

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA

Centro de Ciências Sociais Aplicadas

Departamento de Economia

Programa de Pós-Graduação em Economia

José Sérgio Casé de Oliveira

Ensaio em Macroeconometria

João Pessoa, Paraíba

2017

José Sérgio Casé de Oliveira

Ensaaios em Macroeconometria

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

Coorientador: Prof. Dr. José Luis da Silva Netto Junior

João Pessoa, Paraíba

2017

O48e Oliveira, José Sérgio Casé de.
Ensaio em Macroeconometria / José Sérgio Casé de
Oliveira. - João Pessoa, 2017.
94 f. : il. -

Orientador: Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón.
Coorientador: José Luis da Silva Netto Junior.
Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA

1. Política monetária. 2. Biocombustíveis. 3. Preços de
ativos. 4. Estimativa bayesiana. 5. Regressão quantílica. I.
Título.

UFPB/BC

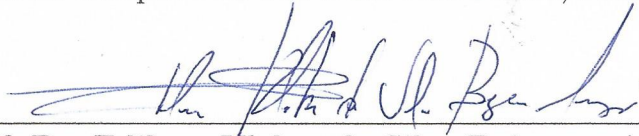
CDU: 338.23:336.74(043)

José Sérgio Casé de Oliveira

Ensaaios em Macroeconometria

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor em Economia. Submetida e APROVADA pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Defesa realizada no Campus I da UFPB em João Pessoa, Paraíba, no dia 24 de fevereiro de 2017.



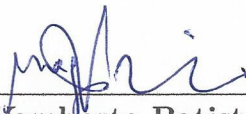
Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón- UFPB
Orientador



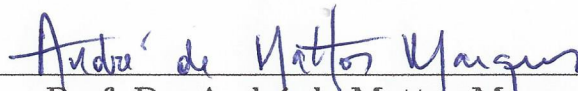
Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal - UFRGS
Membro externo



Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva - UFRN
Membro externo



Prof. Dr. Magno Vamberto Batista da Silva - UFPB
Membro interno



Prof. Dr. André de Mattos Marques - UFPB
Membro interno

João Pessoa, Paraíba

2017

A meus pais, Clemirso e Helena.

Agradecimentos

Aos meus pais, Clemirso e Helena, por todo apoio e incentivo durante todos esses anos;

Ao meu orientador, Edilean Aragón, pela paciência, dedicação, conselhos, amizade e atenção em me atender sempre que necessitei;

Aos demais professores do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPB, em especial aos professores Ignácio Tavares, Hilton Martins, Maria da Conceição Sampaio e Luiz Renato Lima, por todo inestimável conhecimento que passaram no decorrer do curso;

Aos funcionários do PPGE, em especial a Risomar pela amizade, atenção, competência e presteza em ajudar;

Aos amigos, e em especial a minha grande amiga e namorada Maria Glaubervânia, pelo apoio e por compreenderem minha ausência em alguns momentos dessa caminhada;

Aos colegas de curso, pelas brincadeiras, risadas e troca de ideias. Em especial, a Bruno Moura e Celina Oliveira, pelas incontáveis horas de estudo conjunto, pelas conversas intermináveis e por todo incentivo;

Aos participantes da banca examinadora, pelas correções e sugestões;

A CAPES, pelo apoio financeiro.

Resumo

Esta tese desenvolve três ensaios em macroeconometria. O primeiro ensaio busca investigar se o Banco Central do Brasil leva em consideração o mercado acionário ao determinar a taxa de juros Selic. Baseado em [Nisticò \(2012\)](#) e [Funke, Paetz e Pytlarczyk \(2011\)](#), é proposto um Modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) para uma pequena economia aberta com mercado de ativos e são usados métodos bayesianos para estimação dos parâmetros desse modelo. Os resultados apontam que a autoridade monetária brasileira responde a inflação e hiato do produto, mas não reage aos preços das ações. Isso está de acordo com a visão teórica de que o banco central deve reagir apenas indiretamente aos preços dos ativos, na medida em que esses preços impliquem em variações nas expectativas inflacionárias e inflação corrente. É observado ainda que choques nos preços dos ativos tem pouca influência sobre as variáveis macroeconômicas. O segundo ensaio investiga os determinantes da independência de um conjunto de 89 bancos centrais. Como o índice de independência do banco central é definido no intervalo $[0, 1]$, são utilizados diferentes modelos paramétricos e semi-paramétricos que consideram a natureza limitada dessa variável. Mais especificamente, é proposto modelar o índice de independência através de regressão quantílica com funções de ligação baseadas nas distribuições Cauchy e Logística. Além disso, o índice de independência é modelado através de regressão beta inflacionada em um, proposta por [Ospina e Ferrari \(2012\)](#). Os resultados indicam que a participação na União Europeia e a variabilidade da taxa de desemprego afetam positivamente a independência dos bancos centrais. É observado também que o índice de independência está diretamente associado às características políticas de federalismo e democratização. No terceiro ensaio são estimados os parâmetros da Curva de Phillips Novo Keynesiana (CPNK) híbrida com o objetivo de avaliar os determinantes da inflação brasileira. Para isso, foram utilizadas técnicas derivadas de [Anderson e Rubin \(1949\)](#) adaptadas ao método de Mínima Distância (MD) por [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#) e que não exigem qualquer hipótese sobre a identificação. São estimados conjuntos de confiança dos parâmetros estruturais da CPNK híbrida utilizando a especificação paramétrica trabalhada por [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#). Além disso, é feita uma análise de robustez dos resultados obtidos utilizando diferentes *proxies* para custo marginal real. Os resultados são compatíveis com a literatura, indicando alto grau de rigidez de preços e considerável grau de indexação dos preços na economia brasileira, o que leva à rejeição da hipótese de que a CPNK é puramente *forward-looking*.

Palavras-chave: Política monetária; Modelo DSGE; Preços de ativos; Estimação bayesiana; Independência do banco central; Política monetária; Regressão quantílica; Modelo de regressão beta inflacionada em um; Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida; Métodos robustos à identificação; Conjuntos de Confiança; Instrumentos Fracos.

Abstract

This thesis develops three essays in macroeconometrics. In the first essay, we investigated whether the Central Bank of Brazil takes into account the stock market to determine the Selic interest rate. Based on [Nisticò \(2012\)](#) and [Funke, Paetz e Pytlarczyk \(2011\)](#), we proposed a Dynamic Stochastic General Equilibrium model (DSGE) for a small open economy with asset market, and we used Bayesian methods to estimate the parameters of this model. The results indicated that the Brazilian monetary authority responds to inflation and to output gap, but it does not react to stock prices. These results are in accordance to the theoretical view, which says the central bank should react only indirectly to asset prices, but only when those prices imply changes in inflationary expectations and current inflation. We also observed that shocks in asset prices has little influence on macroeconomic variables. In the second essay, we investigated the determinants of the central bank independence for a set of 89 countries. As the index of the central bank independence belongs to an interval of $[0, 1]$, we used parametric and semiparametric models, which consider the limited nature of this variable. More specifically, we propose to model the central bank independence index by quantile regression using link functions based on Cauchy and Logistic distributions. Furthermore, we modeled the central bank independence index using one-inflated beta regression proposed by [Ospina e Ferrari \(2012\)](#). The results show that the participation on the European Union, and the variability of the unemployment rate, positively affects the central bank independence. Moreover, political variables, such as the federalism and the democratization, can affect directly the central bank independence. In the third essay, the parameters of hybrid New Keynesian Phillips Curve (NKPC) are estimated with the objective of evaluating the determinants of Brazilian inflation. For this, we use techniques derived from [Anderson e Rubin \(1949\)](#), adapted to the Minimum Distance (MD) method by [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#) and it doesn't require any hypothesis about the identification. Confidence sets of the hybrid CPNK structural parameters are estimated using the parametric specification worked by [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#). In addition, a robustness analysis of the results obtained using different proxies for actual marginal cost is made. The results are compatible with the literature, indicating a high degree of price rigidity and a considerable degree of indexation of prices in the Brazilian economy, indicating the rejection of the hypothesis that the NKPC is purely forward-looking.

Keywords: Monetary policy; DSGE model; Asset prices; Bayesian estimation; Central bank independence; Monetary policy; Quantile regression; One inflated beta regression model; Hybrid New Keynesian Phillips curve; Identification-robust methods; Confidence sets; Weak instruments.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Choque da taxa de juros	35
Figura 2 – Choque do hiato dos preços dos ativos	36
Figura 3 – Choque de tecnologia	37
Figura 4 – Choque de demanda externa	38
Figura 5 – Choque de inflação doméstica	39
Figura 6 – Influência do mercado acionário no produto para diferentes níveis de C/Y	41
Figura 7 – Boxplots das transformações da variável IBC utilizando as funções de ligação (3.3), (3.4) e (3.5), respectivamente.	52
Figura 8 – Conjuntos de confiança MD-AR e MD-KJ para os parâmetros θ e ϱ	77
Figura 9 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ϱ utilizando a <i>proxy</i> $x_{PIB,HP}$	79
Figura 10 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ϱ utilizando a <i>proxy</i> $x_{PIB,lin}$	79
Figura 11 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ϱ utilizando a <i>proxy</i> $x_{PI,HP}$	80
Figura 12 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ϱ utilizando a <i>proxy</i> $x_{PI,lin}$	80
Figura 13 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ϱ utilizando a <i>proxy</i> $x_{PSP,HP}$	81
Figura 14 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ϱ utilizando a <i>proxy</i> $x_{PSP,lin}$	81

Lista de tabelas

Tabela 1 – Parâmetros calibrados.	32
Tabela 2 – Distribuições <i>a priori</i> e <i>a posteriori</i>	32
Tabela 3 – Decomposição da variância (em %).	34
Tabela 4 – Análise de robustez considerando as Regras 1 e 1*.	40
Tabela 5 – Estatísticas descritivas da variável IBC e suas transformações utilizando as funções de ligação (3.3), (3.4) e (3.5).	52
Tabela 6 – Estimativa da regressão quantílica para o índice de IBC no quantil 0.5.	60
Tabela 7 – Estimativas da regressão quantílica para o índice de IBC nos quantil 0.25 e 0.75.	61
Tabela 8 – Estimativas utilizando o valor médio das variáveis econômicas.	62
Tabela 9 – Estimativas utilizando o desvio padrão das variáveis econômicas.	62
Tabela 10 – Países utilizados para modelagem do índice de IBC	90
Tabela 11 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas	91

Sumário

1	Introdução	12
2	O Banco Central do Brasil reage aos preços dos ativos? Uma abordagem utilizando um modelo DSGE	14
2.1	Introdução	14
2.2	Uma breve visão da economia brasileira	16
2.3	O modelo	18
2.3.1	Famílias	19
2.3.1.1	Otimização individual	19
2.3.1.2	Algumas definições úteis	22
2.3.1.3	Partilha do Risco Internacional e a Paridade Descoberta de Juros	23
2.3.1.4	Agregando os grupos	24
2.3.2	Firmas	25
2.3.2.1	Tecnologia	25
2.3.2.2	A determinação dos preços	26
2.3.3	Equilíbrio	27
2.3.3.1	O lado da demanda	27
2.3.3.2	O lado da oferta	29
2.3.4	Economia sem fricção	29
2.3.5	Política monetária	30
2.3.6	A representação canônica	30
2.4	Estimação e ajuste do modelo	31
2.4.1	Calibração	31
2.4.2	Distribuições <i>a priori</i> e estimação via <i>posteriori</i>	32
2.4.3	Decomposição da variância	34
2.4.4	Funções de impulso resposta	34
2.5	Análise de robustez	38
2.6	Discussão	40
2.7	Considerações finais	42
3	Determinantes da Independência dos Bancos Centrais: um estudo empírico com modelos de regressão quantílica e beta inflacionado	43
3.1	Introdução	43
3.2	Revisão da Literatura	45
3.3	Metodologia	48
3.3.1	Abordagem semi-paramétrica	48
3.3.1.1	Regressão Quantílica	48

3.3.1.2	Regressão Quantílica para dados no $[0, 1]$	49
3.3.2	Abordagem paramétrica	53
3.3.2.1	Distribuições Beta Inflacionada	53
3.3.2.2	Modelo de regressão Beta Inflacionado em um	54
3.3.3	Dados	55
3.4	Análise empírica	57
3.4.1	Resultados da estimação semi-paramétrica	58
3.4.2	Resultados da estimação paramétrica	59
3.4.3	Discussão	62
3.5	Conclusões	64
4	Estimação dos parâmetros estruturais da Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida para o Brasil: uma abordagem utilizando método robusto à identificação	65
4.1	Introdução	65
4.2	O problema da identificação na CPNK e revisão da literatura	67
4.2.1	Problema da identificação	67
4.2.2	Literatura internacional	69
4.2.3	Literatura nacional	70
4.3	Estratégia empírica	72
4.3.1	Modelo empírico	72
4.3.2	Inferência robusta à identificação	73
4.3.3	Descrição dos dados	76
4.4	Análise empírica	76
4.5	Análise de Robustez	77
4.6	Conclusões	82
	Referências	83
	ANEXO A Países e respectivos índices de IBC utilizados	90
	ANEXO B Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas	91
	ANEXO C Descrição complementar de algumas variáveis	92
C.1	Índices de independência do BC	92
C.1.1	Índice de independência política	92
C.1.2	Índice de independência econômica	93
C.2	Índice de democratização	93
C.2.1	Variável competição eleitoral	93
C.2.2	Variável participação política	94

1 Introdução

A taxa de juros tem fundamental importância em qualquer economia. Uma diminuição da taxa de juros pode estimular o consumo e o investimento na economia, e uma elevação da mesma pode causar o efeito reverso. Dessa forma, por meio dela é possível estimular o crescimento econômico, ou desacelerar a inflação, por exemplo. Com isso, percebe-se que a taxa de juros tem certo poder sobre a economia como um todo. Esse poder é concedido à autoridade monetária, o Banco Central.

No caso da economia brasileira, a taxa de juros tem tido ao longo de décadas papel de destaque como ferramenta para controlar a inflação, que se apresenta como problema crônico desta economia. Entretanto, esse controle pode ser feito de forma mais eficiente se os determinantes da taxa de inflação são conhecidos e a política monetária tem credibilidade. Com relação à inflação, é importante conhecer os papéis da inflação passada, das expectativas de inflação e do custo marginal real sobre o aumento do nível geral de preços. Por sua vez, a credibilidade da política monetária está intimamente ligada às expectativas dos agentes econômicos (consumidores e investidores) com relação ao futuro. Se o banco central toma determinada decisão, é importante que os agentes acreditem que esta decisão é coerente e que isso leve a uma situação econômica melhor no futuro.

Para que a autoridade monetária tenha credibilidade é importante que se tenha certo distanciamento entre os interesses econômicos do país e os interesses do governo vigente, uma vez que o governo pode incorrer em risco moral e tomar medidas eleitoreiras na condução da política monetária.

Nesse contexto, a presente tese desenvolve três ensaios em macroeconometria com o intuito de investigar as variáveis econômicas que tem maior influência sobre as escolhas da autoridade monetária, bem como os determinantes de sua independência, e os determinantes da inflação brasileira.

O primeiro ensaio procura investigar se o Banco Central do Brasil leva em consideração o mercado acionário ao determinar a taxa de juros Selic. Baseado em [Nisticò \(2012\)](#) e [Funke, Paetz e Pytlarczyk \(2011\)](#) é proposto um Modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) para uma pequena economia aberta com regime de taxa de câmbio flutuante e mercado de ativos. São realizados procedimentos de calibração (seguindo a literatura) e são usados métodos bayesianos para estimação dos parâmetros desse modelo. Para as estimativas, são utilizados dados referentes ao período de taxa de câmbio flutuante e metas de inflação (1999-2015). Os resultados apontam que a autoridade monetária brasileira responde à inflação e hiato do produto, mas não reage aos preços das ações. Isso está de acordo com a visão teórica de que o banco central deve reagir

apenas indiretamente aos preços dos ativos, na medida em que esses preços impliquem em variações nas expectativas inflacionárias e inflação corrente. É observado ainda que choques nos preços dos ativos tem pouca influência sobre as variáveis macroeconômicas.

O segundo ensaio investiga os determinantes da independência de um conjunto de 89 bancos centrais. Como *proxy* para o índice de independência é utilizada a média simples dos índices de independência política e econômica de Arnone (2007). Como o índice de independência do banco central é definido no intervalo $[0, 1]$, são utilizados diferentes modelos paramétricos e semi-paramétricos que consideram a natureza limitada dessa variável. Mais especificamente, é proposto modelar o índice de independência através de regressão quantílica com funções de ligação baseadas nas distribuições Cauchy e Logística. Além disso, o índice de independência é modelado através de regressão beta inflacionada em um, proposta por Ospina e Ferrari (2012). Os resultados indicam que a participação na União Europeia e a variabilidade da taxa de desemprego afetam positivamente a independência dos bancos centrais. É observado também que o índice de independência está diretamente associado às características políticas de federalismo e democratização.

No terceiro ensaio, são estimados os parâmetros da Curva de Phillips Novo Keynesiana (CPNK) híbrida com o objetivo de avaliar os determinantes da inflação brasileira. Para isso, foram utilizadas técnicas derivadas de Anderson e Rubin (1949) adaptadas ao método de Mínima Distância (MD) por Magnusson e Mavroeidis (2010) e que não exigem qualquer hipótese sobre a identificação. As estimativas são baseadas em séries de dados que abarcam o horizonte temporal iniciado março de 2002 e findado em dezembro de 2015. São estimados conjuntos de confiança dos parâmetros estruturais da CPNK híbrida utilizando a especificação paramétrica da CPNK trabalhada por Magnusson e Mavroeidis (2010). Além disso, é feita uma análise de robustez dos resultados obtidos utilizando diferentes *proxies* para custo marginal real. Os resultados são compatíveis com a literatura, indicando alto grau de rigidez de preços e considerável grau de indexação dos preços na economia brasileira, o que leva à rejeição da hipótese de que a CPNK é puramente *forward-looking*.

