teorias de investimento, desenvolvimentos recentes e principais aplicações para os dados brasileiros, e em seguida os resultados. Verificou-se que aumentos na renda e na atividade econômica influenciam de forma positiva o investimento privado no Brasil. Por outro lado, a redução no volume de crédito e a existência de instabilidade política e econômica mostraram-se prejudiciais.

Sonaglio, Braga e Campos (2010) utilizaram a metodologia de modelo de correção do erro vetorial para analisar evidências dos efeitos de *crowding-in* ou *crowding-out* na economia brasileira, com dados anuais de 1995 a 2006. Observou-se que as variáveis taxa de juros, carga tributária e preço médio dos bens de capital exercem efeito negativo sobre os investimentos, sendo cerca de 7% nos investimentos públicos e aproximadamente 3% nos

privados. Isso indica que políticas para redução da carga tributária e taxa de juros e subsídios aos bens de capital são necessárias e podem influenciá-los positivamente, de modo a alavancar o crescimento sustentado da economia. Além disso, constatou-se a existência do efeito de *crowding-out* entre os investimentos públicos e privados na economia brasileira.

Fachinelli (2014) classificou em seu estudo o investimento em capital fixo como um dos principais componentes geradores de crescimento econômico, através do aumento da capacidade produtiva e da expansão das atividades. Assim dado, analisou os determinantes da formação bruta de capital fixo, *proxy* para investimentos públicos e privados, no Brasil no período pós-Plano Real, do primeiro trimestre de 1995 ao quarto trimestre de 2012, baseando-se nas teorias que tratam dos fatores que influenciam os níveis de investimento. Utilizou-se o método MQO e as variáveis explicativas utilizadas foram: produto interno bruto, taxa de juros real (*over-selic*) e a utilização da capacidade instalada. Foi identificada cointegração entre as variáveis, e concluiu-se que produto e capacidade instalada representam aumentos proporcionais no investimento fixo, enquanto taxa de juros refletiu um custo negativo. Além disso, a velocidade de correção ao equilíbrio indica um ajuste de cerca de 13% por trimestre.

Gonzales, Sbardellati e Santos (2014) fizeram uso do modelo vetorial de correção de erros (VEC), utilizando dados trimestrais que abrangem o período que vai do primeiro trimestre de 1995 ao segundo trimestre de 2013, para analisar as principais variáveis que determinam o investimento no Brasil. Os resultados mostram uma relação significativa e positiva entre PIB, taxa de câmbio, demanda agregada e infraestrutura sobre a decisão de investir. No entanto, verificou-se relação negativa do aumento da taxa de juros sobre os investimentos.

Teixeira et al. (2014) utilizaram a formação bruta de capital fixo como *proxy* para o investimento e analisaram quantitativamente seus determinantes macroeconômicos para o Brasil no período entre 1996 e 2011. A metodologia para estimação foi o modelo vetorial de correção de erros, através da de estimativas de funções de impulso-resposta e do teste de causalidade de Granger. As variáveis analisadas foram poupança interna, poupança externa, crescimento do PIB, inflação e taxa de juros. Verificou-se que há causalidade unidirecional entre o investimento e o crescimento do PIB, a poupança interna, a inflação e a taxa de juros, separadamente. Mostrou-se também que a resposta da formação bruta de capital fixo foi mais elástica às variações da poupança doméstica do que às das outras variáveis. Ainda assim, notou-se uma sensibilidade significativa do investimento aos choques na taxa de juros e na inflação.

Lélis, Bredow e Cunha (2015) aplicaram um modelo vetorial de correção de erros para compreender as variáveis macroeconômicas determinantes do investimento privado na economia brasileira no período de 1996 a 2012. Utilizando dados trimestrais, as variáveis que representam o nível de atividade da economia, como o consumo das famílias e a utilização da capacidade instalada, causam a formação bruta de maneira diretamente proporcional. No entanto, o crédito total da economia mostrou-se a variável mais importante para a elevação do investimento. Já as variáveis de preço de máquinas e equipamentos, taxa de juros e custo básico do crédito a longo prazo são condicionantes.

4 METODOLOGIA

Após a exposição das teorias de análise dos determinantes do investimento e dos trabalhos empíricos, seus resultados e conclusões já realizados e efetivados acerca do tema, apresenta-se a seguir os dados utilizados para a construção do modelo desse presente estudo, além da metodologia e dos procedimentos de pesquisa escolhidos com o intuito de atingir os objetivos esperados em tal estimação.

4.1 DADOS

Como elucidado pela literatura, o investimento agregado é tido como uma variável endógena, ou seja, uma variável que apresenta comportamento consonante com as alterações de outras variáveis. Logo, para analisar empiricamente seus níveis na economia brasileira, fez-se necessário a elaboração de um modelo econométrico híbrido, com determinadas variáveis macroeconômicas que sejam capazes de englobar boa parte dos modelos teóricos apresentados no terceiro capítulo e de captar o impacto de tais variáveis em conjunto. O período abrangido pelo estudo será entre janeiro de 1996 e dezembro de 2016, com dados trimestrais, totalizando 84 observações.

Assim, para considerar as condições de demanda agregada e representar o modelo acelerador de investimento, serão utilizadas as variáveis formação bruta de capital fixo, produto interno bruto e utilização da capacidade instalada. A taxa de juros irá resgatar o modelo neoclássico, uma vez que é tida por ele como custo de utilização de capital. Adicionalmente, propõe-se a taxa de inflação para captar os efeitos da instabilidade macroeconômica e as operações de crédito do sistema financeiro para avaliar o acesso a concessão de crédito no país.

Como *proxy* para a variável dependente, o investimento, utilizaram-se dados da série Formação Bruta de Capital Fixo brasileira, de periodicidade trimestral e valores encadeados a preços de 1995, em milhões de reais, obtidos a partir do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais do IBGE.

Como *proxy* para a produção total e caracterização do modelo acelerador, utilizaram-se dados da série Produto Interno Bruto a preços de mercado brasileiro, também de periodicidade trimestral e valores encadeados a preços de 1995, em milhões de reais, obtidos igualmente a partir do Sistema de Contas Nacionais Trimestrais do IBGE.

Juntamente ao PIB, como forma de medir os níveis de aquecimento da indústria brasileira, utilizou-se a série Utilização da Capacidade Instalada – Geral da Fundação Getúlio Vargas (FGV), de periodicidade trimestral, obtida a partir do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

Representando o modelo neoclássico, de modo a captar o custo de uso do capital, ou seja, seu custo de oportunidade, utilizou-se como *proxy* a taxa de juros real. Optou-se pela taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia, conhecida como Selic, por representar a taxa básica de juros da economia brasileira, utilizada nas operações entre bancos, atuando assim em geral sobre os juros de toda a economia. Os dados da Selic são disponibilizados pelo Banco Central do Brasil, representando a taxa de juros nominal, com periodicidade mensal. Logo, fez-se necessário transformar a série em dados trimestrais acumulados e, posteriormente, deflacioná-la com base no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), disponibilizado pelo Ipeadata a partir do IBGE, que também apresenta periodicidade mensal e precisou trimestralizada, para assim obter a variável taxa de juros real.