2 O Banco Central do Brasil reage aos preços dos ativos? Uma abordagem utilizando um modelo DSGE

2.1 Introdução

No processo de tomada de decisões, os formuladores de política econômica se defrontam com diversas variáveis que são capazes de influenciar a atividade econômica. Trabalhos como [Borio, Kennedy e Prowse \(1994\)](#) e [Borio e Lowe \(2002\)](#) mostram que oscilações nos preços de ações, imóveis e taxa de câmbio podem ocasionar desdobramentos no lado real da economia. De acordo com [Santos et al. \(2008\)](#), o setor financeiro apresenta alto grau de correlação entre os indicadores do mercado acionário e as oscilações do produto agregado. Dessa forma, é importante que o formulador de política econômica leve em consideração efeitos de instabilidades financeiras e volatilidade nos preços dos ativos. A crise financeira que acometeu os Estados Unidos entre 2007 e 2009 é um bom exemplo de como oscilações no mercado acionário podem ter fortes desdobramentos no desempenho da economia.

É possível delinear diversos canais de influência da volatilidade dos preços dos ativos sobre a economia. Oscilações nos preços de ações podem gerar efeitos sobre a riqueza das famílias e das firmas e, conseqüentemente, alterar consumo e investimento agregados. Por sua vez, essas ações podem ter desdobramentos sobre o crédito na economia, o produto agregado e a inflação, por exemplo. Além disso, o desenvolvimento do mercado acionário pode ter efeitos benéficos na economia como um todo. Por exemplo, a medida em que as empresas vão crescendo e se desenvolvendo, faz-se necessário a realização de novos investimentos. No entanto, nem sempre é fácil conseguir crédito de grande volume e com financiamento de longo prazo. Uma solução para esse problema pode ser a abertura do capital da empresa. À medida que mais empresas conseguem financiamentos através do mercado de capitais, o investimento, a produção, a demanda por insumos e a contratação de mão de obra se elevam.

Diversos trabalhos discutem se os bancos centrais devem ou não responder diretamente à oscilações nos preços dos ativos. [Cecchetti et al. \(2000\)](#), [Borio e Lowe \(2002\)](#) e [Bordo e Jeanne \(2002\)](#) destacam que o banco central pode agir em razão da estabilidade financeira, monetária e econômica. De acordo com [Aizenman, Hutchison e Noy \(2011\)](#), existem ganhos de bem-estar econômico quando a autoridade monetária leva em consideração a volatilidade cambial em sua função de reação. Por outro lado, [Bernanke e Gertler](#)

(2001), [Mishkin \(2007\)](#) e [Mishkin \(2008\)](#) defendem que o banco central deve responder apenas de forma indireta aos preços dos ativos, na medida em que esses preços sinalizem mudanças na inflação esperada, produto e emprego. Isso é justificado pela dificuldade de se identificar desalinhamentos desses preços. Neste contexto, o indicado é que a autoridade monetária seja mais conservadora, deixando para atuar apenas após a explosão de bolhas.

Vários trabalhos têm se esforçado no sentido levantar evidências sobre a importância dos preços de ativos na função de reação da autoridade monetária. [Rigobon e Sack \(2003\)](#), [Dupor e Conley \(2004\)](#), [Bjørnland e Leitemo \(2009\)](#) e [Finocchiaro e Heideken \(2013\)](#) constataam que o *Federal Reserve* (FED) responde aos preços das ações. Em contraposição, [Fuhrer e Tootell \(2008\)](#) e [Hayford e Malliaris \(2005\)](#) encontram que a reação do FED a esses preços é não relevante. [Botzen e Marey \(2010\)](#) verificam que a política monetária do Banco Central Europeu (BCE) reagiu ao mercado de ações no período anterior à crise financeira internacional de 2008. [Funke, Paetz e Pytlarczyk \(2011\)](#) estimam um modelo DSGE para a economia de Hong Kong e verificam que a taxa nominal de juros responde a movimentos do mercado acionário. [Finocchiaro e Heideken \(2013\)](#) aponta ainda que o preço dos imóveis tem influência relevante para autoridade monetária do Reino Unido e Japão.

O Brasil possui um grande setor financeiro e, com a fusão da BM&F e Bovespa em 2008, passou a figurar entre os países detentores das maiores bolsas do mundo, e a maior da América do Sul. Apesar disso, poucos trabalhos têm procurado verificar se o Banco Central do Brasil (BCB) tem reagido aos preços das ações. Por exemplo, [Borges-Filho \(2006\)](#) constata que o BCB responde ao mercado acionário, mas a inclusão dos preços das ações torna o coeficiente do hiato do produto não significativo. [Moura \(2015\)](#) estima diferentes especificações da função de reação da política monetária e observam que o BCB não leva em consideração as variações no mercado acionário. Uma característica em comum entre esses trabalhos é que eles utilizam métodos de informação limitada, tais como variáveis instrumentais (VI) e método dos momentos generalizados (MGM). Entretanto, a inferência estatística em modelos estimados por esses métodos depende crucialmente da exogeneidade e relevância dos instrumentos utilizados. Além disso, [Finocchiaro e Heideken \(2013\)](#) mostram que as estimativas MGM são geralmente viesadas para baixo quando amostra é pequena.

Posto isso, nós propomos e estimamos um modelo DSGE com uma regra de política monetária que permite verificar se o BCB tem respondido diretamente aos preços das ações. O modelo proposto é baseado em [Nisticò \(2012\)](#) e [Funke, Paetz e Pytlarczyk \(2011\)](#). No entanto, diferentemente desses autores, nós consideramos uma economia aberta com um regime de taxa de câmbio flutuante. São utilizadas técnicas bayesianas para estimar os parâmetros do modelo, levando-se em consideração o período de regime de taxa de câmbio flutuante e metas de inflação (1999 – 2015).

É cada vez mais comum a utilização de modelos DSGE em estudos sobre os efeitos de choques econômicos e alterações nos instrumentos de política econômica.¹ Isso ocorre em razão das várias características inerentes a estrutura desses modelos. Por exemplo, os modelos DSGE não estão sujeitos às críticas de Sims (1980) e de Lucas (1976). Além disso, as restrições impostas entre variáveis são derivadas de uma descrição comportamental dos agentes econômicos (consumidores, firmas, governo e banco central). Os modelos DSGE também são capazes de incorporar rigidez nominal de preços e salários, e diferentes tipos de choques estocásticos.

Neste trabalho, os resultados obtidos das estimações do modelo DSGE proposto com diferentes especificações para a função de reação do BCB indicam que este *policymaker* não leva em consideração os preços dos ativos ao determinar a taxa de juros de política monetária. Além disso, as evidências empíricas sugerem que os preços dos ativos têm pouca influência sobre as principais variáveis macroeconômicas. Os resultados mostram ainda que o BCB responde à inflação esperada e hiato do produto.

Além desta seção, este trabalho está dividido em mais sete seções. Na seção 2.2, faz-se uma breve descrição da economia brasileira. Na seção 2.3 é apresentado formalmente o modelo DSGE utilizado. A seção 2.4, por sua vez, apresenta a amostra utilizada, os procedimentos de calibração e estimação do modelo, os resultados das estimações e algumas propriedades do modelo estimado, a saber: *i*) análise de decomposição da variância e, *ii*) as funções de impulso resposta. Na seção 2.5 é realizada uma análise de robustez do modelo. A seção 2.6 fornece uma discussão sobre possíveis explicações para os principais resultados obtidos. Por fim, a seção 2.7 apresenta as conclusões do presente estudo.

2.2 Uma breve visão da economia brasileira

Dois importantes acontecimentos em 1979 contribuíram para o desencadeamento de um longo período inflacionário na América Latina: o segundo choque do petróleo e a elevação das taxas de juros internacionais. Dessa forma, a partir de meados dos anos 1980 o Brasil iniciou um novo ciclo de problemas com o controle da inflação. Este foi o pior ciclo inflacionário nesta economia, culminando em uma hiperinflação na década seguinte. Em junho de 1994, a taxa de inflação mensal atingiu o impressionante valor de 47,43%. Nesse período, o governo teve o difícil papel de combater a corrosão do valor dos títulos do governo e os depósitos bancários para evitar a fuga de capitais.

Buscando a estabilidade dos preços, foram adotados diversos planos econômicos (tais como o Plano Delfim III, os Planos Cruzado I e II, e Plano Verão). No entanto, nenhum deles obteve o sucesso desejado. Em 1994, houve a implementação do Plano

¹ Na literatura brasileira, vários trabalhos tem procurado estimar modelos DSGE. Alguns exemplos são Areosa e Coelho (2013), Junior e Divino (2013), Divino e Junior (2014), Palma e Portugal (2014), Castro et al. (2015), Carvalho e Vilela (2015), Kanczuk (2015) e Gonçalves, Portugal e Aragón (2016).

Real, o qual compreendia medidas mais liberais (por exemplo, a diminuição do Estado na economia por meio de privatizações e a redução de barreiras às importações). Além disso, reduziu-se drasticamente a indexação automática dos preços. Durante esse período, o objetivo principal da política monetária passou a ser o controle da inflação. O mercado de crédito ainda se encontrava em desenvolvimento, negociava títulos com maturidade curta, o que é de se esperar dado que era bastante arriscado realizar planejamentos de longo prazo. Em relação à condução da política econômica, o Brasil passou a adotar um regime de âncora cambial. Em 1999, o BCB se viu obrigado a abandonar esse regime cambial devido a crise da Rússia que reduziu fortemente as reservas internacionais brasileiras.

Concomitantemente às políticas de estabilização econômica tomadas durante a década de 1990, de acordo com o Instituto IBMEC², fatos importantes contribuíram para crescimento do mercado acionário no Brasil, como por exemplo, a criação de uma nova legislação para a entrada de investidores estrangeiros em bolsa em 1991, as privatizações que levaram setores importantes da economia a abrir capital, dentre outras medidas levaram o Índice Bovespa a apresentar valorização de quase 3000% (em dólares) no período compreendido entre janeiro de 1991 e junho de 1997. Em janeiro de 1997 passou a vigorar a Contribuição Provisória sobre a Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira (CPMF) o que culminou em uma fuga considerável de capital estrangeiro que, por sua vez, levou a uma notável queda no volume diário de negociações.

Em julho de 1999, o Brasil adotou o chamado “tripé econômico”, o qual consistiu em ajuste fiscal, adoção de regime de câmbio flutuante e metas de inflação. Nesse período, existia muita desconfiança entre os agentes com relação aos retornos de possíveis investimentos no mercado financeiro. Para acalmar o mercado o BCB praticou fortes intervenções na taxa Selic. A princípio, definiu-se uma meta de inflação de 8% para 1999, e de 6% para 2000, com um intervalo de tolerância de $\pm 2\%$. Para os dois anos seguintes, se delinearam metas um pouco mais desafiadoras (4% e 3.5%, respectivamente).

Nos períodos de 2000 a 2002, a estabilidade econômica brasileira foi afetada tanto por fatores internos como externos. Com relação a fatores externos, a crise argentina de 2001 teve especial importância por ser um dos principais parceiros comerciais no Mercado Comum do Sul (Mercosul). No que diz respeito a fatores internos, pode-se destacar a crise energética de 2001 e as incertezas geradas nos investidores devido ao resultado das eleições presidenciais de 2002. Esses fatores levaram a inflação ao patamar de quase 8% em 2001 e de 12.5% em 2002.

No período compreendido entre 2004 a 2012, o Brasil conseguiu credibilidade sobre a forma de conduzir a política monetária, consolidando o “tripé macroeconômico”, reduzindo a taxa de inflação e elevando o nível das reservas internacionais. Graças a credibilidade

² Para maiores informações ver <http://ibmec.org.br/historia-mercado-de-capitais-brasil>.

criada acerca da forma como BCB conduz a política monetária e ao respaldo dado pela equipe gestora, foi possível, a partir de 2005 manter a meta de inflação constante (4.5%), e por vezes obter inflação dentro do intervalo de tolerância.

Entre 2008 e 2012, o Brasil experimentou um aumento da média anual da inflação para o patamar de 5,63% a.a. Esse aumento foi tratado como reflexo da crise econômica mundial desencadeada pela falência do tradicional banco estadunidense Lehman Brothers, que por sua vez, gerou um efeito dominó, e outras grandes instituições financeiras também foram atingidas. Com o sistema financeiro em colapso, e expectativas pessimistas quanto ao ritmo de crescimento da economia mundial, instaurou-se um clima de aversão ao risco que culminou em acentuada depreciação das moedas das economias emergentes e das principais economias desenvolvidas com relação ao dólar americano. Em apenas 6 meses, o índice Ibovespa sofreu uma vertiginosa queda de 60%. Nesse mesmo período, ocorreu ainda a fusão da bolsa de derivativos BM&F e a bolsa de ações Bovespa, originando a BM&FBovespa. Passada a crise financeira internacional, em 2010, a BM&FBovespa assinou um Protocolo de Intenções com o CME Group e passou a figurar como acionista majoritária.

Os anos de 2014 e 2015 vem confirmando o que seria uma nova crise econômica, com recessão, altas taxas de juros, inflação, forte desequilíbrio fiscal, fortes pressões cambiais e instabilidade política. Ao final de 2015 a inflação chegou a casa dos dois dígitos, lembrando que a meta ainda se mantinha em 4.5%. Ao final de 2015, a BM&FBovespa segue em vertiginosa queda, sofrendo a maior desvalorização desde a crise de 2008.

2.3 O modelo

O modelo DSGE apresentado neste trabalho é baseado no modelo trabalhado por [Nisticò \(2012\)](#) e [Funke, Paetz e Pytlarczyk \(2011\)](#). Considere uma pequena economia aberta com regime de taxa de câmbio flutuante, formada por famílias e firmas, interagindo com um conjunto de infinitas pequenas economias, as quais unidas formam o restante do mundo, de forma que cada economia desse conjunto possui tamanho inexpressivo se comparadas ao restante do mundo. Vale salientar que a equação de Euler para o consumo nos permite avaliar a influência dos preços das ações no consumo das famílias, o que possibilita uma melhor análise acerca de como as famílias alocam suas rendas.

No modelo, as variáveis referentes a economia doméstica não terão índices, enquanto as variáveis referentes as economias externas serão indexadas por i , tal que $i \in [0, 1]$. Dessa forma, trabalha-se com um contínuo de infinitas pequenas economias, e as variáveis referentes a economia do restante do mundo (ou seja, o agregado das economias externas) serão indexadas por $*$.

Tanto as firmas como as famílias se deparam com problemas de otimização de

lucros e utilidade, respectivamente. Consideramos um mercado de bens competitivo e uma configuração de preços *a la* Calvo (1983). As firmas produzem utilizando tecnologia *Constant Elasticity of Substitution* (CES). Consideramos um sistema de produção em dois estágios, de tal forma que uma parte dos produtores produz bens intermediários, enquanto os demais produzem bens finais, e ambos podem comercializar títulos. Assim, as famílias podem adquirir dois tipos de ativos financeiros: títulos do governo e ações emitidas pelas firmas. Se os retornos brutos nominais dos títulos do governo comercializáveis internacionalmente são equalizados entre os países (ou seja, admitindo partilha de risco internacional), é possível mostrar que a suposição da Paridade Descoberta de Juros (PDJ) é válida. Além disso, assumindo a Lei do Preço Único (LPU), pode-se manter o nível de preços em determinada marca, o que implica Paridade do Poder de Compra (PPC) para qualquer instante de tempo.

No modelo, nós adotamos uma abordagem de juventude perpétua, onde os jovens nascem sem riqueza, trabalham e consomem bens produzidos pelas empresas que os mais velhos possuem. Com o avanço da idade, os jovens passam a acumular riqueza financeira e passam a tomar o lugar dos indivíduos mais velhos que venham a falecer, admitindo uma interação intergeracional.

2.3.1 Famílias

2.3.1.1 Otimização individual

Alocação Intertemporal. Como é comum nos modelos DSGE, as famílias demandam bens e ofertam trabalho. De acordo com Blanchard (1985), nós supomos que a economia é composta por um número indefinido de coortes que enfrentam uma probabilidade constante γ de serem substituídos antes do próximo período começar. Dessa forma, a expectativa de vida implícita ($1/\gamma$) pode ser interpretada como o horizonte efetivo de decisão do consumidor. Os grupos são indexados por j e cada grupo se depara com a possibilidade de adquirir dois tipos de ativos financeiros: títulos nacionais e/ou títulos estrangeiros. Deixe $B_t(j)$ representar os títulos nacionais adquiridos pelo grupo j no período t e $B_t^i(j)$ representar os títulos adquiridos pelo grupo j no período t de empresas do país i . Os grupos podem adquirir ainda títulos de empresas nacionais produtoras de bens intermediários, indexadas por k , que tem seus preços nominais no período t dados por $Q_t(k)$ ³.

Deixe $Z_t(k, j)$ denotar as ações da firma k adquiridas pelo grupo j no período t e $D_t(k)$ o dividendo nominal correspondente no período t . Dessa forma, podemos definir a

³ A simplificação de que as empresas intermediárias podem emitir ações é puramente uma conveniência. Exclui-se também a possibilidade de integrantes dos grupos comprarem ações estrangeiras.

riqueza nominal do indivíduo doméstico do grupo j no período t como:

$$\Omega_t(j) \equiv \frac{1}{1-\gamma} \left[B_t(j) + \int_0^1 \Xi_t^i B_t^i(j) di + \int_0^1 [Q_t(k) + D_t(k)] Z_t(k, j) dk \right], \quad (2.1)$$

onde Ξ_t^i define a taxa de câmbio nominal bilateral, e as firmas são normalizadas para um. Da Eq. (2.1), temos que a riqueza financeira no período t é composta pelas participações de títulos do período anterior e pelo retorno sobre a carteira de títulos de capital (dividendos mais valor de mercado). Tendo em vista que a riqueza financeira também leva em consideração o retorno bruto do contrato de seguros, redistribuindo a riqueza dos que morreram entre os indivíduos sobreviventes do grupo j , a riqueza financeira pessoal é acrescida em $\left(\frac{1}{1-\gamma}\right)$.⁴

A família doméstica representativa do grupo j escolhe a quantidade de bens a consumir, a quantidade de horas de trabalho que está disposta a ofertar e a quantidade de ativos financeiros que deseja investir de forma a maximizar sua utilidade condicionada ao seu tempo de sobrevivência,

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (1-\gamma)^t [\log C_t(j) + \log(1 - N_t(j))] \right\}, \quad (2.2)$$

sujeito a uma sequência de restrições orçamentárias dinâmicas expressa (em termos reais) por:

$$\begin{aligned} C_t(j) + \frac{1}{P_t} E_t \{ F_{t,t+1} B_{t+1}(j) \} &+ \int_0^1 \frac{\Xi_t^i}{P_t} E_t \{ F_{t,t+1} B_{t+1}^i(j) \} di + \\ &+ \frac{1}{P_t} \int_0^1 Q_t(k) Z_{t+1}(k, j) dk = \frac{W_t}{P_t} N_t - T_t(j) + \frac{\Omega_t(j)}{P_t}, \end{aligned} \quad (2.3)$$

onde W_t é a taxa de salário, P_t é o índice de preços ao consumidor (IPC), $F_{t,t+1}$ é o fator de desconto estocástico de equilíbrio, T_t são os impostos arrecadados pelo governo e β é o fator de desconto subjetivo do agente representativo.

A riqueza humana doméstica é definida como o fluxo descontado do valor esperado da renda não-negociável condicionada à sobrevivência:

$$H_t(j) \equiv E_t \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} F_{t,t+k} (1-\gamma)^k \frac{P_{t+k}}{P_t} \left[\frac{W_{t+k}(j)}{P_{t+k}} N_{t+k}(j) - T_{t+k}(j) \right] \right\}. \quad (2.4)$$

No período t , a família representativa escolhe consumo, lazer e participação acionária para maximizar a utilidade intertemporal sujeita a restrição orçamentária. Resolvendo o Lagrangeano associado ao problema de otimização de (2.2) sujeito ao agregado de (2.3), tem-se:

$$\frac{C_t(j)}{1 - N_t(j)} = \frac{W_t}{P_t}, \quad (2.5)$$

⁴ Para mais informações, ver [Blanchard \(1985\)](#).

$$F_{t,t+1} = \beta E_t \left\{ \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \left(\frac{C_t(j)}{C_{t+1}(j)} \right) \right\}, \quad (2.6)$$

$$Q_t(k) = E_t \{ F_{t,t+1} [Q_{t+1}(k) + D_{t+1}(k)] \}, \quad (2.7)$$

onde a Eq. (2.5) representa a alocação ótima de consumo e lazer, a Eq. (2.6) é a equação de Euler e descreve a alocação ótima intertemporal de consumo, e por fim, a Eq. (2.7) descreve a alocação ótima intertemporal da aquisição de ativos igualando o preço nominal de uma carteira ao seu retorno nominal esperado, descontando $F_{t,t+1}$. Esta equação define a dinâmica dos preços dos ativos.

Alocação Intratemporal. Sob uma ótica intratemporal, temos que a composição do índice de consumo do grupo doméstico j é um agregador do tipo Dixit-Stiglitz⁵ sobre diferentes produtos nacionais e importados,

$$C_t(j) \equiv \left[(1 - \alpha)^{\frac{1}{\varpi}} C_{H,t}(j)^{\frac{\varpi-1}{\varpi}} + \alpha^{\frac{1}{\varpi}} C_{F,t}(j)^{\frac{\varpi-1}{\varpi}} \right]^{\frac{\varpi}{\varpi-1}}, \quad (2.8)$$

onde $C_{H,t}(j)$ representa a demanda doméstica por bens finais nacionais, $C_{F,t}(j)$ representa a demanda doméstica por bens finais estrangeiros, ϖ representa a elasticidade de substituição entre bens nacionais e estrangeiros ($\varpi > 0$), e α representa a parcela de consumo de bens estrangeiros por indivíduos domésticos que pode ser interpretado como um índice natural de abertura comercial. Os índices de consumo (demanda) são dados pelas seguintes funções CES:

$$C_{H,t}(j) \equiv \left[\int_0^1 C_{H,t}(k, j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dk \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad C_{F,t}(j) \equiv \left[\int_0^1 C_{i,t}(j)^{\frac{\xi-1}{\xi}} di \right]^{\frac{\xi}{\xi-1}},$$

$$C_{i,t}(j) \equiv \left[\int_0^1 C_{i,t}(k, j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dk \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}},$$

onde ε refere-se a elasticidade de substituição entre diferentes produtos produzidos dentro de um único país, e ξ é a elasticidade de substituição entre bens produzidos em diferentes países estrangeiros. $C_{H,t}(k, j)$ representa a demanda interna de um grupo j no período t por bens produzidos internamente, $C_{i,t}(k, j)$ denota a demanda interna de um grupo j no período t por bens produzidos no país i . $C_{i,t}(j)$ representa a demanda por produtos do país i , e por fim, $C_{F,t}(j)$ representa a demanda por bens de todos os países estrangeiros.

De forma similar ao que foi apresentado nos índices de consumo, minimizando o total de despesas das famílias, obtemos os seguintes índices de preços ao produtor (IPP's):

$$P_{H,t} \equiv \left[\int_0^1 P_{H,t}(k)^{1-\varepsilon} dk \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad P_{F,t} \equiv \left[\int_0^1 P_{i,t}^{1-\xi} di \right]^{\frac{1}{1-\xi}},$$

$$P_{i,t} \equiv \left[\int_0^1 P_{i,t}(k)^{1-\varepsilon} dk \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}},$$

⁵ Para maiores informações, ver [Dixit e Stiglitz \(1977\)](#).

onde $P_{H,t}$ e $P_{F,t}$ são os índices de preço dos bens nacionais e importados, respectivamente, e $P_{i,t}$ é o índice de preços específico do país i .⁶

Assim, podemos definir o IPC doméstico como:

$$P_t \equiv \left[(1 - \alpha) P_{H,t}^{1-\varpi} + \alpha P_{F,t}^{1-\varpi} \right]^{\frac{1}{1-\varpi}}. \quad (2.9)$$

Seguindo as equações anteriores de alocação ótima de despesa, temos as seguintes equações de demanda:

$$C_{H,t}(j) = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\varpi} C_t(j), \quad C_{F,t}(j) = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\varpi} C_t(j), \quad C_{i,t}(j) = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\xi} C_{F,t}(j).$$

2.3.1.2 Algumas definições úteis

Os termos bilaterais de comércio entre o país doméstico e o país i representam o preço de bens do país i em termos de bens domésticos e são dados por $S_{i,t} = P_{i,t}/P_{H,t}$. Assim, os termos efetivos do comércio são dados por:

$$S_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}},$$

que podem ser aproximados por $s_t \equiv \log(S_t) = \int_0^1 s_{i,t} di$. Log-linearizando a Eq. (2.9) em torno do estado estacionário, temos:

$$p_t = p_{H,t} + \alpha s_t. \quad (2.10)$$

Nesse caso, a inflação de preços ao consumidor é dada por:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t. \quad (2.11)$$

Podemos observar que a diferença entre a inflação de preços ao consumidor e a inflação doméstica é proporcional à variação nos termos de troca dimensionada pelo nível de abertura comercial do país.⁷

Supondo que o LPU é mantida, obtemos $P_{i,t}(k) = \Xi_t^i P_{i,t}^i(k)$, $\forall i, k \in [0, 1]$, onde $P_{i,t}(k)$ representa o preço do bem k do país i mensurado em termos da moeda corrente no país i . Integrando sobre todos os k produtos, temos $P_{i,t} = \Xi_t^i P_{i,t}^i$, $\forall i \in [0, 1]$, onde $P_{i,t}^i = \left[\int_0^1 P_{i,t}^i(k)^{1-\varepsilon} dk \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ representa o índice composto de preços de bens do país i medido em moeda do próprio país i . Após a log-linearização de $P_{F,t}$ em torno do estado estacionário, temos:

$$p_{F,t} = \int_0^1 (e_t^i + p_{i,t}^i) di = e_t + p_t^* \quad (2.12)$$

⁶ Para maiores informações, ver [Gali e Monacelli \(2005\)](#).

⁷ Note que, quando $\alpha = 0$, temos um modelo com economia fechada e os preços ao consumidor e ao produtor são os mesmos.

onde p_t^* é o log do índice de preços mundial e $e_t \equiv \log(\Xi_t)$. Utilizando isto com a definição dos termos de troca, temos $s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t}$. Uma vez que o IPP estrangeiro medido em unidades de moeda estrangeira é dada por $P_{F,t}^* = \left[\int_0^1 (P_{i,t}^i)^{1-\xi} di \right]^{\frac{1}{1-\xi}}$, a suposição de que a LPU mantém um dado nível, combinado com preferências idênticas e a suposição de inexistência de viés doméstico, temos a PPC:

$$P_{F,t} = \Xi_t P_{F,t}^*, \quad P_{H,t} = \Xi_t P_{H,t}^* \quad \text{e} \quad P_t = \Xi_t P_t^*,$$

onde $P_{H,t}^*$ é definida da mesma forma que $P_{F,t}^*$, e representa o IPP interno medido em unidades de moeda estrangeira.

2.3.1.3 Partilha do Risco Internacional e a Paridade Descoberta de Juros

Assumindo que os retornos brutos entre os países devem ser iguais em mercados de títulos completos e que todos os países possuem condições de primeira ordem semelhantes ao país doméstico, temos:

$$C_t = \chi_i C_t^i \Upsilon_{i,t}, \quad \forall t$$

onde $\Upsilon_{i,t} = \Xi_t^i P_t^i / P_t$ representa taxa de câmbio real bilateral efetiva e χ_i é uma constante que depende das condições iniciais. Assumindo, sem perda de generalidade, condições iniciais simétricas⁸, $\chi_i = \chi = 1$. Tomando os log's e utilizando a relação entre os termos de troca e taxa de câmbio real, temos:

$$c_t = c_t^* + (1 - \alpha)s_t. \quad (2.13)$$

O retorno bruto nominal $(1 + r_t)$ de um investimento com resgate em unidade monetária no período $t + 1$ é definido pela seguinte condição de não arbitragem

$$(1 + r_t)E_t\{F_{t,t+1}\} = 1. \quad (2.14)$$

Supondo mercados financeiros completos, uma condição análoga deve ser cumprida em qualquer país estrangeiro:

$$(1 + r_t^i)E_t\left\{\frac{F_{t,t+1}\Xi_t^i}{\Xi_{t+1}^i}\right\} = 1. \quad (2.15)$$

Definindo a taxa de câmbio nominal efetiva como $\Xi_t = \int_0^1 \Xi_t^i di$ e combinando as Eqs. (2.14) e (2.15), obtemos a PDJ:

$$E_t\left\{F_{t,t+1}\left[(1 + r_t) - (1 + r_t^*)\frac{\Xi_t}{\Xi_{t+1}}\right]\right\} = 0, \quad (2.16)$$

⁸ O que implica ativos externos líquidos nulos.

em que r_t^* representa a taxa de juros externa, ou seja, $(1 + r_t^*) \equiv \int_0^1 (1 + r_t^i) di$. Log-linearizando a equação anterior, temos:

$$r_t - r_t^* = E_t\{\Delta e_{t+1}\}, \quad (2.17)$$

o que combinado com a definição dos termos de troca nos fornece

$$s_t = E_t\{s_{t+1}\} + (r_t^* - E_t\{\pi_{t+1}^*\}) - (r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}). \quad (2.18)$$

As Eqs. (2.14) e (2.6) levam à relação convencional entre o crescimento do consumo e taxa de juros, dada por:

$$\tilde{\beta} \equiv \frac{1}{1 + r_t} = \beta E_t \left\{ \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \left(\frac{C_t(j)}{C_{t+1}(j)} \right) \right\}.$$

Para descartar a possibilidade de esquemas Ponzi, assumimos que o valor presente da riqueza financeira condicionada à sobrevivência converge para zero, ou seja,

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E_t\{F_{t,t+k}(1 - \gamma)^k \Omega_{t+k}(j)\} = 0.$$

Utilizando as Eqs. (2.1) e (2.7), a restrição orçamentária pode ser modificada para a seguinte equação de diferença estocástica da riqueza financeira

$$P_t C_t(j) + E_t\{F_{t,t+1}(1 - \gamma)\Omega_{t+1}(j)\} = W_t N_t(j) - P_t T_t + \Omega_t(j). \quad (2.19)$$

Note que a otimização das famílias implica também que o fator de desconto estocástico é dado por

$$F_{t,t+k} = \beta^k E_t \left\{ \frac{P_t C_t(j)}{P_{t+k} C_{t+k}(j)} \right\} = \prod_{i=0}^{k-1} F_{t+i,t+i+1}. \quad (2.20)$$

A utilização conjunta da condição não Ponzi, a definição de riqueza humana e a equação de diferença para a riqueza financeira leva a

$$P_t C_t(j) = [1 - \beta(1 - \gamma)](\Omega_t(j) + P_t H_t(j)), \quad (2.21)$$

onde $[1 - \beta(1 - \gamma)]$ representa o inverso da propensão a consumir da riqueza financeira e humana.

2.3.1.4 Agregando os grupos

A fim de facilitar a agregação de grupos, assumimos que o nível agregado *per capita* de uma variável G_t é dada pela média de todas as gerações ponderada pelos tamanhos dos grupos, ou seja, $G_t = \sum_{j=-\infty}^t \gamma(1 - \gamma)^{t-j} G_t(j)$. Primeiro, determinaremos o consumo agregado e produção.

Consumo agregado e produção. As condições intertemporais implicam em:

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\varpi} C_t, \quad C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\varpi} C_t, \quad C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\xi} C_{F,t}, \quad (2.22)$$

onde C_t por ser derivado da Eq. (2.8).

Vale ressaltar que a hipótese de partilha de riscos internacional implica que $C_t = C_t^i, \forall i$, ou seja, o consumo *per capita* em todos os países é igual ao consumo mundial.

Agregando as CPO's. Já que todas as condições de equilíbrio são lineares em grupos específicos de variáveis, as condições agregadas são simplesmente dadas por:

$$\frac{C_t}{1 - N_t} = \frac{W_t}{P_t} \quad (2.23)$$

$$P_t C_t + E_t \{F_{t,t+1} \Omega_{t+1}\} = W_t N_t - P_t T_t + \Omega_t \quad (2.24)$$

$$Q_t(k) = E_t \{F_{t,t+1} [Q_{t+1}(k) + D_{t+1}(k)]\} \quad (2.25)$$

$$P_t C_t = [1 - \beta(1 - \gamma)](\Omega_t + P_t H_t) \quad (2.26)$$

com riqueza financeira nominal agregada dada por⁹

$$\Omega_t \equiv B_t + \int_0^1 \Xi_t^i B_t^i di + \int_0^1 [Q_t(k) + D_t(k)] Z_t(k) dk.$$

A partir das condições de primeira ordem, podemos derivar uma regra de decisão para o consumo ideal. Combinando as equações (2.24) e (2.26), podemos descrever os padrões dinâmicos de consumo agregado, onde o efeito da riqueza financeira desaparece quando a probabilidade de sair do mercado é zero,

$$\beta P_t C_t = \frac{\gamma}{1 - \gamma} [1 - \beta(1 - \gamma)] E_t \{F_{t,t+1} \Omega_{t+1}\} + E_t \{F_{t,t+1} P_{t+1} C_{t+1}\}. \quad (2.27)$$

2.3.2 Firmas

2.3.2.1 Tecnologia

Assuma que uma empresa nacional típica produz um bem diferenciado k com uma função de produção linear

$$Y_t(k) = A_t N_t(k) \quad (2.28)$$

onde $A_t \equiv \exp(a_t)$ representa um choque de produtividade aumentador de trabalho. Assim, a minimização de custos leva à seguinte expressão para os custos marginais reais da empresa:

$$MC_t = (1 - \vartheta) \frac{W_t}{P_{H,t} A_t} \exp(\mu_t^P) \quad (2.29)$$

⁹ A probabilidade γ foi eliminada com o argumento lógico de que o retorno bruto do contrato de seguro deve ser igual a um, uma vez que possui apenas efeitos redistributivos.

onde ϑ representa um subsídio escolhido de forma ideal pelo governo para corrigir a distorção monopolista e μ_t^P é um choque *cost-push* nos custos marginais. Choques de custos *cost-push* podem ser justificados, por exemplo, por *gaps* de variação temporal entre o nível do produto natural e do produto eficiente, que pode ser devido à variações exógenas de preços, *markup* de salários ou impostos sobre a renda do trabalho.

Usando funções de demanda específicas da empresa e agregando as empresas nacionais temos:

$$Y_t \varsigma_t = A_t N_t$$

onde $\varsigma_t \equiv \int_0^1 \left(P_{H,t(k)} / P_{H,t} \right)^{-\varepsilon} dk$ mede a dispersão de preços relativos entre as empresas nacionais e $N_t = \int_0^1 N_t(k) dk$ representa o valor total *per capita* de horas trabalhadas, o que equivale a oferta de trabalho.

2.3.2.2 A determinação dos preços

Uma fração de empresas $(1 - \theta)$ selecionadas aleatoriamente ajustam os preços, enquanto a fração restante de empresas θ não alteram seus preços. Além disso, a fração $(1 - \tau)$ das empresas se comporta de uma forma prospectiva, enquanto a fração τ restante usa a história recente do índice de preços para ajustar seus preços.