Para analisar os efeitos da disponibilidade de crédito sobre o desempenho do investimento brasileiro, foram utilizadas duas séries: Operações de Crédito ao Setor Privado, disponibilizada pelo Ipeadata a partir do Banco Central do Brasil, e Saldo das Operações de Crédito por tipo de cliente – Setor Privado, obtida a partir do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil, sendo coletados dados até dezembro de 2014 e a partir de janeiro de 2015, respectivamente. Foi necessário construir essa série de tal maneira devido à indisponibilidade de dados que abrangessem todo o período, uma vez que a série de Operações de Crédito ao Setor Privado foi descontinuada, enquanto a série Saldo das Operações de Crédito por tipo de cliente – Setor Privado iniciou recentemente; optou-se por realizar a continuidade porque, no período contabilizado em comum entre elas (janeiro de 2012 e dezembro de 2014), seguem o mesmo comportamento e seus valores apresentam diferenças mínimas, pouco relevantes, ainda mais quando consideramos que no modelo será utilizado a logaritmo natural da série. Além disso, ambas possuem periodicidade mensal, sendo necessário organizá-las em trimestres.

Por último, como *proxy* para a instabilidade econômica, utilizou-se o índice de inflação IPCA que, como abordado anteriormente, é disponibilizado pelo Ipeadata a partir do IBGE, com periodicidade mensal, sendo necessário transformar a série em dados trimestrais acumulados.

As hipóteses, *a priori*, são de que:

- a) o produto interno bruto impacta positivamente a formação bruta de capital fixo;
- b) a utilização da capacidade instalada impacta positivamente a formação bruta de capital fixo;
- c) a taxa de juros real impacta negativamente a formação bruta de capital fixo;
- d) o índice de inflação impacta negativamente a formação bruta de capital fixo;
- e) a disponibilidade de crédito impacta positivamente a formação bruta de capital fixo;

4.2 PROCEDIMENTOS

O aumento dos agregados macroeconômicos de um país é tido como uma boa mensuração do seu crescimento econômico e, como já abordado anteriormente, o investimento em capital fixo é apontado como um dos elementos cruciais para tal crescimento, uma vez que expande a capacidade produtiva e eleva os níveis de atividade econômica. No entanto, tais investimentos podem se comportar de maneira instável quando postos com outras variáveis de mercado. Logo, para análise empírica, propõe-se um modelo aonde o investimento depende de outros seis componentes.

Portanto, optou-se por utilizar um modelo linear de regressão múltipla, que sugere uma relação linear entre a variável dependente (Y) e as variáveis explicativas (X_1, X_2, \dots, X_n), como representada genericamente na equação 10 abaixo:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_n X_{tn} + u_t \quad (10)$$

O método mais recomendado e considerado mais eficiente é o dos mínimos quadrados ordinários, por apresentar os melhores estimadores lineares não-viesados e de variância mínima. Contudo, algumas hipóteses precisam ser atendidas para que o modelo seja corretamente especificado.

Uma das garantias no que se trata de séries temporais é o que diz respeito à estacionariedade das mesmas. Para Gujarati e Porter (2011), um processo estocástico é estacionário quando sua média e variância são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depende somente da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos. A presença da estacionariedade é de fundamental

importância, uma vez que ela assegura que o modelo é atemporal e não sofre influência do tempo, podendo ser verdadeiro também fora do período abrangido pela série temporal.

Antes dos testes formais, é sempre importante fazer uma análise gráfica inicial da série, que pode dar uma ideia sobre a provável natureza da série temporal. Em nível informal, a estacionariedade pode ser testada pelo correlograma, pela função de autocorrelação (FAC) e pela função de autocorrelação parcial (FACP), que nada mais são do que os valores e o respectivo gráfico de autocorrelação em várias defasagens. Para detectar a estacionariedade de uma maneira formal, pode-se fazer uso do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (DF) ou Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que identificam se a série é estacionária em nível ou se ela se torna estacionária em suas diferenças, estimando uma regressão de primeira ordem $Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$, como visto na equação 11:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ e $\delta = (\rho - 1)$, em que Y_t é uma dada série temporal no instante t e Y_{t-1} é a respectiva série temporal defasada em um período. Se o coeficiente ρ de Y_{t-1} for igual a 1, dizemos que a série temporal Y_t é uma série que possui raiz unitária, ou seja, é uma série não-estacionária. Se a série for originalmente estacionária, ela é considerada integrada de ordem zero, ou $I(0)$. Se a série se tornar estacionária na sua primeira diferença, ela é considerada integrada de ordem um, ou $I(1)$, e assim por diante. A hipótese nula do teste é de que $\rho = 1$, ou $\delta = 0$. No teste de raiz unitária, a estatística t calculada é conhecida como estatística *tau*, também é conhecida como Dickey-Fuller. Se a hipótese nula for rejeitada, a série temporal é estacionária.

Quando temos séries temporais não-estacionárias, mesmo que elas se tornem estacionárias na primeira diferença, fazer uso delas pode resultar em regressões espúrias, sem sentido. Assim, são necessários testes de cointegração para investigar a presença de relações de longo prazo entre as séries. Essa verificação se dá por meio do teste de Engle-Granger, que considera a combinação linear de séries não-estacionárias que possuem a mesma ordem de integração. Desse modo, quando se tem um sistema onde as variáveis são integradas de mesma ordem e os resíduos gerados pela estimação de longo prazo entre estas forem estacionários, pode-se dizer que tais séries são cointegradas e que há uma relação de longo prazo entre elas, ainda que essa relação não seja observada no curto prazo (GUJARATI; PORTER, 2011).

Quando há cointegração entre as séries, pode ser que, no curto prazo, existam

eventuais desequilíbrios. Para corrigi-los, utilizamos o mecanismo de correção de erros, que estabiliza as relações de curto prazo no longo prazo, através da equação 12:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Em que ΔX_t representa a primeira diferença da variável explicativa, μ_{t-1} representa o valor defasado do termo de erro e ε_t é um termo de erro de ruído branco. Se o coeficiente α_2 for significativo, os desequilíbrios causados pelas variáveis independentes em um período serão corrigidos no período seguinte. Assim, α_2 é a velocidade de ajustamento e $-1 \leq \alpha_2 \leq 0$: se $\mu_{t-1} < 0$ ou $\mu_{t-1} > 0$, α_2 deve ser menor do que zero para que o valor do erro volte ao nível de equilíbrio do longo prazo.

Ao trabalhar com observações ordenadas no tempo, também é comum o problema de correlação serial entre os resíduos, ou seja, correlação entre integrantes de séries de observações ordenadas no tempo ou no espaço. Isso acontece porque, em séries temporais, as observações dos dados seguem uma tendência natural, de modo que observações sucessivas costumam apresentar intercorrelações, principalmente se o intervalo de tempo entre tais observações sucessivas for pequeno. Quando se tem autocorrelação, os estimadores continuam não-viesados, porém não apresentam variância mínima, deixando de ser eficientes. Os intervalos de confiança tornam-se maiores do que o normal, levando a conclusão de que um coeficiente é estatisticamente insignificante, quando na verdade ele pode não ser, e testes como o t e F deixam de ser válidos e, se utilizados, podem levar a resultados equivocados (GUJARATI; PORTER, 2011).