Uma firma *forward-looking* procura resolver seguinte o problema de otimização

$$\max_{\{P_{H,t(k)}\}} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \Delta_{i,t+i} \left[\frac{P_{H,t(k)}}{P_{H,t+i}} Y_{t+i}(k) - MC_{t+i} Y_{t+i}(k) \right] \right\}, \quad (2.30)$$

o que resulta em

$$\left(\frac{P_{H,t}^{fl}}{P_{H,t}} \right) = (1 + \mu) \frac{E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i \beta^i C_{t+i} Y_{t+i} MC_{t+i} \frac{P_{t+i}}{P_{H,t}} \right\}}{E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i \beta^i C_{t+i} Y_{t+i} \frac{P_{t+i}}{P_{H,t+i}} \right\}}, \quad (2.31)$$

onde $(1 + \mu) = \varepsilon / (1 - \varepsilon)$ representa o *markup* no estado estacionário sobre a média ponderada dos custos marginais esperados e $\Delta_{i,t+i}$ é o fator de desconto real.

Definindo o índice nacional de preços no período t ($\bar{P}_{H,t}^n$) como uma média ponderada dos preços prospectivos e retrospectivos, e assumindo uma regra de bolso para as firmas *backward-looking*,

$$P_{H,t}^{bl} = \bar{P}_{H,t-1}^n + \pi_{H,t-1}, \quad (2.32)$$

pode-se mostrar que

$$P_{H,t} = \left[\omega P_{H,t-1}^{1-\theta} + (1 - \omega) (\bar{P}_{H,t}^n)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}, \quad (2.33)$$

$$\bar{P}_{H,t}^n = (1 - \tau) P_{H,t}^{fl} + \tau P_{H,t}^{bl}, \quad (2.34)$$

onde $\pi_{H,t} = \ln(P_{H,t} / P_{H,t-1})$ é a inflação para o produtor nacional.

2.3.3 Equilíbrio

Como o modelo pode ser resolvido para um número infinito de estados estacionários, serão impostas algumas restrições ao equilíbrio inicial. Sem perda de generalidade, assumimos um estado de equilíbrio simétrico com consumo igual e constante, e uma taxa real de troca de valor único. Juntamente com PPC, isso implica em um único valor dos termos de troca. Os desvios percentuais das variáveis em relação aos seus valores de equilíbrio serão denotadas por letras minúsculas.

2.3.3.1 O lado da demanda

O equilíbrio no mercado de bens para cada bem k exige que

$$\begin{aligned} Y_t(k) &= C_{H,t}(k) + \int_0^1 C_{H,t}^i di \\ &= \left(\frac{P_{H,t}(k)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} \left[(1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\varpi} C_t + \alpha \int_0^1 \left(\frac{P_{H,t}}{\Xi_t^i P_{F,t}^i} \right)^{-\xi} \left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i} \right)^{-\varpi} C_t^i di \right] \end{aligned} \quad (2.35)$$

$\forall k \in [0, 1]$ e $\forall t$, onde $C_{H,t}^i(k)$ representa a demanda do país i pelo bem doméstico k . Adicionando a definição de produção agregada, temos:

$$Y_t = C_t S_t^\alpha \left[(1 - \alpha) + \alpha \int_0^1 (S_t^i S_{i,t})^{\xi - \varpi} di \right],$$

onde S_t^i representa os termos efetivos de comércio do país i ($P_{F,t}^i/P_{H,t}^i$). Assumindo $\int_0^1 s_t^i di = 0$, podemos obter a seguinte aproximação em torno do estado estacionário

$$y_t = c_t + \alpha \omega s_t \quad (2.36)$$

onde $\omega = \xi + (1 - \alpha)(\varpi - 1)$. Uma vez que uma condição análoga vale para cada país do mundo, tem-se que $y_t^* = c_t^*$. Além disso, a partilha de risco internacional implica

$$y_t = y_t^* + \frac{1}{\sigma_\alpha} s_t \quad (2.37)$$

onde $\sigma_\alpha = 1/[(1 - \alpha) + \alpha \omega]$.

Os índices de pagamentos dos dividendos reais e da capitalização média do mercado acionário são dados por:

$$D_t \equiv \frac{1}{P_t} \int_0^1 D_t(k) dk, \quad Q_t \equiv \frac{1}{P_t} \int_0^1 Q_t(k) dk.$$

Assumindo a hipótese de um governo mundial com orçamento equilibrado, o equilíbrio da oferta mundial agregada de títulos de cada país deve ser igual a zero, ou seja:

$$B_t + \int_0^1 \Xi_t^i B_t^i di = \frac{1}{\Xi_{t+1}^i} B_{t+1}^{(i,H)} + \int_0^1 \Xi_{t+1}^{(i,l)} B_{t+1}^{(i,l)} dl = 0.$$

Usando esta condição com a Eq. (2.26), o valor presente descontado de equilíbrio da riqueza financeira agregada futura é igual ao valor corrente dos preços das ações domésticas:

$$E_t\{F_{t,t+1}\Omega_{t+1}\} = \int_0^1 Q_t(k)dk = P_t Q_t$$

onde utiliza-se a Eq. (2.7) e o argumento lógico que $\int_0^1 \Xi_{t+1}^{(i,l)} dl = 1$.

Em adição, o lado da demanda é limitado por:

$$D_t = \frac{P_{H,t}}{P_t} Y_t - (1 - \vartheta) \frac{W_t}{P_t} N_t. \quad (2.38)$$

Seja Π_t a taxa de inflação doméstica bruta. Integrando sobre todas as firmas, pode-se obter o lado da demanda da economia doméstica, caracterizada pela seguinte equação de Euler:

$$\beta C_t = \frac{\gamma}{1 - \gamma} [1 - \beta(1 - \gamma)] Q_t + E_t\{F_{t,t+1} \Pi_{t+1} C_{t+1}\}$$

e

$$Q_t = E_t\{F_{t,t+1} \Pi_{t+1} [Q_{t+1} + D_{t+1}]\}.$$

Usando $E(XY) = E(X)E(Y) + Cov(X, Y)$, obtemos:

$$Q_t = E_t\{F_{t,t+1}\} E_t\{\Pi_{t+1} [Q_{t+1} + D_{t+1}]\} - Q_t \epsilon$$

onde ϵ representa a covariância condicional entre o fator de desconto estocástico e a taxa de retorno bruta nominal sobre os recursos. Isso define o seguinte prêmio de risco:

$$EP_t \equiv E_t \left\{ \Pi_{t+1} \frac{Q_{t+1} + D_{t+1}}{Q_t} \right\} - (1 + r_t) = (1 + r_t) \epsilon. \quad (2.39)$$

Log-linearizando o lado da demanda do modelo, tem-se:

$$y_t = \frac{1}{1 + \Psi} E_t\{y_{t+1}\} + \frac{\Psi}{1 + \Psi} q_t - \frac{1}{1 + \Psi} (r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho) - \frac{\alpha\omega}{1 + \Psi} E_t\{\Delta s_{t+1}\} \quad (2.40)$$

$$w_t - p_t = c_t + \varphi n_t \quad (2.41)$$

$$q_t = \frac{\tilde{\beta}}{1 + \epsilon} E_t\{q_{t+1}\} + \frac{1 + \epsilon - \tilde{\beta}}{1 + \epsilon} E_t\{d_{t+1}\} - (r_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho) \quad (2.42)$$

$$d_t = \frac{Y}{D} (p_{H,t} - p_t + y_t) - \frac{WN}{PD} (n_t + w_t - p_t) \quad (2.43)$$

onde $\varphi \equiv N/(1 - N)$ é o inverso da elasticidade Frisch da oferta de trabalho, $\Psi \equiv \gamma \frac{1 - \beta(1 - \gamma)}{1 - \gamma} \frac{\Omega}{PC}$, $\frac{\Omega}{PC} = \frac{(1 + r_{ee})(1 + \epsilon)\mu}{(r_{ee} + (1 + r_{ee})\epsilon)C/Y}$ ¹⁰ (r_{ee} é a taxa de juros no estado estacionário) e $\rho \equiv -\log(\beta)$.

¹⁰ Para maiores informações, ver [Nisticò \(2005\)](#).

2.3.3.2 O lado da oferta

O equilíbrio no mercado de trabalho e a definição dos termos de troca implicam em:

$$MC_t = \frac{C_t P_t \exp(\mu_t^P)}{(A_t - Y_t \varsigma_t) P_{H,t}}. \quad (2.44)$$

Log-linearizando essa equação e utilizando a hipótese de tecnologia de produção linear, a decisão ótima entre trabalho e lazer das famílias e as condições de partilha de risco, o custo marginal real de equilíbrio é dado por:

$$\begin{aligned} \log(MC_t) &= y_t^* + \varphi y_t - (1 + \varphi)a_t + s_t + \mu_t^P, \\ &= (\sigma_\alpha + \varphi)y_t + (1 - \sigma_\alpha)y_t^* - (1 - \varphi)a_t + \mu_t^P. \end{aligned} \quad (2.45)$$

No equilíbrio com preços flexíveis, todas as empresas fixam os seus preços iguais a uma margem constante sobre os custos marginais μ . Assim, os custos marginais atingem o seu nível de longo prazo em cada ponto no tempo ($mc_t^n = 0$) e o nível de equilíbrio de preços flexíveis do produto decorre diretamente da equação anterior:

$$y_t^n = \Gamma_a a_t - \alpha \Gamma_{y^*} y_t^*, \quad (2.46)$$

onde $\Gamma_a \equiv (1 - \varphi)/(\sigma_\alpha + \varphi)$, $\Gamma_y \equiv \theta \sigma_\alpha/(\sigma_\alpha + \varphi)$ e $\theta \equiv (\xi - 1) + (1 - \alpha)(\varpi - 1)$. Definindo o hiato do produto como $x_t \equiv (y_t - y_t^n)$, tem-se

$$mc_t = (\sigma_\alpha + \varphi)x_t + \mu_t^P. \quad (2.47)$$

Log-linearizando as equações de fixação de preços (Eqs. (2.32) à (2.34)), tem-se a seguinte curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida:

$$\pi_{H,t} = \phi(\theta \tilde{\beta} E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \tau \pi_{H,t-1}) + \lambda mc_t + \varepsilon_t^\mu \quad (2.48)$$

onde $\lambda = (1 - \tau)(1 - \theta)(1 - \tilde{\beta}\theta)\phi$, $\phi = (\theta + \tau[1 - \theta(1 - \tilde{\beta})])^{-1}$ e $\varepsilon_t^\mu = \lambda \mu_t^P$.

2.3.4 Economia sem fricção

As equações do produto, preço dos ativos e termos de troca em uma economia com preços flexíveis podem ser expressas da seguinte forma:

$$y_t^n(1 + \Psi) = E_t\{y_{t+1}^n\} + \Psi q_t^n - (rr_t^n - \rho) + (1 + \Psi)\alpha\omega s_t^n - \alpha\omega E_t\{s_{t+1}^n\} + \alpha E_t\{\Delta s_{t+1}^n\} \quad (2.49)$$

$$q_t^n = \frac{\tilde{\beta}}{1 + \epsilon} E_t\{q_{t+1}^n\} + \frac{1 + \epsilon - \tilde{\beta}}{1 + \epsilon} E_t\{y_{t+1}^n\} - (rr_t^n - \rho) + \frac{\alpha\tilde{\beta}}{1 + \epsilon} E_t\{s_{t+1}^n\} - \alpha s_t^n. \quad (2.50)$$

$$s_t^n = \sigma_\alpha(y_t^n - y_t^*). \quad (2.51)$$

A partir da Eq. (2.49), é possível se obter a taxa natural de juros dada por:

$$\hat{r}_t^n = E_t\{y_{t+1}^n\} - (1 + \Psi)y_t^n + \Psi q_t^n + (1 + \Psi)\alpha\omega s_t^n - \alpha\omega E_t\{s_{t+1}^n\} + \alpha E_t\{\Delta s_{t+1}^n\} \quad (2.52)$$

em que $\hat{r}_t^n = rr_t^n - \rho$.

2.3.5 Política monetária

A política monetária é guiada pela seguinte regra de taxa de juros *forward-looking*:

$$\hat{r}_t = (1 - \phi_r)(\phi_p E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \phi_x x_t + \phi_q \hat{q}_t) + \phi_r \hat{r}_{t-1} + u_t^r \quad (2.53)$$

onde $\hat{r}_t = r_t - \rho$, ϕ_r é um fator de ponderação da influência da taxa de juros passada, e seu complementar $(1 - \phi_r)$, juntamente com ϕ_p , ϕ_x e ϕ_q ponderam a influência da inflação doméstica esperada, do hiato do produto e do preço dos ativos sobre a determinação da taxa de juros correntes. Por fim, u_t^r representa um choque responsável por captar os efeitos de possíveis variáveis influentes omitidas na determinação da taxa de juros. Note que esta regra de política possibilita avaliar se o BCB leva em consideração o mercado de títulos na determinação da taxa de juros por meio da estimação do parâmetro ϕ_q .

2.3.6 A representação canônica

Como é usual em modelos Novo-keynesianos, podemos resumir o modelo através de algumas equações, representando desvios percentuais das variáveis de estado com relação a seus valores no estado estacionário. O sistema é dado pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} x_t = & \frac{1}{1 + \Psi} E_t\{x_{t+1}\} + \frac{\Psi}{1 + \Psi} \hat{q}_t - \frac{1}{1 + \Psi} (r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\} - \hat{r}_t^n) + \\ & + \frac{\alpha}{1 + \Psi} E_t\{\Delta \hat{s}_{t+1}\} - \frac{\alpha\omega}{1 + \Psi} E_t\{\hat{s}_{t+1}\} + \alpha\omega \hat{s}_t \end{aligned} \quad (2.54)$$

$$\begin{aligned} \hat{q}_t = & \frac{\tilde{\beta}}{1 + \epsilon} E_t\{\hat{q}_{t+1}\} - \frac{\lambda_q}{1 + \epsilon} E_t\{x_{t+1}\} - (r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\} - \hat{r}_t^n) + \\ & + \frac{\tilde{\beta}}{1 + \epsilon} \alpha E_t\{\hat{s}_{t+1}\} + \alpha \hat{s}_t + \eta_t \end{aligned} \quad (2.55)$$

$$\pi_{H,t} = \phi(\theta \tilde{\beta} E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \tau \pi_{H,t-1}) + \kappa_\alpha x_t + 2\varepsilon_t^\mu \quad (2.56)$$

$$\hat{s}_t = \sigma_\alpha(x_t) \quad (2.57)$$

onde $\hat{q}_t \equiv q_t - q_t^n$, $\kappa_\alpha \equiv \lambda(\sigma_\alpha + \varphi)$ e $\lambda_q \equiv (1 + \epsilon - \tilde{\beta})(\frac{\sigma_\alpha + \Psi}{\mu} - 1)$, e η_t representa um choque para todos os movimentos não captados no hiato dos preços dos ativos.

Assume-se um processo AR(1) para a_t , y_t^* , η_t e u_t^r , de forma que:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a \quad (2.58)$$

$$y_t^* = \rho_{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*} \quad (2.59)$$

$$\eta_t = \rho_\eta \eta_{t-1} + \varepsilon_t^\eta \quad (2.60)$$

$$u_t^r = \rho_r u_{t-1}^r + \varepsilon_t^r \quad (2.61)$$

onde ε^i é normalmente distribuído com média constante e variância σ_i^2 , $\forall i = \{a, y^*, \eta, r\}$.

2.4 Estimação e ajuste do modelo

Além do desenvolvimento do modelo, é de fundamental importância a estimação de seus parâmetros. No caso de modelos DSGE, utiliza-se um misto de calibração e estimação. Os parâmetros desse modelo são estimados por métodos bayesianos, utilizando crenças *a priori* e dados da economia brasileira, de forma a se obter a distribuição *a posteriori*, na qual a inferência estatística dos parâmetros será baseada.

O modelo estimado é composto pelas equações (2.11), (2.37), (2.46) e (2.53)-(2.61). Para estimação, nós utilizamos dados referentes as seguintes variáveis: hiato do produto, hiato do preço das ações, taxa de juros Selic, inflação doméstica e produto externo, cujas respectivas *proxies* foram baseadas em PIB real *per capita*, índice Ibovespa, taxa Selic, IPCA e PIB real *per capita* dos EUA (seguindo Funke, Paetz e Pytlarczyk (2011)). Todas as séries foram expressas como desvio em relação a média. As séries de PIB real *per capita* e índice Ibovespa tiveram seus componentes de tendência extraídos utilizando filtro Hodrick–Prescott. Para o calculo do PIB real *per capita* foi utilizada a razão entre o PIB real e a população economicamente ativa (seguindo Finocchiaro e Heideken (2013)). Os dados são provenientes do Ipeadata,¹¹ IBGE,¹² e FRED.¹³ Nós utilizamos dados trimestrais para o período 1999:3-2015:4.

Para a estimação, utilizou-se o algoritmo de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC), Metropolis-Hastings, com 250 mil réplicas, utilizando duas cadeias paralelas. A otimização da verossimilhança *a posteriori* foi realizada através do algoritmo csmnwel de Christopher Sims. Para o procedimento das estimações, foi utilizado o pacote DYNARE.¹⁴

2.4.1 Calibração

Alguns dos parâmetros de interesse do modelo já foram estimados em outros trabalhos, de forma que podemos utilizá-los para simplificar a estimação dos demais parâmetros. A Tabela 1 apresenta os parâmetros ajustados, seus valores e suas respectivas descrições. Os seis primeiros parâmetros apresentados na tabela foram ajustados de acordo com Areosa e Coelho (2013), Junior e Divino (2013), Divino e Junior (2014), Palma e

¹¹ <http://www.ipeadata.gov.br/>.

¹² <http://www.ibge.gov.br/>.

¹³ Federal Reserve Economic Data, <http://research.stlouisfed.org/fred2/>.

¹⁴ Para maiores informações, ver <http://www.dynare.org/>.

Portugal (2014) e Castro et al. (2015). Para calibrar o parâmetro r_{ee} , foi utilizada a taxa Selic trimestral média. Por fim, todos os demais parâmetros foram ajustados com base em Funke, Paetz e Pytlarczyk (2011).

Tabela 1 – Parâmetros calibrados.