Para detectar a autocorrelação, pode-se fazer uso do teste d de Durbin-Watson, definido pela equação 13:

$$d = \frac{\sum \mu_t^2 + \sum \mu_{t-1}^2 - 2\sum \mu_t \mu_{t-1}}{\sum \mu_t^2} \quad (13)$$

Determinam-se então os valores críticos, com base no tamanho amostral e número de variáveis explicativas, e os resultados podem ser interpretados conforme a tabela 2:

Tabela 2 - Teste d de Durbin-Watson: Regras de decisão

Hipótese nula	Decisão	Se
Não há autocorrelação positiva	Rejeitar	$0 < d < d_L$
Não há autocorrelação positiva	Sem decisão	$d_L \leq d \leq d_U$
Não há autocorrelação negativa	Rejeitar	$4 - d_L < d < 4$
Não há autocorrelação negativa	Sem decisão	$4 - d_U \leq d < 4 - d_L$
Nenhuma autocorrelação, positiva ou negativa	Não rejeitar	$d_U < d < 4 - d_U$

Fonte: Elaborado pela autora com base em de Gujarati e Porter (2011).

Como medida corretiva para autocorrelação, utiliza-se o procedimento iterativo de Cochrane-Orcutt.

Já o problema de heterocedasticidade ocorre quando os termos de erro não são homocedásticos, ou seja, não possuem a mesma variância. Os estimadores de MQO, assim como na autocorrelação, seguem sendo não-viesados, mas deixam de ser eficientes por sua variância não ser mais a mínima. Os intervalos de confiança para os testes se tornam muito maiores, gerando resultados imprecisos, podendo ocasionar até mesmo em inferências equivocadas (GUJARATI; PORTER, 2011).

Para detectar a heterocedasticidade, faz-se uso do teste geral de White. Calcula-se a equação 14 abaixo:

$$\mu^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4^2 + \alpha_5 X_3^2 + \alpha_6 X_2 X_3 + v \quad (14)$$

Sendo a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos, afirma-se que o tamanho da amostra multiplicado pelo R^2 da regressão auxiliar segue assintoticamente a distribuição de *qui-quadrado*, com graus de liberdade representando o número de regressores menos a constante na regressão auxiliar, como na equação 15:

$$nR^2 \sim X_{gl}^2 \quad (15)$$

Assim, se o valor do *qui-quadrado* obtido exceder o valor crítico do *qui-quadrado* ao nível escolhido de significância, afirma-se que há heterocedasticidade.

Em modelos de regressão múltipla, é importante avaliar a existência de multicolinearidade, ou seja, se existe uma relação linear exata entre algumas ou todas as variáveis explanatórias do modelo de regressão. Na sua presença exata, torna-se impossível estimar os coeficientes da regressão das variáveis explicativas; já quando sua relação é alta,

mas não exata, mesmo que os coeficientes possam ser estimados, seus resultados de significância individuais apresentam-se insignificantes. Todavia, mesma na presença de multicolinearidade, os estimadores de MQO continuam lineares e não-viesados (GUJARATI; PORTER, 2011).

Utiliza-se o fator de inflação da variância (FIV) para detectar a existência de multicolinearidade exata, definido na equação 16:

$$FIV = \frac{1}{1 - R_{ajustado}^2} \quad (16)$$

Onde $R_{ajustado}^2$ é o coeficiente de determinação ajustado. Se o FIV de determinada variável for maior que 10, o problema de multicolinearidade está presente, e quanto maior for seu valor do FIV, mais colinear é.

Além disso, ao analisar uma regressão, a variável dependente geralmente é influenciada não apenas pelas variáveis diretamente proporcionais, mas também pelas variáveis de natureza essencialmente qualitativa, que definem alguma categoria e que devem ser incluídas entre as variáveis explicativas. Tais variáveis, chamadas de variáveis binárias, ou *dummies*, indicam a presença ou ausência de determinado atributo – são quantificadas através da criação de séries artificiais que assumem os valores 1, indicando presença do atributo, ou 0, indicando ausência, e funcionam como um mecanismo que classifica dados em categorias reciprocamente específicas. Logo, de modo a discriminar o que pode e o que não pode ser explicado pelo modelo, utilizam-se as *dummies* como variáveis de entrada no modelo. Assim torna-se possível avaliar a existência de observações discrepantes num dado conjunto temporal que, possivelmente, caracterizem quebras estruturais e alterações na linha de tendência que alterem significativamente os valores de intercepto e/ou inclinação da série em análise.

$$\begin{cases} D = 1, & \text{quando a informação pertencer ao primeiro período} \\ D = 0, & \text{quando a informação pertencer ao segundo período} \end{cases}$$

A equação 17 mostra o novo modelo a ser estimado:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \alpha_1 t + \alpha_2 D + \alpha_3 tD + \varepsilon_t \quad (17)$$

Onde α e β = coeficientes, D = variável *dummy* e t = tempo. Se α_2 for estatisticamente significativo, pode-se dizer que o modelo apresenta quebra estrutural de intercepto; se α_3 for

estatisticamente significativo, pode-se dizer que o modelo apresenta quebra estrutural de inclinação – podendo inclusive apresentar quebras de intercepto e inclinação conjuntamente.

Logo, *a priori*, espera-se que, caso sejam detectados os possíveis problemas decorrentes de séries ordenadas no tempo, estes sejam corrigidos, e os resultados da estimação do modelo proposto demonstrem o impacto das variáveis explicativas nos níveis da formação bruta de capital fixo da economia brasileira no período entre 1996 e 2016.

5 RESULTADOS

A partir do material e método apresentados, prossegue-se agora com a estimação e análise econométrica do modelo, que tem FBCF como variável dependente e PIB, UCI, R, INF e CRED como variáveis explicativas, onde:

FBCF = formação bruta de capital fixo;

PIB = produto interno bruto;

UCI = utilização da capacidade instalada;

R = taxa de juros real;

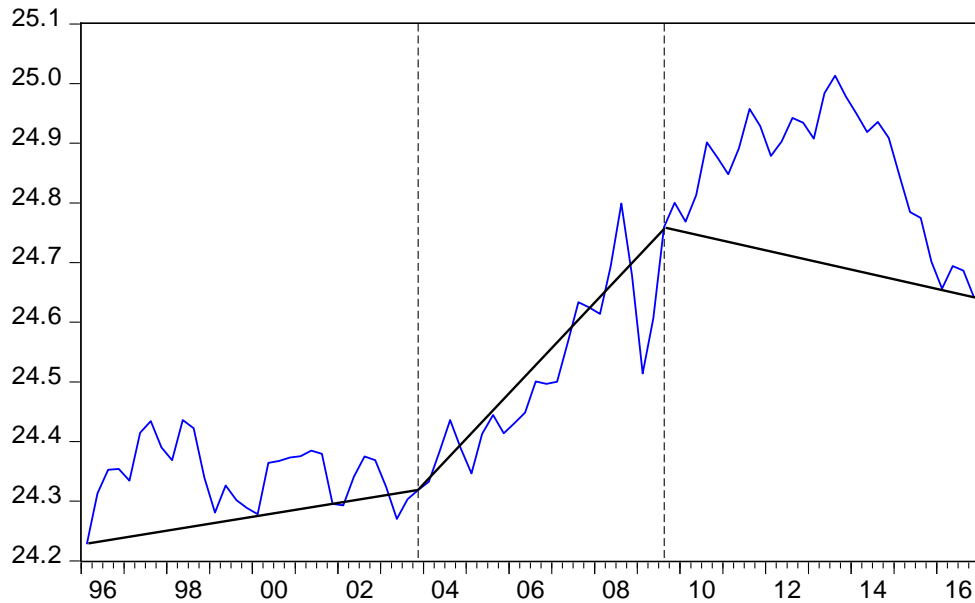
INF = índice de inflação;

CRED = operações de crédito.

Faz-se importante ressaltar que nas séries FBCF, PIB e CRED optou-se por aplicar o logaritmo natural, de modo que os coeficientes resultantes expressarão a razão entre as variações percentuais das variáveis dependente e explicativas, ou seja, a elasticidade. O logaritmo natural não será aplicado nas séries UCI, R e INF por que elas já estão apresentadas em porcentagem.

Ao analisar graficamente a variável dependente IFBCF, observou-se uma variação no comportamento da série, com indícios da existência de duas possíveis quebras estruturais no período analisado, como pode ser visto no gráfico 6: a primeira em meados de 2003, enquanto a segunda se dá por volta de 2009. Portanto, tornou-se necessário a inclusão de variáveis binárias *dummies* para captar tais efeitos, sendo elas *D1*, que representa o primeiro período, entre o 1° trimestre de 1996 e o 4° trimestre de 2003, *D2*, que representa o segundo período, entre o 1° trimestre de 2004 e o 2° trimestre de 2009 e *D3*, que representa o terceiro e último período, entre o 3° trimestre de 2009 e o 4° trimestre de 2016.

Gráfico 6 - Evolução da variável IFBCF e determinação das quebras estruturais



Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Com o objetivo de confirmar o nível de significância dessas quebras estruturais, regrediu-se cada uma das variáveis que compõem o modelo contra as variáveis *dummies* aditivas e multiplicativas e a tendência temporal, como nas funções a seguir:

$$lFBCF = f(t, D_2, D_3, tD_2, tD_3) \quad (18)$$

$$lPIB = f(t, D_2, D_3, tD_2, tD_3) \quad (19)$$

$$UCI = f(t, D_2, D_3, tD_2, tD_3) \quad (20)$$

$$R = f(t, D_2, D_3, tD_2, tD_3) \quad (21)$$

$$INF = f(t, D_2, D_3, tD_2, tD_3) \quad (22)$$

$$lCRED = f(t, D_2, D_3, tD_2, tD_3) \quad (23)$$

Onde t representa a influência temporal no modelo.

As variáveis D_1 e tD_1 foram omitidas dos modelos devido à colinearidade exata, de modo que os resultados serão sempre comparados a elas nas alterações de intercepto e de inclinação, respectivamente. Além disso, as regressões de todas as seis variáveis apresentaram, segundo o teste de Durbin-Watson, problemas de autocorrelação, sendo necessário o uso do método de Cochrane-Orcutt para correção. Seus resultados podem ser vistos na tabela 3:

Tabela 3 - Resultados das regressões pela variável temporal e pelas dummies aditivas e multiplicativas

Variável dependente	Resultados (p-valor)				
	<i>t</i>	<i>D</i> ₂	<i>D</i> ₃	<i>tD</i> ₂	<i>tD</i> ₃
<i>IFBCF</i>	0,8302	0,1336	0,0007 (***) ¹¹	0,0314 (**)	0,2778
<i>IPIB</i>	0,0000 (***)	0,0147 (**)	0,0000 (***)	0,0052 (***)	0,0135 (**)
<i>UCI</i>	0,2120	0,4256	0,0004 (***)	0,2197	0,0652 (*)
<i>R</i>	0,0197 (**)	0,9821	0,3544	0,9481	0,3230
<i>INF</i>	0,2500	0,8044	0,5509	0,6252	0,9866
<i>ICRED</i>	0,0171 (**)	0,0504 (*)	0,4478	0,0017 (***)	0,5078

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Os resultados mostram que houve uma mudança de comportamento significativa ao compararmos o segundo período com o primeiro, tanto de intercepto, principalmente no que tange às variáveis *IPIB* e *ICRED*, quanto de inclinação, no que se refere à *IFBCF* e às variáveis já citadas. Já em relação ao terceiro período, a variação de intercepto pode ser considerada bastante significativa – com exceção às variáveis *R*, *INF* e *ICRED* –, ao contrário da de inclinação, significativa apenas para *IPIB* e *UCI*; no entanto, pelos sinais dos coeficientes, o comportamento esperado foi confirmado, e nota-se que houve sim uma inversão da tendência que antes estava sendo seguida. Ademais, pela análise gráfica, fica bastante claro que houve mudanças notáveis nas sequências das séries nos períodos abrangidos pelas *dummies*.

Logo, para o modelo final definitivo de longo prazo utilizou-se o modelo de regressão exposto na equação 24:

$$\begin{aligned} \ln FBCF = & \beta_1 + \beta_2 \ln PIB + \beta_3 UCI + \beta_4 R + \beta_5 INF + \beta_6 \ln CRED + \alpha_1 t \\ & + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_2 t + \alpha_5 D_3 t + u_t \end{aligned} \quad (24)$$

Primeiramente, deve-se diagnosticar a presença ou não de autocorrelação no modelo, através do teste de Durbin-Watson. O resultado encontra-se na tabela 4:

¹¹ Os asteriscos que acompanham os resultados do p-valor das variáveis indicam se a variável possui significância estatística a um nível de 1%, 5% ou 10% (***, ** ou *, respectivamente).

Tabela 4 - Resultados da estatística d do teste de Durbin-Watson

Estatística d	1,495645
-----------------------------------	----------

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

O valor calculado da estatística d no modelo foi de 1,495645. Os valores críticos de d_L e d_U tabelados a nível de 5% de significância, para esse modelo de 84 observações e 10 variáveis explanatórias, excluindo a constante, são, aproximadamente, 1,396 e 1,916, respectivamente. Logo, o valor da estatística de Durbin-Watson ficou situado na zona de indecisão do teste, sendo inconclusivo – não se pode concluir se há ou não autocorrelação de primeira ordem.

Agora, é preciso verificar a existência ou não de heterocedasticidade no modelo, utilizando o teste de White. O resultado encontra-se na tabela 5:

Tabela 5 - Resultados da estatística χ^2 do teste de White

Estatística χ^2	p-valor
68,73881	0,0264

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

O valor calculado do *qui-quadrado* no modelo foi de 68,73881. O valor crítico tabelado à nível de 5% de significância, para um grau de liberdade igual a 10, é 18,3070. Isso quer dizer que não se rejeita a hipótese nula de que não há heterocedasticidade, ou seja, o modelo é homocedástico, não sendo aplicável qualquer correção.

Por último, validamos a presença ou não de multicolinearidade no modelo, por meio da análise dos valores do FIV e do TOL, apresentados na metodologia. Os resultados podem ser vistos na tabela 6:

Tabela 6 - Resultados do fator de inflação da variância

Variável	FIV
<i>IPIB</i>	94,55558
<i>UCI</i>	3,163189
<i>R</i>	4,096870
<i>INF</i>	1,291518
<i>ICRED</i>	821,6415
<i>t</i>	263,3671
<i>D₂</i>	236,1088
<i>D₃</i>	83,75327
<i>tD₂</i>	378,8098
<i>tD₃</i>	212,2278

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Os resultados mostram que as variáveis explicativas IPIB, ICRED, t , D_2 , D_3 , tD_2 e tD_3 , por terem valores do FIV maiores do que 10, apresentam indícios de multicolinearidade – o que já era esperado, uma vez que a hipótese é de que tais variáveis estejam influenciando a estimativa do coeficiente da variável dependente. Para as outras variáveis os valores do FIV foram menores do que o limite, então não apresentam multicolinearidade.