Parâmetro	Valor	Descrição
β	0.989	Fator de desconto
φ	1	Inverso da elast. da oferta de trabalho de Frich
r_{ee}	0.035124	Taxa de juros do estado estacionário (EE)
ω	0.33	Riqueza do indivíduo doméstico
ϵ	0.015	Covariância condicional entre $F_{t,t+1}$ e D_t
μ	0.1	Markup do EE sobre a média do custo marginal esperado
ϖ	0.5	Elast. subst. entre bens domésticos e estrangeiros
ζ	0.5	Elast. subst. entre bens produzidos em países estrangeiros

Fonte: Elaboração própria.

2.4.2 Distribuições *a priori* e estimação via *posteriori*

Um importante passo na estimação de modelos DSGE é a escolha das distribuições *a priori* dos parâmetros que se deseja estimar. A Tabela 2 apresenta as distribuições *a priori* adotadas na estimação, bem como os resultados das estimações baseadas na distribuição *a posteriori* e o Log da densidade marginal ($\mathbf{L}$). Essas *prioris* foram escolhidas com base na literatura, onde a grande maioria delas foi baseadas em Funke, Paetz e Pytlarczyk (2011).

Tabela 2 – Distribuições *a priori* e *a posteriori*.

	<i>Prioris</i>			<i>Posterioris</i> com ϕ_q			<i>Posterioris</i> sem ϕ_q		
	Dist.	Média	DP	5%	Média	95%	5%	Média	95%
γ	Beta	0.13	0.1	0.0002	0.1272	0.2623	0.0002	0.1286	0.2654
α	Beta	0.5	0.1	0.1021	0.1526	0.2029	0.0984	0.1511	0.2021
τ	Beta	0.2	0.1	0.2943	0.3929	0.4901	0.3001	0.4116	0.5231
θ	Beta	0.7	0.1	0.5479	0.6968	0.8519	0.4551	0.6132	0.7743
ρ_a	Beta	0.7	0.1	0.9289	0.9549	0.9817	0.9309	0.9559	0.9825
ρ_{y^*}	Beta	0.7	0.1	0.6807	0.7711	0.8644	0.6811	0.7741	0.8656
ρ_η	Beta	0.7	0.1	0.6878	0.7818	0.8750	0.6427	0.7428	0.8436
ρ_r	Beta	0.2	0.1	0.0921	0.2022	0.3116	0.0790	0.1925	0.3009
ϕ_r	Beta	0.5	0.1	0.6548	0.7474	0.8398	0.6594	0.7485	0.8408
ϕ_p	Normal	6.5	2.0	4.4160	6.8063	9.0318	3.9765	6.2186	8.470
ϕ_x	Beta	0.5	0.1	0.3045	0.4701	0.6333	0.3073	0.4764	0.6336
ϕ_q	Normal	0.0	1.0	0.0236	0.1098	0.1976	-	-	-
σ_a	Gama Inv.	2.0	2.0	1.5090	1.8082	2.0988	1.5268	1.8205	2.1173
σ_{y^*}	Gama Inv.	2.0	2.0	0.5919	0.6930	0.7886	0.5969	0.6946	0.7920
σ_μ	Gama Inv.	2.0	2.0	14.2176	18.0743	21.8967	15.5230	19.8712	24.3028
σ_η	Gama Inv.	2.0	2.0	1.5122	2.5523	3.5621	1.8260	2.9671	4.1108
σ_r	Gama Inv.	2.0	2.0	0.6895	0.9381	1.1837	0.6265	0.8550	1.0600
$\mathbf{L}$					599.2171			598.8540	

Fonte: Elaboração própria.

Para os parâmetros de persistência/influência (com exceção de ϕ_q e ϕ_p), bem como para os parâmetros que descrevem proporções e probabilidades, adotou-se a distribuição Beta como distribuição *a priori* já que esses parâmetros possuem a característica intrínseca de apresentar valores pertencentes ao intervalo $(0, 1)$. No caso dos parâmetros ϕ_q e ϕ_p , a distribuição Normal foi considerada como distribuição *a priori*. Os desvios padrão dos termos de erro dos processos AR exigem uma distribuição cujo suporte esteja nos $\mathbb{R}^+$. Diante disso, adotou-se a distribuição Gama inversa como distribuição *a priori*.

Quanto à estimação *a posteriori*, os resultados indicam que a taxa de rotatividade (γ) é estimada em aproximadamente 13%, sugerindo que o horizonte médio de planejamento das famílias quando realizam transações no mercado financeiro é de aproximadamente sete trimestres. Esse valor é semelhante às estimativas obtidas por [Castelnuovo e Nistico \(2010\)](#) para os Estados Unidos, e por [Funke, Paetz e Pytlarczyk \(2011\)](#) para Hong Kong. O grau de abertura (α) é estimado em 0.1526, sugerindo que a economia brasileira é relativamente fechada. Em cada período, a fração de empresas que não ajustam preços (θ) é estimada em quase 70%. Isso indica que os preços são reajustados em média a cada três trimestres. Esse resultado está em conformidade com as estimativas obtidas por [Castro et al. \(2015\)](#) e [Carvalho e Vilela \(2015\)](#) para o Brasil. Em adição, a estimativa obtida para o parâmetro τ indica que menos que a metade das firmas ajustam os preços com base na inflação passada. Em relação aos processos AR(1), as estimativas para os parâmetros ρ_a , ρ_{y^*} e ρ_η mostram elevada persistência dos choques de tecnologias, do produto externo e do hiato dos preços dos ativos, ao passo que o parâmetro ρ_r mostra pequena persistência dos choques da taxa de juros.

No que diz respeito aos parâmetros da função de reação (2.53), os resultados indicam uma elevada resposta do BCB à inflação doméstica esperada. Nós verificamos também que um aumento do hiato do produto afeta positivamente a taxa Selic, mas essa resposta é inferior a reação à inflação. Esse resultado está em conformidade com aqueles encontrados por [Castro et al. \(2015\)](#), [Carvalho e Vilela \(2015\)](#) e [Kanczuk \(2015\)](#), entre outros.

Quanto ao parâmetro ϕ_q , a estimação sugere que, na determinação da taxa de juros Selic, o BCB atribui discreta importância às oscilações no hiato dos preços dos ativos. Tendo em vista a obtenção de maior confiabilidade deste resultado, o modelo foi estimado novamente, porém desta vez imponto $\phi_q = 0$. Os resultados dessa segunda estimação estão disponíveis na Tabela 2. Note que os demais parâmetros estimados não sofrem alterações significativas. Tomando o fator de Bayes (B) como critério para escolha do modelo obtém-se $B = 1.0014$, ou seja, tanto sob o critério de [Kass e Raftery \(1995\)](#) quanto sob o critério de [Jeffreys \(1961\)](#), esse resultado indica que ϕ_q não contém informação relevante para o modelo. De forma que o BCB não leva em consideração o hiato dos preços dos ativos ao tomar decisões referentes a Selic.

Por fim, as estimativas dos desvios padrão dos choques dão uma primeira indicação sobre quais as variáveis estão mais vulneráveis a choques exógenos. Como pode-se observar, os choques que apresentam mais alto desvio-padrão estimado são os de inflação doméstica, hiato dos preços dos ativos e tecnologia. A seguir, será melhor detalhado o desdobramento desses choques sobre as principais variáveis macroeconômicas do modelo.

2.4.3 Decomposição da variância

Uma importante análise que se pode fazer nesse tipo de modelo é a decomposição da variância das variáveis de acordo com os choques estocásticos. A partir desta análise, podemos observar quais são os choques que afetam mais fortemente as variáveis macroeconômicas, o que possibilita um melhor direcionamento e eficiência na tomada de decisão visando a implementação de políticas econômicas.

Tabela 3 – Decomposição da variância (em %).

Variável	Choques				
	ε^a	ε^{y^*}	ε^μ	ε^η	ε^r
x	0.21	0.01	54.44	2.20	43.14
$\hat{q}$	0.00	0.00	0.17	99.57	0.26
$\hat{r}$	11.08	0.05	55.48	2.90	30.49
π_H	0.28	0.00	73.68	11.40	14.64
$\hat{r}\hat{r}$	99.12	0.88	0.00	0.00	0.00

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 3 apresenta a decomposição da variância do hiato do produto, hiato dos preços dos ativos, taxa de juros, inflação doméstica e taxa de juros natural. Como podemos observar, tanto hiato do produto quanto a taxa de juros são fortemente influenciado pelos choques na inflação doméstica e na taxa de juros, de forma que esses dois choques juntos são responsáveis por mais de 95% das variações de x e quase 90% das variações em $\hat{r}$. Quanto ao hiato dos preços dos ativos, sua variação é explicada quase que totalmente pelos choques na própria variável. É possível observar também que a inflação doméstica tem grande parte de suas variações decorrentes de choques na própria variável, ademais, choques na taxa de juros e no hiato dos preços dos ativos também se mostram ligeiramente influentes. Por fim, analisando a taxa natural, é nítido que esta tem suas variações praticamente determinadas pelos choques de tecnologia. Note ainda que os choques de produto externo tem pouca influência nas variáveis domésticas.

2.4.4 Funções de impulso resposta

Nesta seção, nós apresentamos as funções de impulso resposta bayesianas com o intuito de melhor visualizar os efeitos macroeconômicos de choques na taxa Selic, no hiato dos preços dos ativos, na tecnologia, na demanda externa e na inflação doméstica.

A Figura 1 apresenta as funções de impulso resposta referentes ao choque da taxa de juros Selic. Note que o choque da taxa de juros tem apenas pequenos efeitos sobre o produto. Como o produto natural não é afetado por este choque, o efeito se perpetua de forma similar sobre o hiato do produto. Isso também ocorre com a resposta dos termos de troca. É possível observar ainda que o choque na taxa Selic afeta negativamente a inflação doméstica e a inflação do preço ao consumidor. Esse comportamento era esperado visto que um aumento na taxa de juros desestimula a demanda agregada, consequentemente, reduz as pressões inflacionárias. Por fim, verifica-se que os preços dos ativos caem após um aumento da taxa de juros. Isso ocorre porque a elevação da taxa de juros torna investimentos como poupança (sem riscos) mais atraentes, reduzindo a demanda no mercado de ações. Note ainda que os efeitos desse choque sobre a economia se dissipam em no máximo 10 períodos.

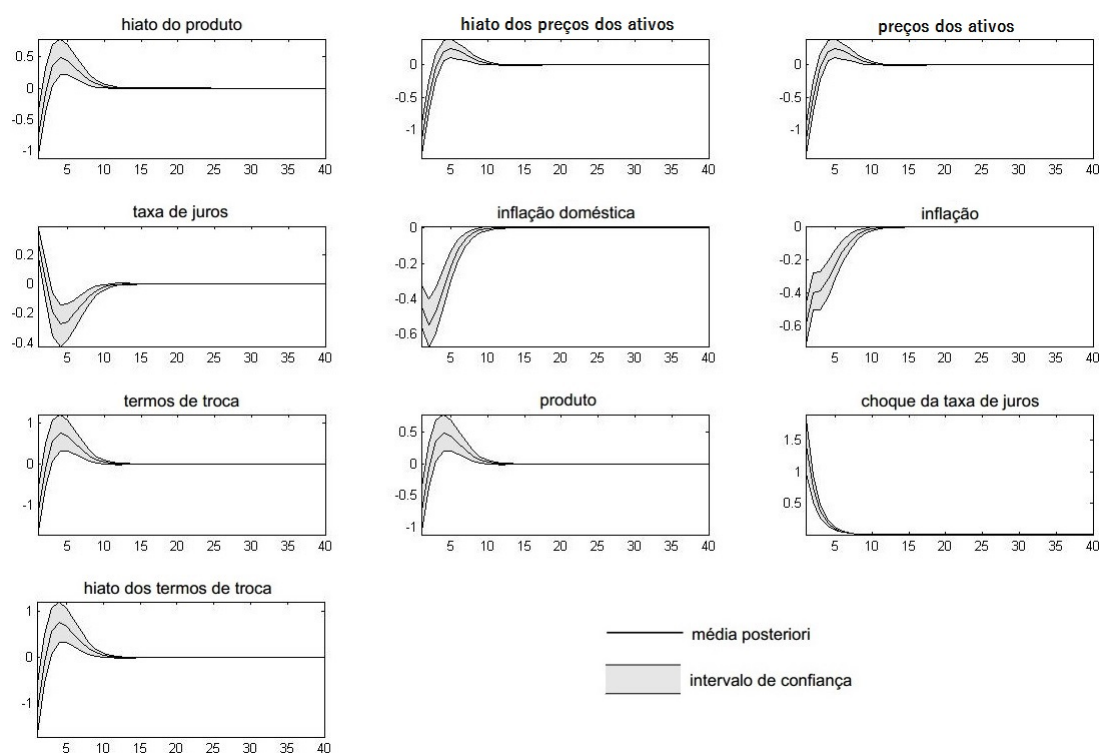


Figura 1 – Choque da taxa de juros

Na Figura 2, são apresentados os efeitos de um choque nos preços dos ativos. Pode-se verificar que este choque não surte efeitos significativos na economia como um todo, influenciando apenas a inflação doméstica, a inflação, e obviamente os próprios preços dos ativos, hiato dos preços dos ativos. Note que inflação doméstica e a inflação sofrem um leve declínio, isso ocorre porque a elevação do hiato dos preços dos ativos indica aquecimento do mercado de títulos, atraindo mais investidores, que por sua vez, desestimula a demanda agregada.

A Figura 3 traz os efeitos dos choques de tecnologia ou produtividade. É possível constatar que o aumento da produtividade eleva tanto o produto quanto o produto natural

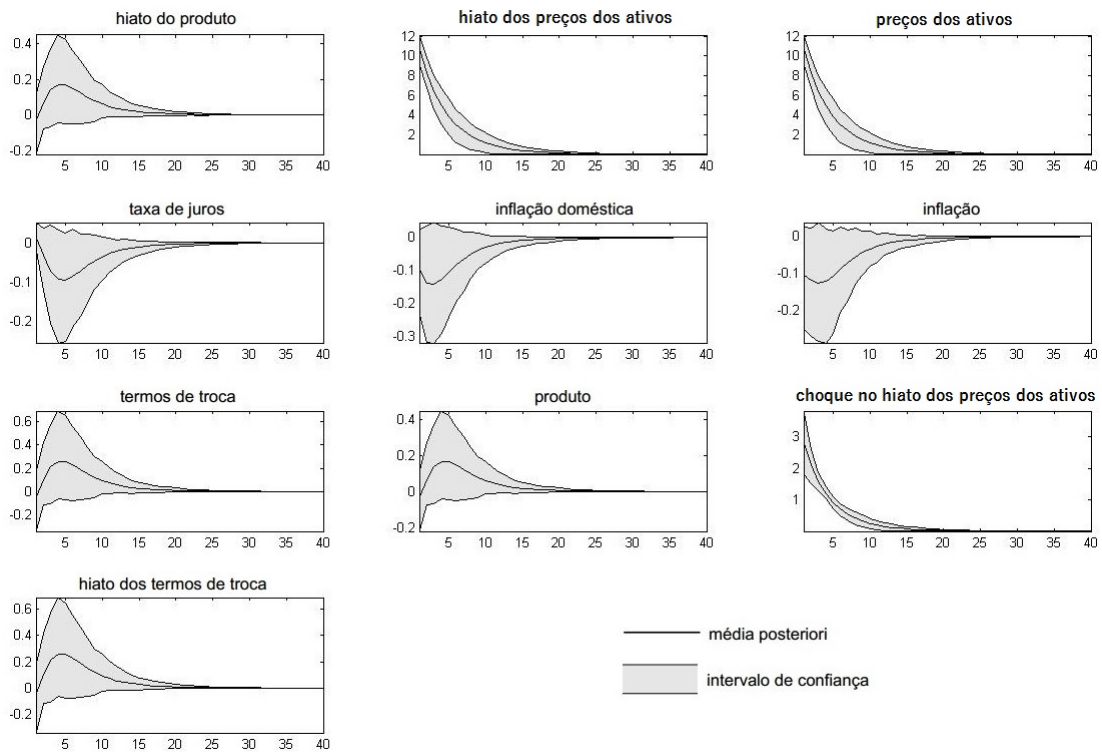


Figura 2 – Choque do hiato dos preços dos ativos

de forma similar, fazendo com que o hiato do produto sofra apenas um pequeno efeito. O mesmo ocorre com os termos de troca, os termos de troca natural e o hiato dos termos de troca. Estes efeitos sobre os termos de troca têm desdobramentos sobre a inflação e a inflação doméstica. O aumento nos termos de troca diminui o preço relativo dos bens importados, elevando a demanda e a inflação como um todo. No entanto, a diminuição dos preços dos bens importados força o mercado a baixar os preços dos bens produzidos nacionalmente, acarretando em uma leve redução da inflação doméstica.

O estímulo ao produto acarretado pelo choque torna o ambiente para negócios mais favorável, o que produz efeitos negativos sobre a taxa de juros e a taxa natural. O estímulo ao produto tem ainda efeitos positivos sobre o mercado acionário, e consequentemente, sobre os preços dos ativos e os preços naturais dos ativos. No entanto, esses efeitos são um pouco maiores sobre o segundo, acarretando um leve efeito negativo sobre o hiato dos preços dos ativos. Note que, neste caso, os efeitos do choque de produtividade levam mais que 40 trimestres para se dissiparem.