Em um primeiro momento, é necessário verificar a estacionariedade das variáveis, de modo a encontrar suas respectivas ordens de integração. O método utilizado é o teste de raiz unitária, através do teste ADF. Estimou-se cada uma das séries, inicialmente, em nível, e o número de defasagens ao aplicá-lo foi definido seguindo o critério máximo de Akaike, assegurando que os resíduos não sejam correlacionados. Além dos valores t calculado e críticos de MacKinnon, levou-se em consideração também as estatísticas d de Durbin-Watson e suas probabilidades, de modo a obter resultados consistentes. Os resultados podem ser vistos na tabela 7:

Tabela 7 - Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis em nível pelo método ADF

			Com intercepto	Com tendência e intercepto	Sem tendência e intercepto
	IFBCF	Valor t ADF		-1,068737	-0,251224
Valor t crítico		1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145
IPIB	Valor t ADF		-1,263733	0,475594	4,006271
	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145
UCI	Valor t ADF		-3,738779	-3,977416	-0,504469
	Valor t crítico	1%	-3,511262	-4,072415	-2,593468
		5%	-2,896779	-3,464865	-1,944811
		10%	-2,585626	-3,158974	-1,614175
R	Valor t ADF		-2,003789	-2,261267	-1,445995
	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145
INF	Valor t ADF		-3,791719	-3,769794	-1,606814
	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145
ICRED	Valor t ADF		-0,814158	-1,182778	2,546634
	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Ao ponderar os resultados mais ajustados (em relação à com intercepto, tendência e intercepto ou sem tendência e intercepto), todas as variáveis apresentam, em nível, o valor da estatística t calculado menor que os valores críticos tabelados aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância. Logo, se aceita a hipótese nula e tem-se que todas as séries possuem raiz

unitária, ou seja, não são estacionárias em nível. Assim, realiza-se novamente o procedimento, agora aplicando o operador de primeira diferença, de modo a induzir a estacionariedade e descobrir as respectivas ordens de integração. Os resultados podem ser vistos na tabela 8:

Tabela 8 - Resultados dos testes de raiz unitária das variáveis em primeira diferença pelo método ADF

			Com intercepto	Com tendência e intercepto	Sem tendência e intercepto
	Valor t ADF		-5,087944	-5,101573	-5,062399
IFBCF	Valor t crítico	1%	-3,514426	-4,076860	-2,594189
		5%	-2,898145	-3,466966	-1,944915
		10%	-2,586351	-3,160198	-1,614114
		Valor t ADF		-16,05516	-16,20241
IPIB	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145
		Valor t ADF		-9,489362	-9,517467
UCI	Valor t crítico	1%	-3,514426	-4,076860	-2,594189
		5%	-2,898145	-3,466966	-1,944915
		10%	-2,586351	-3,160198	-1,614114
		Valor t ADF		-10,24231	-10,27609
R	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145
		Valor t ADF		-12,26739	-12,18066
INF	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145
		Valor t ADF		-3,049953	-2,933211
ICRED	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944852
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Agora se observa que, diante dos resultados melhor ajustados, todas as variáveis apresentam o valor da estatística t calculado maior que os valores críticos tabelados aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância. Logo, rejeita-se a hipótese nula e todas as séries já não possuem mais raiz unitária, ou seja, tornaram-se estacionárias após suas primeiras diferenças e, portanto, são integradas de ordem um ou $I(1)$.

Uma vez que todas as variáveis são estacionárias de mesma ordem, se os resíduos produzidos por uma regressão entre elas forem estacionários em nível, pode-se afirmar que tais variáveis são cointegradas e apresentam uma relação estável no longo prazo. Para tal, será utilizado o teste de Engle-Granger. Com o intuito de obter uma análise mais robusta, nesse primeiro momento o teste será realizado de modo individual, par a par, regredindo cada variável explicativa contra a variável dependente, como nas funções abaixo, e obtendo seus respectivos resíduos:

$$lFBCF = f(lPIB) \quad (25)$$

$$lFBCF = f(UCI) \quad (26)$$

$$lFBCF = f(R) \quad (27)$$

$$lFBCF = f(INF) \quad (28)$$

$$lFBCF = f(lCRED) \quad (29)$$

Os resultados podem ser encontrados na tabela 9:

Tabela 9 - Resultados dos testes de raiz unitária dos resíduos em nível pelo método ADF

			Com intercepto	Com tendência e intercepto	Sem tendência e intercepto
u_IPIB	Valor t ADF		-8,140791	-8,178428	-8,132119
	Valor t crítico	1%	-3,512290	-4,073859	-2,593468
		5%	-2,897223	-3,465548	-1,944811
		10%	-2,585861	-3,159372	-1,614175
u_UCI	Valor t ADF		-10,66574	-10,62767	-10,35095
	Valor t crítico	1%	-3,512290	-4,073859	-2,593468
		5%	-2,897223	-3,465548	-1,944811
		10%	-2,585861	-3,159372	-1,614175
u_R	Valor t ADF		-5,305623	-10,53879	-5,194917
	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,073859	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,465548	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159372	-1,614145
u_INF	Valor t ADF		-5,205192	-5,168043	-5,068748
	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145
u_ICRED	Valor t ADF		-4,519525	-4,518370	-4,556272
	Valor t crítico	1%	-3,513344	-4,075340	-2,593824
		5%	-2,897678	-3,466248	-1,944862
		10%	-2,586103	-3,159780	-1,614145

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Fica evidente que o valor da estatística t calculado é maior que os valores críticos tabelados aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância. Logo, rejeita-se a hipótese nula e todos os resíduos não possuem raiz unitária já em nível, ou seja, são estacionários e, portanto, integrados de ordem zero ou $I(0)$.

Desse modo, temos séries integradas de ordem um, ou seja, estacionárias em primeira diferença e todas de mesma ordem, e resíduos integrados de ordem zero, ou seja, estacionários em nível. Portanto, pode-se inferir que as séries IFBCF, IPIB, UCI, R, INF e ICRED são cointegradas e apresentam uma relação estável e constante de equilíbrio no longo

prazo. Foi possível testar e afirmar que os resíduos da regressão conjunta ($IFBCF = f(PIB, UCI, R, INF, ICRED)$) também são estacionários em nível, apresentando o mesmo comportamento de cointegração observado isoladamente.

No entanto, mesmo que as séries apresentem um equilíbrio no longo prazo, é possível que haja eventuais desequilíbrios no curto prazo. Através do MCE corrigem-se tais desequilíbrios, como visto na equação 25:

$$\Delta IFBCF = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta PIB + \alpha_2 \Delta UCI + \alpha_3 \Delta R + \alpha_4 \Delta INF + \alpha_5 \Delta ICRED + \alpha_6 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Onde α_6 representa qual a proporção do desequilíbrio de curto prazo em um período é corrigido no período seguinte. Assim, tal equação fornece a velocidade de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, e seus estimadores representam a relação de curto prazo entre as variáveis.

Ao regredir o modelo, de modo a obter os resíduos μ_{t-1} , detectou-se a presença de autocorrelação, que foi corrigida por Cochrane-Orcutt. Os resultados são apresentados na tabela 10 abaixo:

Tabela 10 - Resultados do MCE

Variáveis	Coefficientes	p-valor
<i>constante</i>	-0,012473	0,0854 (*)
ΔPIB	1,269007	0,0000 (***)
ΔUCI	0,215281	0,2402
ΔR	-0,979734	0,1067
ΔINF	-0,135965	0,7073
$\Delta ICRED$	0,287706	0,1305
μ_{t-1}	-0,125975	0,3303
Estatística F = 21,7483		
R ² ajustado = 0,602886		

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Os resultados mostram que, no curto prazo, a única variável considerada significativa é a PIB. No entanto, os coeficientes de todas as variáveis mostram que seus comportamentos seguem o fluxo esperado *a priori*. Assim, há evidências de que, no curto prazo, uma variação de 1% no produto interno bruto provoca uma mudança de cerca de 1,27% na formação bruta de capital fixo. Já em relação às outras variáveis, variações de 1% na utilização da capacidade

instalada, na taxa de juros, na inflação e nas operações de crédito podem representar uma variação em torno de, respectivamente, 0,21%, -0,98%, -0,14% e 0,29% na FBCF. O coeficiente que acompanha o erro defasado não é considerado significativo.