Os efeitos de um choque no produto externo podem ser visualizados na Figura 4. Uma elevação da demanda externa implica em um aumento do produto e do produto potencial. Consequentemente, este choque tem influência praticamente nula sobre o hiato do produto. Os termos de troca e os termos de troca natural também diminuem de forma bastante similar. Assim, o efeito do choque externo sobre o hiato dos termos de troca é

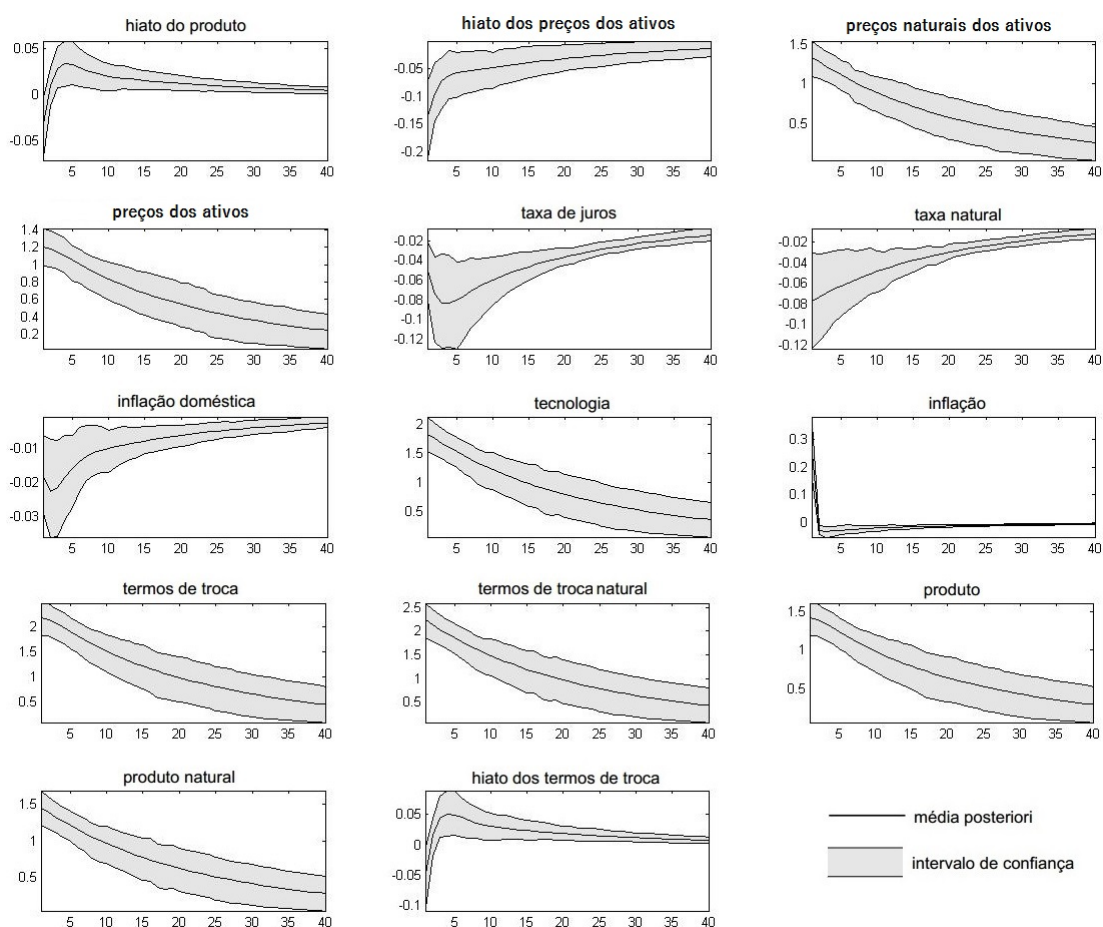


Figura 3 – Choque de tecnologia

praticamente nulo.

O aumento da demanda por bens produzidos internamente cria pressões inflacionárias, elevando levemente a inflação doméstica. Entretanto, a diminuição dos termos de troca eleva o preço doméstico relativo de bens importados, contrabalanceando os efeitos sobre a inflação doméstica, de forma que os efeitos do choque sobre a inflação total são praticamente nulos.

O choque de demanda externa faz necessário investimentos no setor produtivo a fim de que se viabilize a produção necessária para se atender esta demanda. Dessa forma, se tem um leve aumento sobre a taxa de juros, a taxa natural de juros, os preços dos ativos e os preços naturais dos ativos. Como o efeito sobre os preços dos ativos e os preços naturais dos ativos é praticamente o mesmo, o hiato dos preços dos ativos é praticamente nulo.

A Figura 5 traz os efeitos dos choques de inflação doméstica. Um choque que eleve a inflação doméstica tem como consequência óbvia a elevação da inflação de preço ao consumidor. A elevação dos preços causa uma diminuição do produto agregado. Visto

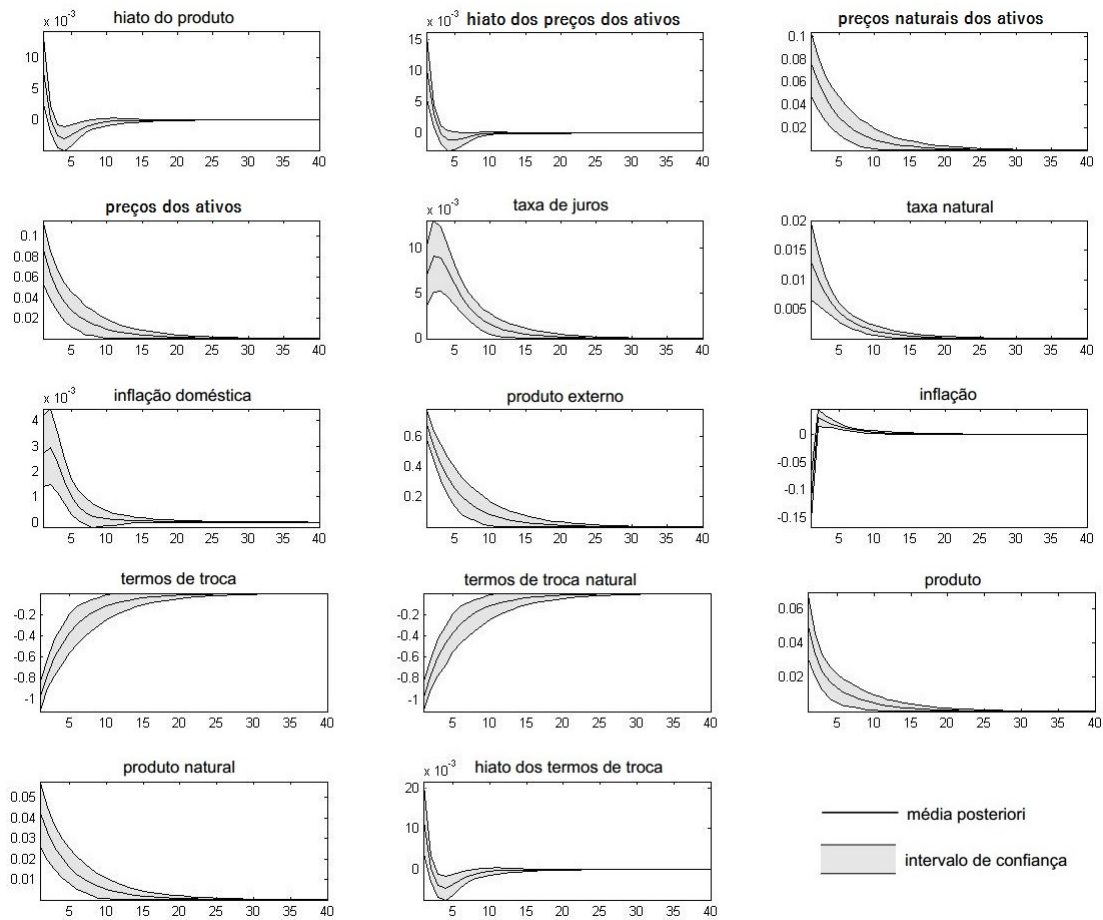


Figura 4 – Choque de demanda externa

que o produto natural não é afetado, tem-se também a redução do hiato do produto. Um nível de produto menor e preços mais elevados afetam negativamente os preços dos ativos. Como os preços naturais dos ativos não são afetados, o hiato dos preços dos ativos também sofre efeitos negativos. Outros desdobramentos do desaquecimento do choque na inflação doméstica é o aumento da taxa de juros e a diminuição dos termos de troca. Como o nível natural dos termos de troca não é afetado, o hiato dos termos de troca sofre redução. Por fim, pode-se observar que os efeitos de um choque de inflação doméstica se dissipam em pouco tempo.

2.5 Análise de robustez

Para proceder a análise de robustez, o modelo descrito na seção 2.3 foi reestimado considerando diferentes especificações para a função de reação do BCB. Dados os resultados analisados até aqui, tem-se que $\hat{q}_t$ não influencia a determinação da taxa de juros. No entanto, é possível que a autoridade monetária brasileira responda a inflação nos preços dos ativos (dada por $\Delta\hat{q}_t$). Para testar essa hipótese, o modelo foi estimado utilizando a

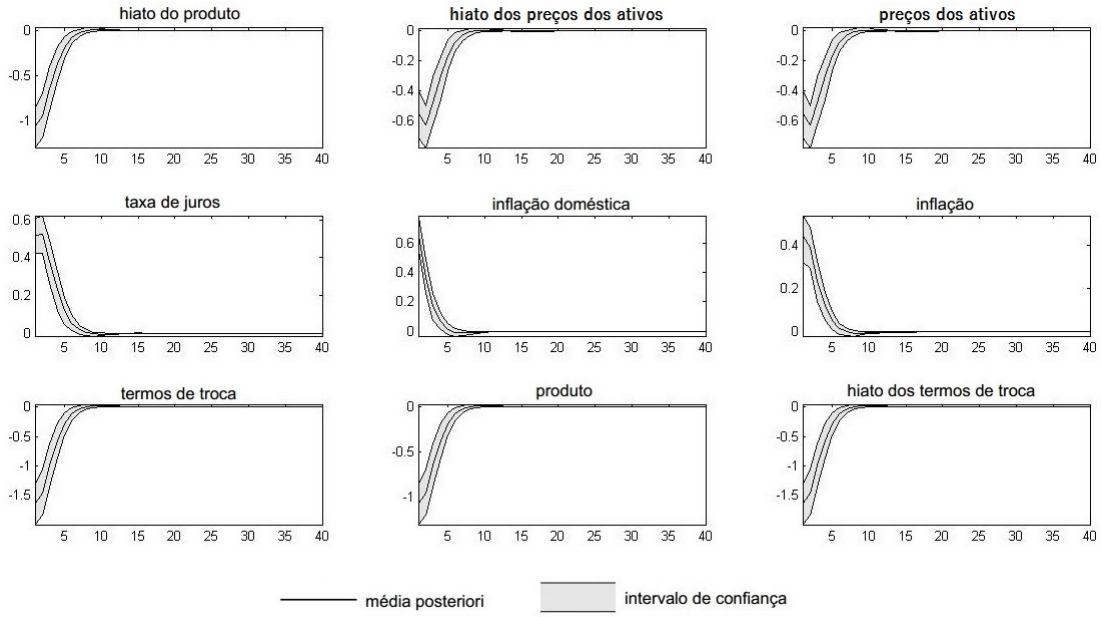


Figura 5 – Choque de inflação doméstica

seguinte regra de política monetária:

$$\text{Regra 1 : } \hat{r}_t = (1 - \phi_r)[\phi_p E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \phi_x x_t + \phi_{\Delta q} \Delta \hat{q}_t] + \phi_r r_{t-1} + u_t^r.$$

Os resultados da estimação e as distribuições *a priori* podem ser observadas na Tabela 4. Note que os resultados dos parâmetros estimados são bastante similares aos dispostos na Tabela 2, com exceção de $\phi_{\Delta q}$, que não é considerado no modelo inicial, mas aqui apresenta resultado negativo e estatisticamente significativo. A fim de testar a robustez desse resultado, é estimada uma segunda especificação para a função de reação baseada na Regra 1, onde impõe-se a restrição $\phi_{\Delta q} = 0$. Nesse caso, a função de reação é dada por:

$$\text{Regra 1* : } \hat{r}_t = (1 - \phi_r)[\phi_p E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \phi_x x_t] + \phi_r r_{t-1} + u_t^r.$$

As estimativas do modelo considerando a Regra 1* podem ser observadas na Tabela 4. Como critério para seleção do modelo mais indicado entre os que utilizam as regras 1 e 1*, utiliza-se o fator de Bayes ($\mathbf{B}$) obtido a partir dos valores de $\mathbf{L}$ dos modelos. Dado que $\mathbf{B}=1.0013$, tanto sob o critério de Kass e Raftery (1995) quanto sob o critério de Jeffreys (1961), tem-se que $\phi_{\Delta q}$ não apresenta informação relevante para o modelo. Isso sugere que o BCB também não responde a inflação dos preços de ativos.

Note que os resultados presentes na Tabela 4 não divergem consideravelmente dos apresentados na Tabela 2. Assim, as evidências levantadas na análise de robustez do modelo reforçam os resultados iniciais de que o hiato do preço dos ativos parece não influenciar diretamente a determinação da taxa de juros Selic.

Tabela 4 – Análise de robustez considerando as Regras 1 e 1*.

	<i>Prioris</i>			<i>Posterioris</i>					
	Dist.	Média	DP	Regra 1			Regra 1*		
				5%	Média	95%	5%	Média	95%
γ	Beta	0.13	0.1	0.0010	0.1295	0.2667	0.0002	0.1286	0.2654
α	Beta	0.5	0.1	0.0969	0.1491	0.0969	0.0984	0.1511	0.2021
τ	Beta	0.2	0.1	0.2763	0.397	0.5095	0.3001	0.4116	0.5231
θ	Beta	0.7	0.1	0.4401	0.6018	0.7630	0.4551	0.6132	0.7743
ρ_a	Beta	0.7	0.1	0.9314	0.9567	0.9820	0.9309	0.9559	0.9825
ρ_{y^*}	Beta	0.7	0.1	0.6819	0.7736	0.8647	0.6811	0.7741	0.8656
ρ_η	Beta	0.7	0.1	0.6372	0.7400	0.8404	0.6427	0.7428	0.8436
ρ_r	Beta	0.2	0.1	0.1043	0.2209	0.3371	0.0790	0.1925	0.3009
ϕ_r	Beta	0.5	0.1	0.6771	0.7639	0.8548	0.659	0.7485	0.8408
ϕ_p	Normal	6.5	2.0	3.9999	6.3633	8.6121	3.9765	6.2186	8.4705
ϕ_x	Beta	0.5	0.1	0.3135	0.4789	0.6379	0.3073	0.4764	0.6336
$\phi_{\Delta q}$	Normal	0.0	1.0	-0.1017	-0.0548	-0.0038	-	-	-
σ_a	Gama Inv.	2.0	2.0	1.5292	1.8393	2.1408	1.5268	1.8205	2.1173
σ_{y^*}	Gama Inv.	2.0	2.0	0.5910	0.6902	0.7864	0.5969	0.6946	0.7920
σ_μ	Gama Inv.	2.0	2.0	15.4768	20.1709	24.5682	15.5230	19.8712	24.3028
σ_η	Gama Inv.	2.0	2.0	1.8096	2.9934	4.1307	1.8260	2.9671	4.1108
σ_r	Gama Inv.	2.0	2.0	0.5998	0.8161	1.0233	0.6265	0.8550	1.0600
L					600.4773			598.8540	

Fonte: Elaboração própria.

2.6 Discussão

Os resultados oriundos do presente estudo levam a crer que o BCB não leva em consideração diretamente os preços dos ativos para a condução da política monetária, tão pouco a inflação dos preços dos ativos. Esse resultado é condizente com as evidências apresentadas por [Moura \(2015\)](#), que estimou funções de reação *forward-looking* utilizando MGM.

Uma possível explicação para isso pode estar nas atas de reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom). Ao acompanhá-las, é possível notar que o BCB destaca alguma importância aos preços dos ativos em sua tomada de decisão. [Copom \(2009\)](#) registra em ata, durante sua 143^a reunião, o entendimento de que movimentos nos preços dos ativos são relevantes apenas se capazes de impactar a trajetória prospectiva para a inflação. Em sua 173^a reunião, realizada em 2013 o Copom enfatiza que “[...] os desenvolvimentos no âmbito parafiscal e no mercado de ativos são partes importantes do contexto no qual decisões futuras de política monetária serão tomadas [...]” ([COPOM, 2013](#))

Através das atas de reuniões do Copom fica claro que os preços dos ativos são observados pela autoridade monetária brasileira. No entanto, a ênfase maior do BCB parece ser dada à taxa de inflação. Por exemplo, em 2002, o Copom declarou em ata que “[...] a política monetária continua sendo calibrada exclusivamente para que a inflação se situe dentro da trajetória de suas metas [...]” ([COPOM, 2002](#)).

Uma outra explicação complementar para baixa relevância do hiato dos preços dos ativos pode ser derivada utilizando uma abordagem mais analítica sobre o modelo trabalhado. Pode-se observar na Eq. (2.54) que existe um peso atribuído a q_t na determinação de x_t . Esse peso pode ser interpretado como a influência do mercado acionário sobre o produto da economia e é descrito como:

$$\frac{\Psi}{1 + \Psi} \quad \text{onde} \quad \Psi \equiv \gamma \frac{1 - \beta(1 - \gamma)}{1 - \gamma} \frac{(1 + r_{ee})(1 + \epsilon)\mu}{(r_{ee} + (1 + r_{ee})\epsilon)C/Y} \quad (2.62)$$

Utilizando valores para os parâmetros de (2.62) disponíveis nos procedimentos de calibração e estimação da média *a posteriori*, tem-se que esse peso pode ser expresso por $\frac{0.04489}{C/Y}$, onde C/Y é a proporção da renda gasta com consumo. Dessa forma, podemos descrever esse peso (2.62) como uma função de C/Y , a qual pode ser representada graficamente na Figura 6. É possível verificar que maiores níveis de C/Y levam a menores pesos para q_t . Isso pode ser explicado pelo fato de que à medida em que se destina uma maior parte da renda para consumo, abre-se mão de ter um pouco mais de capital para se investir no mercado financeiro.

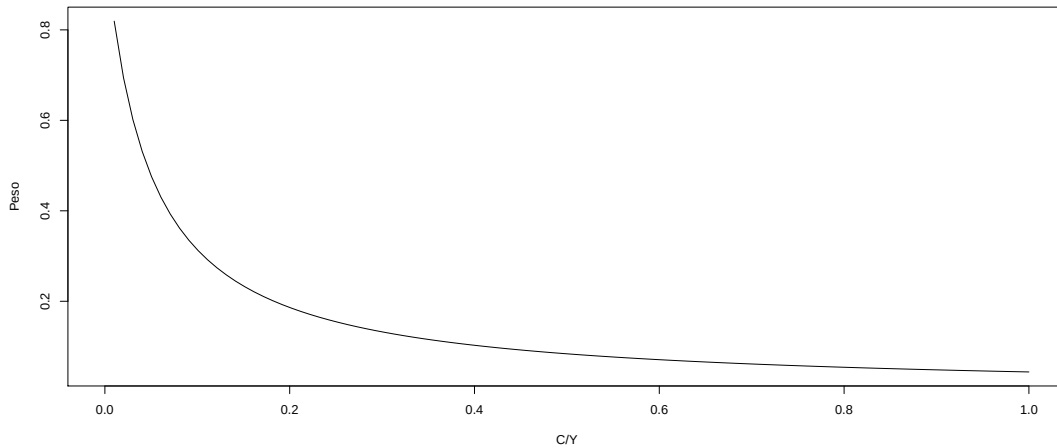


Figura 6 – Influência do mercado acionário no produto para diferentes níveis de C/Y

De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o consumo das famílias responde por aproximadamente 60% do PIB brasileiro. Assim, assumindo $C/Y = 0.6$, temos que o peso de q_t na determinação de x_t é igual a aproximadamente 0.075, o que configura um efeito-riqueza bastante discreto. Essa evidência também reflete a baixa taxa de poupança na forma de ativos financeiros. Por exemplo, os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada pelo IBGE, indicaram que as aplicações financeiras responderam apenas a 12.7% da taxa de poupança das famílias em 2009 (Boletim Regional do Banco Central do Brasil, jan. de 2013).

2.7 Considerações finais

Utilizando um modelo DSGE estimado para a economia brasileira pós-1999, este trabalho investigou se o BCB levou em consideração o mercado de ações ao determinar a taxa de juros Selic. Nós analisamos ainda como o mercado de ativos influencia a estrutura macroeconômica brasileira, bem como as implicações decorrentes de diferentes choques estruturais. Para isso, foram utilizados diversos recursos, tais como estimativas dos parâmetros do modelo DSGE por métodos bayesianos, funções de impulso resposta, decomposição de variâncias e uma análise de robustez considerando duas especificações para a função de reação do BCB.

As estimativas apontam que o BCB não responde diretamente ao hiato nos preços das ações quando determina a taxa Selic. Isso está em conformidade com as declarações dadas pelo BCB nas atas das reuniões do Copom, bem como com os argumentos de [Bernanke e Gertler \(2001\)](#), [Mishkin \(2007\)](#) e [Mishkin \(2008\)](#) de que o banco central deve reagir apenas indiretamente aos preços dos ativos, na medida em esses preços indiquem mudanças na inflação esperada. Em adição, nós encontramos evidências empíricas de que alterações na inflação esperada e hiato do produto afetam significativamente as decisões da autoridade monetária brasileira. Por fim, as análises da decomposição da variância dos choques e das funções de impulso resposta indicam que choques no mercado acionário têm poucos efeitos na economia como um todo.

3 Determinantes da Independência dos Bancos Centrais: um estudo empírico com modelos de regressão quantílica e beta inflacionado

3.1 Introdução

As políticas monetária e fiscal são fundamentais para que os *policymakers* possam implementar medidas que elevem o bem-estar econômico e social. Ocasionalmente, essas políticas podem até surtir efeitos semelhantes. No entanto, em economias onde o poder de decisão não é completamente centralizado nas mãos de um único gestor (como é o caso da maioria dos países, com exceção de algumas ditaduras), a política fiscal pode levar mais tempo para ser implementada em razão dos trâmites legais existentes.¹ Dessa forma, a política monetária se mostra como valorosa ferramenta para intervenções de curto prazo voltadas à estabilização dos preços e do produto agregado.

Nas economias atuais, o banco central (BC) é a instituição responsável por executar a política monetária. Posto isso, a literatura recente tem devotado grande esforço ao estudo dos benefícios da independência do BC (doravante denominada IBC). Por exemplo, Rogoff (1985) mostra que delegar a política monetária a um banco central independente e conservador pode reduzir a inflação e eliminar o viés inflacionário decorrente da inconsistência temporal da política discricionária destacada por Barro e Gordon (1983). Blinder (1998) argumenta que a IBC pode acabar com o incentivo dos políticos para obter ganhos de curto prazo a expensas de elevada inflação no futuro. Isso, por sua vez, favorece o aumento da credibilidade de uma política monetária desinflacionária. Alesina e Gatti (1995) demonstram que a IBC pode diminuir a incerteza sobre a condução da política monetária que decorre dos resultados das eleições em países democráticos. Argumenta-se ainda que a IBC pode diminuir a variabilidade da inflação (ALESINA, 1988), reduzir as flutuações do produto e estimular o crescimento econômico (LONG; SUMMERS, 1992; ALESINA; SUMMERS, 1993), afetar positivamente o mercado acionário (MOSE; DREHER, 2010; KUTTNER; POSEN, 2010), diminuir os ciclos políticos orçamentários (HAGA, 2015), e contribuir para a estabilidade financeira (KLOMP; HAAN, 2009; ČIHÁK, 2010) e solidez do sistema bancário (DOUMPOS; GAGANIS; PASIOURAS, 2015).

¹ Por exemplo, em alguns sistemas políticos, para que o governo possa implementar um novo imposto, é necessária a aprovação de outros conselhos, tal como o parlamento.

Em razão dos potenciais benefícios, vários trabalhos tem procurado identificar os determinantes da IBC. [Haan e Hag \(1995\)](#) verificam que a IBC é afetada positivamente pela inflação e negativamente pela instabilidade política. [Moser \(1999\)](#) destaca que o desenho do processo legislativo pode afetar a IBC. Ao analisar os efeitos de variáveis políticas sobre a IBC, [Farvaque \(2002\)](#) observa que o bicameralismo e o federalismo afetam essa variável. [Carmignani, Colombo e Tirelli \(2008\)](#) mostram que a IBC é prejudicada por turbulências políticas e sociais. [Hayo e Voigt \(2008\)](#) apresentam evidências de que um sistema legal mais independente é um determinante importante da IBC. [D'Amato, Pistoresi e Salsano \(2009\)](#) enfatizam os efeitos da abertura comercial, do ciclo de negócios internacional e da transparência institucional sobre a IBC. [Dincer e Eichengreen \(2014\)](#) estimam um modelo de dados em painel e constataam que a abertura econômica e a participação no programa de empréstimos do Fundo Monetário Internacional afetam positivamente a IBC. [Berggren, Daunfeldt e Hellström \(2014\)](#) destacam a importância da confiança social como determinante da IBC. [Masciandaro e Romelli \(2015\)](#) verificam que choques fiscais e na taxa de desemprego afetaram a IBC após a crise financeira de 2007-2008.

Dentro desse contexto, o presente trabalho busca investigar a influência de variáveis políticas e econômicas sobre a independência de um conjunto de 89 bancos centrais. Para isto, nós utilizamos como *proxy* da IBC um índice formado pela média aritmética dos índices de independência econômica e política propostos por [Arnone et al. \(2007\)](#). Uma característica relevante dessa variável é que ela pertence ao intervalo contínuo fechado de 0 a 1.² [Papke e Wooldridge \(1996\)](#) argumenta que modelar variáveis com essa natureza utilizando um modelo de regressão linear simples tem duas limitações: i) desconsidera-se uma potencial não linearidade do efeito marginal de um regressor irrestrito ao longo de seu suporte; ii) não se pode garantir que os valores preditos situem-se no intervalo unitário. Assim, diferentemente da literatura existente, nós propomos modelar a IBC através de regressão quantílica com funções de ligação baseadas nas distribuições Cauchy e Logística. Além disso, nós modelamos o índice de independência através de regressão beta inflacionada em um, apresentada por [Ospina e Ferrari \(2012\)](#).

Os resultados das estimações indicam que medidas de proximidade entre população e governos (tais como federalização e democratização) afetam positivamente a IBC. Em adição, nós verificamos que a participação da União Europeia também tem efeito positivo sobre a independência. Isso já era esperado visto que o Tratado de Maastricht exigia autonomia dos BC's como condição prévia para se aderir à Área do Euro. Por fim, nós verificamos que, enquanto a taxa média de desemprego não se mostrou relevante, a variabilidade do desemprego apresentou um efeito positivo e significativo sobre a independência da autoridade monetária.

² Para uma revisão sobre metodologias de estimação para dados fracionados, ver [Ramalho, Ramalho e Murteira \(2011\)](#).

Além desta introdução, o presente trabalho está organizado em mais quatro seções. Na seção 3.2, faz-se uma breve revisão da literatura sobre independência de banco central. A seção 3.3 apresenta a metodologia e os dados utilizados nas estimações. A seção 3.4 traz os resultados do trabalho. Por fim, as conclusões estão dispostas na seção 3.5.

3.2 Revisão da Literatura

Comumente, o termo “independência do banco central” é associado a capacidade da autoridade monetária de perseguir seus objetivos sem levar em consideração possíveis pressões políticas. Entretanto, uma definição mais abrangente sobre IBC foi estabelecida por [Debelle e Fischer \(1994\)](#). Esses autores consideram que a IBC é composta por dois critérios de independência, a saber: i) independência quanto a meta, isto é, a liberdade que o BC tem em definir seus objetivos; e ii) independência quanto aos instrumentos, ou seja, a capacidade do BC em utilizar os instrumentos necessários para atingir os objetivos delimitados.

Existem numerosos estudos sobre a IBC, desde tentativas de mensurar o grau de independência até pesquisas que buscam traçar relações entre covariáveis e o grau dessa independência. [Parkin e Bade \(1977\)](#) fizeram o primeiro esforço no sentido de criar um indicador de IBC e comparar as experiências monetárias de 11 países industrializados no período de 1951 – 1975. Para isso, esses autores definiram critérios que permitiram identificar quatro tipos diferentes de instituições monetárias de acordo com o grau de IBC.

[Grilli, Masciandaro e Tabellini \(1991\)](#) contrapõem os regimes monetários de 18 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e desenvolvem o índice GMT de independência do BC. Esse índice abrange duas formas de independência: i) a independência política, na qual se mensura a capacidade do BC para definir os objetivos finais da política monetária; e ii) a independência econômica, onde se mensura a autonomia do BC para selecionar seus instrumentos de atuação.

[Cukierman, Webb e Neyapti \(1992\)](#) argumentam que a independência do BC é certamente afetada pelo grau de independência jurídica, mas também é afetada por outros fatores, tais como a personalidade dos tomadores de decisões do BC e acordos informais. Dessa forma, a utilização conjunta de variáveis legais e de variáveis capazes de captar outros efeitos (tais como acordos informais) poderiam fornecer informações mais úteis para mensurar a independência do BC. [Cukierman, Webb e Neyapti \(1992\)](#) desenvolvem três índices de IBC, a saber: i) um índice de rotatividade de governantes do BC; ii) um índice construído com base em questionário respondido por pessoas qualificadas de 24 BC's; e iii) um índice que agrega o índice legal e a taxa de rotatividade. Nessa mesma linha de pesquisa, [Crowe e Meade \(2008\)](#) atualizam o índice de [Cukierman, Webb e Neyapti \(1992\)](#) para o ano de 2003 e incorporam 27 novos países, enquanto [Jácome e Vázquez \(2008\)](#)

fazem uma extensão desse índice para considerar novos aspectos da autonomia e prestação de contas do BC.

[Arnone et al. \(2007\)](#) procuram realizar uma análise da evolução da independência do BC ao longo do tempo. Para isso, são calculados os índices GMT de independência política e econômica do BC para 168 países, tomando como base o final de 2003. Esses autores mostram que houve um aumento substancial nos índices de IBC, tanto político quanto econômico. No entanto, esse aumento foi mais discreto em países em desenvolvimento.

Com base nas medidas comentadas até aqui, diversos estudos foram desenvolvidos em um esforço de buscar evidências sobre quais variáveis podem ter influência relevante sobre a IBC. [Haan e Hag \(1995\)](#) avaliam sete hipóteses relacionadas a influência das seguintes variáveis sobre a IBC: nível de emprego motivado pelo viés inflacionário, dívida pública, instabilidade política, inflação passada, experiência com períodos de altos níveis de inflação, presença de um sistema bancário universal e sistema financeiro não regulado pelo BC³. Para testar a validade dessas hipóteses, os autores utilizam uma amostra composta por 22 países. Destacam-se os resultados de que instabilidade política afeta negativamente a IBC, e a inflação passada afeta positivamente a IBC.

De acordo com [Hayo \(1998\)](#), a IBC tem relação íntima com o baixo nível de inflação, de forma que existiria uma ligação entre a IBC e uma cultura “anti-inflação”. Essa relação justificaria a valorização da estabilidade monetária em países com baixos níveis de inflação. A análise empírica que suporta essa tese se deu a partir de dados compreendidos no período de 1976 a 1993, oriundos de países membros da Comunidade Europeia.

[Moser \(1999\)](#) analisa as condições políticas capazes de conceder uma crível independência ao BC. Para isso, o autor apresenta um modelo teórico em que a concessão crível de independência ao BC depende de um sistema legislativo com ao menos dois órgãos de decisão heterogêneos e com direitos de veto. Empiricamente, os resultados encontrados mostram que a IBC nos países da OCDE é afetada pela extensão de freios e contrapesos do processo legislativo. Além disso, os freios e contrapesos afetam a relação negativa entre IBC e inflação.

[Farvaque \(2002\)](#) relaciona o índice de IBC de [Cukierman, Webb e Neyapti \(1992\)](#) com variáveis políticas, tais como duração média de governo e idade de seus partidos políticos (*proxies* da estabilidade política), representação relativa do senado, número de “círculos eleitorais” que um país possui em seu espaço geográfico e uma *dummy* para indicar que o país é uma federação. As evidências empíricas apresentadas sugerem que as sociedades mais orientadas para a estabilidade tendem a atribuir maior independência à autoridade monetária.

[Carmignani, Colombo e Tirelli \(2008\)](#) estimam um modelo em que inflação, IBC e

³ Para detalhes sobre essas hipóteses, ver [Haan e Hag \(1995\)](#).

regime de taxa de câmbio são simultaneamente determinados por um conjunto de variáveis econômicas, políticas e institucionais. O sistema de equações proposto é tratado como um *pooled* com dados *cross section* e estimado pelo método generalizado dos momentos (MGM). Dentre os resultados, destaca-se que a IBC é afetada negativamente por oscilações sócio-políticas e positivamente pelo equilíbrio entre os poderes executivo e legislativo. Carmignani, Colombo e Tirelli (2008) argumentam ainda que o controle da inflação tem importância fundamental para a IBC.

D’Amato, Pistorresi e Salsano (2009) estudam os determinantes da IBC por meio de uma amostra composta por 55 países, levando em consideração o horizonte temporal de 1980 a 1989. Para isso, os autores utilizam o índice de IBC de Cukierman, Webb e Neyapti (1992). Os modelos são estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO) considerando países membros da OCDE, países não membros da OCDE e a junção destes. Os resultados desses autores dão destaque para influência das variáveis transparência, abertura comercial e tamanho do ciclo de negócios internacionais sobre a IBC.

Daunfeldt, Hellström e Landström (2013) investigam as causas do aumento da IBC’s ao longo do tempo. Para isso, é utilizada uma base de dados composta por 132 países. O índice de IBC é transformado em uma *dummy* e é modelado através de um modelo probit de efeitos aleatórios. Os resultados indicam que, para países não membros da OCDE, os políticos possuem uma maior propensão a dar independência aos BC’s quando há um histórico de inflação elevada na economia e se existe uma alta probabilidade de serem substituídos.

Berggren, Daunfeldt e Hellström (2014) levantam a hipótese de que o nível de confiança social pode ter influência sobre a IBC, embasando-se no raciocínio de que problemas de credibilidade sobre a política monetária poderiam ser minimizados por meio de um BC mais independente. Esses autores utilizam uma amostra composta por 149 países e apresentam evidências de uma relação entre confiança social e IBC no formato de “u”.

Dincer e Eichengreen (2014) avaliam tendência e determinantes da transparência e da independência de BC. A amostra é composta por mais de 100 países e para o período de 1998 a 2010. Para análise empírica dos determinantes da IBC, é utilizada a modelagem de dados em painel. Os resultados mostram uma evolução em termos de transparência e independência dos BC’s com o passar dos anos. Os resultados apontam ainda que tanto a transparência quanto a independência são influenciadas de forma similar por variáveis econômicas e institucionais. O trabalho mostra ainda que transparência e independência dos BC’s afetam de forma significativa a variabilidade da inflação.

Masciandaro e Romelli (2015) utilizam um modelo principal-agente para explicar como os tomadores de decisão podem estabelecer as diretrizes da governança do BC diante de choques macroeconômicos. Empiricamente, a variação do índice de IBC é modelada em

função dos choques de inflação, desemprego e fiscal. Os resultados destacam a importância dos choques macroeconômicos como determinantes da IBC no período pós-crise de 2007-2008.

3.3 Metodologia

Uma importante característica dos índices de IBC existentes na literatura é que eles são variáveis contínuas pertencentes ao intervalo $[0, 1]$. A modelagem de variáveis contínuas no intervalo unitário exige um pouco de atenção dadas suas nuances teóricas. Papke e Wooldridge (1996), Ferrari e Cribari-Neto (2004) e Ramalho, Ramalho e Murteira (2011) argumentam que o largamente utilizado MQO não é adequado para modelar uma variável dependente no intervalo unitário porque pode gerar valores preditos que ultrapassam os limites inferior e superior desse intervalo. Em adição, Papke e Wooldridge (1996) destacam que usar modelos lineares para tratar esse tipo de variável não é apropriado porque esses modelos assumem que os efeitos parciais são constantes. Diante disso, este trabalho propõe analisar os determinantes da IBC utilizando duas abordagens: i) uma semi-paramétrica, que baseia-se na estimação de regressão quantílica; e ii) uma paramétrica, que baseia-se na estimação de regressão beta inflacionada em um.