Agora que as premissas básicas de um modelo clássico de regressão linear já foram verificadas, pode-se analisar a regressão de longo prazo. Em um primeiro momento, para uma análise inicial, considera-se importante apresentar os coeficientes obtidos a partir das regressões simples das equações 25, 26, 27, 28 e 29, já realizadas anteriormente. Como todas as estimações apresentaram problemas de autocorrelação, fez-se o uso do método de Cochrane-Orcutt para correção. Além disso, todos os comportamentos esperados *a priori* puderam ser confirmados a partir dessa análise inicial. Seus resultados podem ser vistos nas tabelas 11, 12, 13, 14 e 15:

Tabela 11 - Resultados da regressão simples IFBCF = f(IPIB)

Variáveis	Coefficientes	p-valor
<i>constante</i>	-8,633671	0,0010 (***)
<i>IPIB</i>	1,267197	0,0000 (***)
$R^2 = 0,980769$		

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Ao regredir, par a par, a variável IPIB contra a variável IFBCF, o coeficiente se mostrou significativo a um nível de 1% e pode-se considerar que, aproximadamente, 98,08% das variações na variável dependente podem ser justificadas pela variável explicativa. Logo, um aumento de 1% no produto interno bruto gera um aumento em torno de 1,27% na FBCF.

Tabela 12 - Resultados da regressão simples IFBCF = f(UCI)

Variáveis	Coefficientes	p-valor
<i>constante</i>	23,77433	0,0000 (***)
<i>UCI</i>	0,915463	0,0005 (***)
$R^2 = 0,959246$		

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Em relação à variável UCI, o coeficiente se mostrou significativo a um nível de 1% e pode-se considerar que, aproximadamente, 95,92% das variações na variável dependente podem ser justificadas pela variável explicativa. Um aumento de 1% na utilização da capacidade instalada resulta em um aumento de cerca de 0,91% na FBCF.

Tabela 13 - Resultados da regressão simples IFBCF = f(R)

Variáveis	Coefficientes	p-valor
<i>constante</i>	24,58542	0,0000 (***)
<i>R</i>	-1,708989	0,1955
$R^2 = 0,953147$		

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

A variável R não se mostrou significativa a níveis de 1%, 5% ou 10%. Entretanto, o sinal do coeficiente, que indica uma relação negativa entre taxa de juros e FBCF, já era esperado a partir do levantamento teórico e das hipóteses apresentadas.

Tabela 14 - Resultados da regressão simples IFBCF = f(INF)

Variáveis	Coefficientes	p-valor
<i>constante</i>	24,52029	0,0000 (***)
<i>INF</i>	-0,977477	0,0844 (*)
$R^2 = 0,953302$		

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Para a variável INF, o coeficiente se mostrou significativo a um nível de 10% e pode-se considerar que, aproximadamente, 95,33% das variações na variável dependente podem ser justificadas pela variável explicativa. Um aumento de 1% no IPCA ocasiona uma diminuição de cerca de 0,98% na FBCF.

Tabela 15 - Resultados da regressão simples IFBCF = f(ICRED)

Variáveis	Coefficientes	p-valor
<i>constante</i>	18,37176	0,0000 (***)
<i>ICRED</i>	0,2173	0,0001 (***)
$R^2 = 0,954834$		

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Já para a variável ICRED, o coeficiente se mostrou significativo a um nível de 1% e pode-se considerar que, aproximadamente, 95,48% das variações na variável dependente podem ser justificadas pela variável explicativa. Logo, um aumento de 1% nas Operações de Crédito gera um aumento em torno de 0,22% na FBCF.

Os resultados da estimação do modelo final por MQO estão expostos na tabela 16:

Tabela 16 - Resultados da regressão múltipla do modelo final

Variáveis	Coefficientes	p-valor
<i>constante</i>	-24,34781	0,0000 (***)
<i>IPIB</i>	1,279481	0,0000 (***)
<i>UCI</i>	0,482500	0,0157 (**)
<i>R</i>	-0,672543	0,1326
<i>INF</i>	-0,799318	0,0279 (**)
<i>ICRED</i>	0,561891	0,0000 (***)
<i>t</i>	-0,019656	0,0000 (***)
<i>D₂</i>	0,273998	0,0169 (**)
<i>D₃</i>	0,004733	0,9386
<i>tD₂</i>	-0,008894	0,0072 (***)
<i>tD₃</i>	-0,002346	0,0950 (*)
Estatística F = 551,6764		
R ² ajustado = 0,985151		

Fonte: Elaborado pela autora com uso do *software* EViews.

Os resultados da estimação seguem os comportamentos encontrados anteriormente nas regressões simples, que já eram esperados inicialmente a partir do levantamento teórico, e todos os seus respectivos sinais puderam ser confirmados. As estatísticas do teste *t* e o p-valor mostram que, individualmente, a constante e os coeficientes *IPIB*, *ICRED*, *t* e *tD₂* são significativos a um nível de 1%, *UCI*, *INF* e *D₂* a um nível de 5% e *tD₃* a um nível de 10% – *R* e *D₃* não se mostraram, de forma isolada, significativos. No entanto, a estatística *F* apresentou valor de 551,6764, ou seja, mesmo que algumas variáveis não tenham se mostrado significativas individualmente, de maneira conjunta tais coeficientes podem ser considerados significativos a um nível de 5%. Além disso, o R² ajustado apresentou valor de 0,985151, que nos diz que em torno de 98,51% da formação bruta de capital fixo pode ser justificada pelas variáveis explicativas.

Por fim, a equação 26 caracteriza o modelo final da regressão, representando o comportamento de longo prazo:

$$\begin{aligned}
 lFBCF = & -24,34781 + 1,279481IPIB + 0,4825UCI - 0,672543R - \\
 & 0,799318INF + 0,561891ICRED - 0,019656t + 0,273998D_2 + \\
 & 0,004733D_3 - 0,008894tD_2 - 0,002346tD_3 + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{31}$$

Mantendo todas as demais variáveis constantes, haveria uma queda nos níveis de formação bruta de capital fixo no Brasil. Logo, a FBCF pode ser considerada uma variável altamente relacionada e influenciada por fatores internos e externos.

Pode-se afirmar que um aumento de 1% no produto interno bruto, utilizado como *proxy* para a produção total, gera um aumento de cerca de 1,28% na FBCF. Resultado semelhante também foi encontrado por Rocha e Teixeira (1996), Melo e Rodrigues Júnior (1998), Ferreira (2005), Luporini e Alves (2007), Sonaglio, Braga e Campos (2010), Fachinelli (2014) e Gonzales, Sbardellati e Santos (2014).

Verificou-se que o coeficiente da utilização da capacidade instalada, que figura como forma de medir os níveis de aquecimento da indústria brasileira, indica um impacto positivo na FBCF: um aumento de 1% na UCI resulta em um aumento em torno de 0,48% na FBCF. Jacinto e Ribeiro (1998), Ferreira (2005), Luporini e Alves (2007) e Fachinelli (2014) apresentaram estudos com o mesmo impacto.

A taxa de juros real, utilizada de modo a captar o custo de uso do capital, não apresentou significância estatística. Entretanto, a relação negativa identificada entre R e FBCF segue o mesmo comportamento encontrado nos resultados da regressão simples realizada anteriormente e dos estudos empíricos realizados por Rocha e Teixeira (1996), Melo e Rodrigues Júnior (1998), Ferreira (2005), Sonaglio, Braga e Campos (2010), Fachinelli (2014) e Gonzales, Sbardellati e Santos (2014).

Com o índice de inflação, que serve como *proxy* para a instabilidade econômica, a relação também é negativa, e cada aumento de 1% no IPCA tem efeito de queda de cerca de 0,8% na FBCF. Chegaram ao mesmo resultado Jacinto e Ribeiro (1998), Melo e Rodrigues Júnior (1998) e Ferreira (2005).

Em relação às operações de crédito, que mensuram a disponibilidade de crédito no mercado financeiro, constatou-se que um aumento de 1% no CRED leva a um aumento em torno de 0,56% na FBCF. Foi confirmado por Jacinto e Ribeiro (1998) e Luporini e Alves (2007).

Os resultados também evidenciaram impactos significativos em relação à tendência temporal, à variável *dummy* aditiva D_2 e às variáveis *dummies* multiplicativas tD_2 e tD_3 . Isso confirma a existência de uma quebra estrutural em meados de 2003, quebra essa que ocasionou uma variação de intercepto e inclinação (D_2 e tD_2 , respectivamente) em relação ao período base inicial de 1996 a 2003. Além disso, confirmou-se também a suposição de alteração estrutural por volta de 2009, alteração essa ocorrida somente em relação à inclinação (tD_3) quando comparada ao período base inicial de 1996 a 2003.

6 CONCLUSÃO

Este estudo teve como objetivo realizar uma análise empírica dos determinantes da Formação Bruta de Capital Fixo no Brasil no período entre o primeiro trimestre de 1996 ao quarto trimestre de 2016. Os resultados permitem avaliar possíveis relações de curto e longo prazo para que, assim, seja possível elaborar um cenário que auxilie na tomada de decisões.

Inicialmente, no primeiro capítulo, apresentou-se o projeto a partir de uma contextualização concisa, com a problemática e sua justificativa, além dos objetivos geral e específicos.

No segundo capítulo desenvolveram-se, de modo comparativo, conjunturas dos níveis de investimento no que diz respeito aos cenários mundial e brasileiro. Confrontaram-se, principalmente, países desenvolvidos e países emergentes e o Brasil e seus semelhantes, sendo possível observar que os que apresentam taxas de crescimento econômico mais robustas também investem de maneira mais intensa em bens de capital. Em relação ao âmbito interno, fez-se um breve balanço da evolução do setor de bens de capital no Brasil, englobando os fatores que levaram às variações ocorridas desde 1950.

Com o intuito de estruturar e estabelecer o modelo empírico para os determinantes da formação bruta de capital fixo, no terceiro capítulo foram apresentadas as linhas de pensamento teórico, os modelos e as teorias de investimento de maior relevância acerca da função investimento, além de uma compilação dos estudos empíricos já existentes sobre o tema para a economia brasileira.

Tendo como base essa revisão de literatura, no quarto capítulo definiu-se que o modelo para análise do presente estudo teria a formação bruta de capital fixo (FBCF) como variável dependente e, como variáveis explicativas, produto interno bruto (PIB), utilização da capacidade instalada (UCI), taxa de juros (R), inflação (INF) e operações de crédito (CRED). Fez-se um levantamento dos seus respectivos dados e fontes, especificaram-se os métodos econométricos para estimação do modelo e identificaram-se as hipóteses *a priori*. Uma vez que tais séries são compostas por observações ordenadas no tempo, optou-se pela metodologia econométrica de séries temporais para a estimação.

Ademais, considerou-se fundamental avaliar a relevância das quebras estruturais observadas no 4° trimestre de 2003 e no 2° trimestre de 2009 com o auxílio de variáveis *dummies*. O último passo consistiu em regredir o modelo por mínimos quadrados ordinários, sempre garantindo as hipóteses necessárias para a especificação correta. No quinto capítulo foram expostos e analisados os resultados obtidos econometricamente.

Os resultados mostraram que não se pode concluir se há ou não autocorrelação no modelo, que não há heteroscedasticidade e que algumas variáveis explicativas apresentam multicolinearidade, o que já era esperado, uma vez que a hipótese é de que tais variáveis estejam influenciando a estimativa do coeficiente da variável dependente.

Averiguou-se também, através dos testes de Dickey-Fuller Aumentado e de Engle-Granger, que todas as séries são integradas de ordem um, ou seja, estacionárias em primeira diferença e de mesma ordem, e resíduos integrados de ordem zero, ou seja, estacionários em nível. Portanto, inferiu-se que as séries são cointegradas e apresentam uma relação estável e constante de equilíbrio no longo prazo. Em relação ao curto prazo, a única variável considerada significativa é o Produto Interno Bruto – alterações no PIB são capazes de impactar prontamente a FBCF –, sendo que sua variação em 1% resulta numa mudança de cerca de 1,27% na Formação Bruta de Capital Fixo. O mecanismo de correção de erros não se mostrou significativo.

Por fim, os resultados da estimação do modelo final de longo prazo seguiram o comportamento esperado inicialmente a partir do levantamento teórico, e todos os seus respectivos sinais puderam ser confirmados. Individualmente, a constante e todos coeficientes – com exceção da taxa de juros e de uma das *dummies* de intercepto – são significativos. No entanto, mesmo que algumas variáveis não tenham se mostrado significativas individualmente, de maneira conjunta tais coeficientes podem ser considerados significativos. Além disso, em torno de 98,51% das variações da Formação Bruta de Capital Fixo podem ser justificadas pelas variáveis explicativas.

Então, um aumento de 1% no Produto Interno Bruto gera um aumento de cerca de 1,28% na FBCF; um aumento de 1% na Utilização da Capacidade Instalada resulta em um aumento em torno de 0,48% na FBCF; cada aumento de 1% na inflação tem efeito de queda de cerca de 0,8% na FBCF; um aumento de 1% nas Operações de Crédito leva a um aumento em torno de 0,56% na FBCF; a taxa de juros real não apresentou significância estatística, porém apresenta uma relação negativa com a FBCF. Também se confirmaram as quebras estruturais em meados de 2003, ocasionando uma variação de intercepto e inclinação, e por volta de 2009, quando a alteração se deu somente em relação à inclinação.

Nesse sentido, a partir do modelo proposto e dos resultados encontrados, torna-se possível explicar o baixo desempenho e crescimento da economia brasileira nos últimos anos. O país vem enfrentando longos períodos de recessão, instabilidade e incerteza, em parte pelos baixos níveis de investimento que vêm sendo observados. Como dito anteriormente, a formação bruta de capital fixo é reconhecida como um dos determinantes mais importantes do

crescimento econômico sustentado de uma nação. No atual cenário, onde fatores que impactam positivamente a FBCF atravessam um histórico de quedas – como PIB, UCI e CRED –, e fatores que apresentam uma relação negativa estão em alta – R e INF, por exemplo – o presente estudo mostra que o investimento acaba por ser afetado desfavoravelmente. Sucodem-se, portanto, danos na capacidade produtiva, na expansão do nível de atividade, na acumulação de capital, na produtividade do fator trabalho, entre outros, formando um ciclo vicioso.

Com o leve aumento que vem sendo observado no produto interno bruto, a formação bruta de capital fixa já respondeu positivamente, afinal, segundo o modelo apresentado, a influência do PIB sobre a FBCF no curto prazo é significativa e suas variações se dão rapidamente. A utilização da capacidade instalada, a taxa de juros, a inflação e as operações de crédito também vêm apresentando valores mais satisfatórios – no entanto, seus efeitos só poderão ser constatados no longo prazo, e os níveis de investimento, nessa perspectiva, demorarão em reagir a essa conjuntura.

Para trabalhos e análises futuras, sugere-se a inclusão de mais variáveis explicativas e binárias, de modo a obter um modelo ainda mais robusto, capaz de captar com maior sensibilidade os impactos e oscilações dos determinantes no investimento em capital fixo brasileiro. Outra ideia seria segmentar a Formação Bruta de Capital Fixo em seus diferentes setores para a análise, com o intuito de observar os efeitos em cada uma das vertentes da variável, obtendo resultados mais específicos.

REFERÊNCIAS

- ALEM, Ana Claudia; PESSOA, Ronaldo Martins. O setor de bens de capital e o desenvolvimento econômico: quais são os desafios?. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 22, p.71-88, set. 2005.
- BCB. Banco Central do Brasil. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em: 05 jun. 2017.
- CABALLERO, Ricardo J. Aggregate investment. In: TAYLOR, John; WOODFORD, Michael. **Handbook of Macroeconomics**. Holanda do Norte: Elsevier, 1999. p. 813-862.
- CHIRINKO, Robert S. Business fixed investment spending: modeling strategies, empirical results, and policy implications. **Journal of Economic Literature**, v. 31, n. 4, p.1875-1911, dez. 1993.
- CLARK, J. Maurice. Business acceleration and the law of demand: a technical factor in economic cycles. **Journal Of Political Economy**, Chicago, v. 25, n. 3, p.217-235, mar. 1917.
- CNI. Confederação Nacional da Indústria. **Indicadores CNI**. Disponível em: <<http://www.portaldaindustria.com.br/cni/estatisticas/>>. Acesso em: 05 jun. 2017.
- FACHINELLI, Angel dos Santos. Cointegração e correção de erro para a formação bruta de capital fixo no Brasil pós-Plano Real. **Revista Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 10, n.1, p.31-44, jan/mar. 2014.
- FERREIRA, João Marcelo Grossi. **Evolução dos investimentos no Brasil: uma análise econométrica: por que não houve recuperação das taxas de investimento no país após a estabilização da inflação em 1994?**. 2005. 76 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2005.
- FROYEN, Richard T.. **Macroeconomia**. São Paulo: Saraiva, 1999.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **50 anos em 5: o Plano de Metas**. Disponível em: <<http://cpdoc.fgv.br/producao/dossies/JK/artigos/Economia/PlanodeMetas>>. Acesso em: 06 mar. 2018.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Plano Nacional de Desenvolvimento (PND)**. Disponível em: <<http://www.fgv.br/cpdoc/acervo/dicionarios/verbete-tematico/plano-nacional-de-desenvolvimento-pnd>>. Acesso em: 06 mar. 2018.
- GONZALES, Erica Oliveira; SBARDELLATI, Eliane Cristina Araújo; SANTOS, Allan Silveira dos. **Uma investigação empírica sobre os determinantes do investimento no Brasil (1995-2013)**. Trabalho apresentado no 42º Encontro Nacional de Economia, Natal, 2014.
- GUJARATI, Damodar; PORTER, Dawn. **Econometria Básica**. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema de Contas Nacionais Trimestrais**. Disponível em: < <https://sidra.ibge.gov.br>>. Acesso: em 05 jun. 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Formação Bruta de Capital Fixo*. Sistema de Contas Nacionais – Brasil Referência 2000. Rio de Janeiro, 2008. (Nota metodológica nº 19).

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Ipeadata**. Disponível em: < <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 05 jun. 2017.

IPEA. O que é? Subprime. **Revista Desafios do Desenvolvimento**, Brasília, v. 45, 05 jul. 2008. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/desafios/index.php?option=com_content&view=article&id=2156:catid=28&Itemid=23>. Acesso em: 02 mar. 2018.

JACINTO, Paulo de Andrade; RIBEIRO, Eduardo P. Co-integração, efeitos *crowding-in* e *crowding-out* entre investimento público e privado no Brasil: 1973-1989. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 6, n. 11, p.145-158, nov. 1998.

JORGENSON, Dale W. Capital theory and investment behavior. **The American Economic Review**, v. 53, n. 2, p.247-259, mai. 1963.

KEYNES, John Maynard. **Teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. São Paulo: Abril Cultural, 1985.

LÉLIS, Marcos Tadeu Caputi; BREDOW, Sabrina Monique Schenato; CUNHA, André Moreira. Determinantes macroeconômicos dos investimentos no Brasil: um estudo para o período 1996-2012. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 2, p.203-234, mai./ago. 2015.

LUPORINI, Viviane; ALVES, Joana. Investimento privado: uma análise empírica para o Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3, p.449-475, dez. 2010.

MELO, Giovani Monteiro; RODRIGUES JÚNIOR, Waldery. **Determinantes do investimento privado no Brasil: 1970-1995**. Brasília: IPEA, 1998. (Texto para discussão, 605)

MIGUEZ, Thiago de Holanda Lima. **Evolução da formação bruta de capital fixo na economia brasileira 2000-2013: uma análise multissetorial a partir das matrizes de absorção de investimento (MAIs)**. 2016. 155 f. Tese (Doutorado) - Curso de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

MINISTÉRIO DAS RELAÇÕES EXTERIORES. **BRICS – Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul**. Disponível em: <<http://www.itamaraty.gov.br/pt-BR/politica-externa/mecanismos-inter-regionais/3672-brics>>. Acesso em: 05 mar. 2018.

RESENDE, Marco Flávio C.; ANDERSON, Patrícia. **Mudanças estruturais na indústria brasileira de bens de capital**. Brasília: IPEA, 1999. (Texto para discussão, 658).

ROCHA, Carlos Henrique; TEIXEIRA, Joaúdio Rodolpho. Complementaridade *versus* substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 50, n. 3, p.378-384, jul./set. 1996.

SERVEN, Luis; SOLIMANO, Andrés. Private investment and macroeconomic adjustment: a survey. **The World Bank Research Observer**, v. 7, n. 1, p.95-114, jan. 1992.

SONAGLIO, Cláudia Maria; BRAGA, Marcelo José; CAMPOS, Antonio Carvalho. Investimento público e privado no Brasil: evidências dos efeitos *crowding-in* e *crowding-out* no período 1995-2006. **Revista Economia**, Brasília, v. 11, n. 2, p.383-401, mai./ago. 2010.

TEIXEIRA, Gibran et al. **Determinantes da formação bruta de capital fixo no Brasil: 1996-2011**. Trabalho apresentado no 18º Encontro de Economia Catarinense, Rio do Sul, 2014.

TOBIN, James. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 1, n. 1, p.15-29, fev. 1969.

UNITED NATIONS et al. **System of National Accounts 1993**. New York: United Nations Statistical Commission, 1993.

WORLD BANK. **World Bank Open Data**. Disponível em: <<http://data.worldbank.org>>. Acesso em: 05 jun. 2017.