3.3.1 Abordagem semi-paramétrica

3.3.1.1 Regressão Quantílica

A regressão quantílica (RQ), proposta por Koenker e Bassett (1978), é baseada no método de minimização dos erros absolutos, onde a estimação para os vários quantis da distribuição condicional da variável dependente é feita com a adição de uma ponderação à minimização dos erros. Em sua concepção, a RQ muito se assemelha ao método MQO, chegando inclusive a coincidir as estimativas dos dois modelos quando todas as premissas do modelo MQO são atendidas e a RQ é estimada para a mediana.

Para uma breve explanação sobre RQ, considere a seguinte estrutura de regressão:

$$Y = X\beta(\tau) + \epsilon,$$

em que Y é um vetor $n \times 1$ de observações, X é uma matriz $n \times k$ de regressores, $\beta(\tau)$ é um vetor $k \times 1$ de parâmetros de interesse e ϵ é um vetor $n \times 1$ de erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.) com função de distribuição F e quantil de ordem τ igual a zero. Posto isso, o τ -ésimo quantil condicional de Y dado X é expresso da seguinte forma:

$$Q_\tau(Y | X) = X\beta(\tau).$$

Pode-se obter $\hat{\beta}(\tau)$ por meio da seguinte minimização:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x_i^{\top} \beta),$$

onde ρ_{τ} é a função perda dada por

$$\rho_{\tau}(v) = v(\tau - I(v < 0)).$$

Koenker (2005) demonstra que é possível estimar $\beta(\tau)$ transformando este problema em um problema de programação linear. Dessa forma, a minimização de interesse passa a ter a seguinte forma:

$$\min_{(\beta, \mu, \nu) \in \mathbb{R}^k \times \mathbb{R}_+^{2n}} \left\{ \tau 1_n^{\top} \mu + (1 - \tau) 1_n^{\top} \nu \mid X\beta + \mu - \nu = Y \right\},$$

onde $1_n^{\top}$ é um vetor $1 \times n$ de uns, μ e ν são vetores $n \times 1$ compostos respectivamente por μ_i e ν_i , definidos como

$$\mu_i = \begin{cases} y_i - \hat{y}_i & \text{se } y_i - \hat{y}_i > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases},$$

$$\nu_i = \begin{cases} \hat{y}_i - y_i & \text{se } y_i - \hat{y}_i < 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases},$$

em que $\hat{y}_i = x_i^{\top} \hat{\beta}$.

A RQ possui propriedades bastante atrativas. Primeira, ela pode ser usada para investigar a resposta da variável dependente às variáveis explicativas em diferentes quantis da distribuição condicional da variável dependente. A segunda propriedade é que os estimadores de regressão quantílica são mais eficientes do que os estimadores de MQO quando o termo de erro é não gaussiano e são menos sensíveis à presença de *outliers* na variável dependente (KOENKER, 2005).

Por fim, uma propriedade especialmente interessante de RQ para viabilidade da metodologia proposta neste trabalho é que quantis são invariantes às transformações monótonas. Essa propriedade, também conhecida como equivariância, diz que:

$$Q_{\tau}(\Psi(Y)) = \Psi(Q_{\tau}(Y)),$$

onde $\Psi(\cdot)$ é uma função não decrescente sobre os $\mathbb{R}$. Adiante será apresentada a formalização do modelo para variáveis com suporte no $[0, 1]$.

3.3.1.2 Regressão Quantílica para dados no $[0, 1]$

A utilização de RQ para modelar dados no intervalo unitário ainda é limitada. Machado e Silva (2008) estudam a estimação de RQ para dados fracionados e devotam

atenção a situações onde existe uma massa de pontos em 0 e/ou 1. [Bottai, Cai e McKeown \(2010\)](#) sugerem regressão quantílica logística para a análise de dados limitados. Seguindo nessa linha de pesquisa, esse trabalho utiliza RQ para analisar os determinantes do índice de IBC.

Para uma descrição da metodologia usada neste trabalho, deixe Y denotar um vetor $n \times 1$ de determinada variável de interesse composta por n observações, tal que $Y \in [0, 1]$, e X denotar uma matriz $n \times k$ de k regressores $(x_j, j = 1, \dots, k)$ observados n vezes, os quais serão utilizados para modelar Y . Seja $G(\cdot)$ uma função tal que, $G : [0, 1] \rightarrow \mathfrak{R}$, $G(\cdot)$ é monótona não decrescente, exista $G^{-1}(\cdot)$, e $G^{-1}(\cdot)$ seja ao menos uma vez diferenciável. A ideia da metodologia proposta consiste em utilizar essa função de ligação, $G(\cdot)$, para mapear Y nos reais e posteriormente estimar o modelo via regressão quantílica. Dessa forma, tem-se o seguinte modelo de regressão quantílica:

$$Q_\tau(G(Y) | X) = X\beta(\tau),$$

em que $\beta(\tau)$ é um vetor $k \times 1$ de parâmetros.

Pela propriedade da equivariância da função quantil, tem-se que:

$$\begin{aligned} Q_\tau(G(Y) | X) &= X\beta(\tau), \\ G^{-1}[Q_\tau(G(Y) | X)] &= G^{-1}[X\beta(\tau)], \\ Q_\tau(Y | X) &= G^{-1}[X\beta(\tau)]. \end{aligned}$$

É possível mensurar o impacto de uma variação em x_j diretamente em Y através da seguinte expressão:

$$\frac{\partial Q_\tau(Y | X)}{\partial x_j} = \frac{\partial G^{-1}[X\beta(\tau)]}{\partial X\beta(\tau)} \times \beta_j(\tau).$$

A interpretação do efeito de uma variação em x_j sobre Y pode ser feita por meio de efeito marginal médio (E1) ou do efeito marginal na média (E2). Dado $H(X\beta(\tau)) = \partial G^{-1}[X\beta(\tau)] / \partial X\beta(\tau)$ e sabendo que $X\beta(\tau)$ é um vetor $n \times 1$ cujos elementos são denominados $X\beta(\tau)_i$, onde $i = 1, \dots, n$, o efeito marginal médio pode ser obtido através da seguinte expressão:

$$E1 = \sum_{i=1}^n H(X\beta(\tau)_i) \times \beta_j(\tau). \quad (3.1)$$

Para obtenção do efeito marginal na média, deixe $\bar{X}^\top$ denotar um vetor $k \times 1$, composto por $\bar{x}_j$, onde $j = 1, \dots, k$ e $\bar{x}_j = \sum_{i=1}^n x_{ij} / n$. Posto isso, o E2 é dado por:

$$E2 = H(\bar{X}\beta(\tau)) \times \beta_j(\tau). \quad (3.2)$$

Neste trabalho, a função de ligação proposta $G(\cdot)$ é a baseada na função quantílica da distribuição Cauchy padrão e expressa da seguinte forma:

$$G(v) = F^{-1}(v) = \tan[2.5(v - 0.5)].^4 \quad (3.3)$$

Utilizando esta função de ligação, podemos mensurar o impacto de uma variação em x_j diretamente em Y da seguinte maneira:

$$\frac{\partial Q_\tau(Y | X)}{\partial x_j} = \frac{1}{2.5[1 + (X\beta(\tau))^2]} \times \beta_j(\tau),$$

Nesse caso, E1 e E2 são dados por:

$$\begin{aligned} E1 &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{2.5[1 + (X\beta(\tau)_i)^2]} \times \beta_j(\tau), \text{ e} \\ E2 &= \frac{1}{2.5[1 + (\bar{X}\beta(\tau))^2]} \times \beta_j(\tau). \end{aligned}$$

Em adição, nós seguimos [Bottai, Cai e McKeown \(2010\)](#) e usamos a seguinte função de ligação baseada na função logística:

$$Logit(v) = \log \left[\frac{v + \min(v) + \varepsilon}{\max(v) - v + \varepsilon} \right], \quad (3.4)$$

onde v é um vetor $n \times 1$, $\min(v)$ é o menor valor que v assume, $\max(v)$ é o maior valor que v assume, ε é arbitrário e deve ser escolhido de tal forma que $Logit(v)$ seja definido $\forall v$.⁵

É importante ressaltar duas limitações da metodologia proposta por [Bottai, Cai e McKeown \(2010\)](#) para modelagem de dados contidos no $[0, 1]$. A primeira diz respeito a não generalidade da função de ligação que, dependendo dos dados a serem modelados e da escolha do ε , pode ser incapaz de mapear todos os elementos da amostra nos reais. A segunda limitação diz respeito ao peso que é dado às observações ao mapeá-las nos reais. Para ilustrar essa limitação, nós consideramos uma adaptação da função (3.4) dada por:

$$Logit2(v) = \log \left[\frac{v + \varepsilon}{1 - v + \varepsilon} \right]. \quad (3.5)$$

A Tabela 5 apresenta algumas estatísticas descritivas para o índice de IBC de [Arnone et al. \(2007\)](#) e para as transformações dessa variável utilizando as funções de ligação (3.3), (3.4) e (3.5). Note que a variável IBC tem apenas um dos extremos do

⁴ O valor 2.5 foi escolhido após algumas estimativas por proporcionar melhor ajuste ao modelo. Além de 2.5 foram testados também 2.8, 3.0 e 3.12. Lembrando que para assegurar as propriedades requeridas para função de ligação este valor deve ser menor que π .

⁵ [Bottai, Cai e McKeown \(2010\)](#) utiliza $\varepsilon = 0.001$.

intervalo $[0, 1]$ e seu valor inferior é 0.19. Observando os valores máximos e mínimos da variável transformada, percebe-se que a função de ligação (3.4) atribui pesos semelhantes ao mapear nos reais os valores 1 e 0.19. Isso é algo indesejável, posto que o valor 1 é um valor extremo de seu suporte de origem, diferentemente do valor 0.19. Note ainda que as funções de ligação (3.3) e (3.5) conseguem contornar este problema, atribuindo valor mais extremo ao 1 e valor menos extremo ao 0.19.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas da variável IBC e suas transformações utilizando as funções de ligação (3.3), (3.4) e (3.5).

Variável	Mínimo	Quartil 1	Mediana	Média	Quartil 3	Máximo
IBC	0.1900	0.4400	0.6250	0.6192	0.8150	1.0000
Ligação (3.3)	-0.9794	-0.1511	0.3231	0.4553	1.0040	3.0100
Ligação (3.4)	-6.6980	-0.8043	0.1481	0.1970	1.2140	6.6980
Ligação (3.5)	-1.4460	-0.2407	0.5098	0.6808	1.4790	6.9090

Fonte: Elaboração própria.

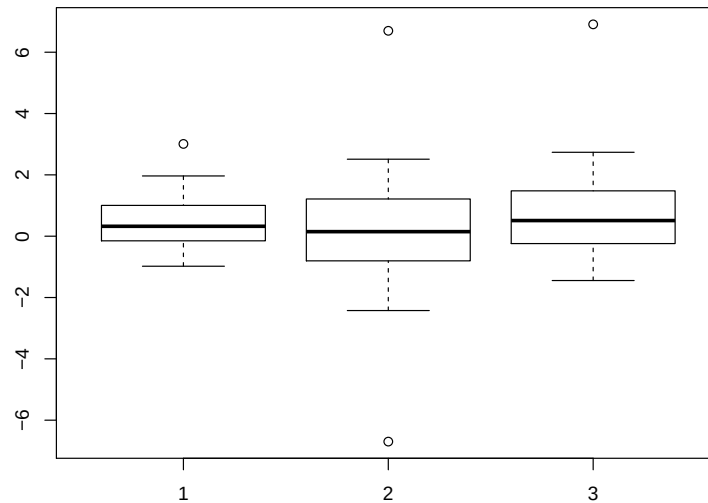


Figura 7 – Boxplots das transformações da variável IBC utilizando as funções de ligação (3.3), (3.4) e (3.5), respectivamente.

Na Figura 7 são apresentados os boxplots 1, 2 e 3 referentes a variável IBC transformada pelas funções de ligação (3.3), (3.4) e (3.5), respectivamente. Nessa figura, a segunda limitação da metodologia de Bottai, Cai e McKeown (2010) fica ainda mais nítida, visto que o boxplot 2 aponta como *outliers* tanto o valor referente ao 1 da variável IBC como o valor referente ao 0.19. Isso implica que a função de ligação (3.4) considera que 0.19 é uma ocorrência tão atípica quanto o valor 1.

Faz-se necessário destacar que, utilizando (3.1) e/ou (3.2), é possível mensurar o impacto de uma variação de qualquer um dos regressores com relação a variável de resposta também quando as funções de ligação (3.4) ou (3.5) são empregadas na análise.

3.3.2 Abordagem paramétrica

3.3.2.1 Distribuições Beta Inflacionada

Uma metodologia alternativa para modelar dados contínuos no intervalo $(0, 1)$ são os modelos de regressão que assumem que a variável dependente segue lei Beta. A distribuição Beta tem sido frequentemente utilizada em estatística devido a sua flexibilidade em permitir diferentes assimetrias. Em específico, a densidade Beta pode apresentar diferentes formas, tais como assimétrica à direita, assimétrica à esquerda, “J” entre outras (JOHNSON; KOTZ; BALAKRISHNAN, 1995). Adicionalmente, os modelos de regressão beta possibilitam tratar não linearidades e heterocedasticidade, além de permitir que os parâmetros sejam interpretados em termos da média variável de interesse e do parâmetro de precisão da variância dessa variável (FERRARI; CRIBARI-NETO, 2004; SIMAS; BARRETO-SOUZA; ROCHA, 2010).

Comumente, ao se estudar proporções, o pesquisador se depara com possíveis observações extremas em sua amostra, como 0 e/ou 1. Nesses casos não é possível se utilizar de distribuições de probabilidade como Beta e Kumaraswamy, por exemplo. Tendo em vista esse problema, Ospina e Ferrari (2010) propõem três distribuições que captam a probabilidade massa para os casos onde o intervalo dos dados contém 0, 1 ou ambos os valores. Para amostras em que os dados pertencem aos intervalos $[0, 1)$ ou $(0, 1]$, esses autores sugerem utilizar uma mistura da distribuição beta com uma distribuição degenerada que atribui probabilidade para 0 ou 1, a depender do suporte de interesse. No caso de variáveis aleatórias que pertencem ao intervalo $[0, 1]$, Ospina e Ferrari (2010) usam uma mistura de distribuição Bernoulli com distribuição Beta. Estes modelos pertencem à classe de modelos inflacionados, o que justifica o nome distribuição Beta inflacionada.

Para uma rápida explicação da metodologia de regressão beta inflacionada, considere uma distribuição degenerada em determinado valor conhecido a . Admita dois casos possíveis: $a = 1$ e $a = 0$. A mistura dessa distribuição degenerada com a distribuição Beta resulta na distribuição Beta Inflacionada-um ou distribuição Beta Inflacionada-zero, a depender do valor de a . A função de distribuição acumulada é descrita como:

$$BI_a(y; \alpha, \mu, \phi) = \alpha \mathbf{I}_a(y) + (1 - \alpha)F(y; \mu, \phi),$$

onde α é o parâmetro de mistura que assume valores maiores que zero e menores que um, $\mathbf{I}_a(\cdot)$ é uma função indicadora que assume 1 se $y = a$ e 0 caso contrário, e $F(y; \mu, \phi)$ é a função de distribuição acumulada da distribuição Beta com parâmetros de média μ e de precisão ϕ . Já a função de densidade de probabilidade pode ser expressa por:

$$bi_a(y; \alpha, \mu, \phi) = \begin{cases} \alpha, & \text{se } y = a, \\ (1 - \alpha)f(y; \mu, \phi), & \text{se } y \in (0, 1), \end{cases} \quad (3.6)$$

onde

$$f(y; \mu, \phi) = \frac{\Gamma(\phi)}{\Gamma(\mu\phi)\Gamma((1-\mu)\phi)} y^{\mu\phi-1} (1-y)^{(1-\mu)\phi-1}, \quad (3.7)$$

em que $f(y; \mu, \phi)$ é a densidade da distribuição Beta, y e $\mu \in (0, 1)$ e $\phi > 0$.

No caso em que a assume o valor 0, [Ospina e Ferrari \(2010\)](#) denomina (3.6) de distribuição beta inflacionada em zero e a denota por $Y \sim \text{BEZI}(\alpha, \mu, \phi)$. Quando $a = 1$, (3.6) é denominada de distribuição beta inflacionada em um e denotada por $Y \sim \text{BEOI}(\alpha, \mu, \phi)$. A esperança e a variância de Y têm as seguintes formas:

$$\mathbb{E}(Y) = \alpha a + (1 - \alpha)\mu,$$

$$\text{Var}(Y) = (1 - \alpha) \frac{V(\mu)}{\phi + 1} + \alpha(1 - \alpha)(a - \mu)^2,$$

onde $V(\mu) = \mu(1 - \mu)$. Perceba que a $\mathbb{E}(Y)$ é a média ponderada da esperança da distribuição Beta (3.7) e a esperança da distribuição degenerada.

Como os dados apresentados na Tabela 5 mostram que o índice de IBC assume o valor 1, é fácil notar que a distribuição de interesse para este estudo é a BEOI. Assim, admite-se que $\text{IBC}_i \sim \text{BEOI}(\alpha_i, \mu_i, \phi_i)$.

3.3.2.2 Modelo de regressão Beta Inflacionado em um

Dada a suposição de que $\text{IBC}_i \sim \text{BEOI}(\alpha_i, \mu_i, \phi_i)$, nós utilizamos o modelo de regressão beta inflacionado em um para modelagem desta variável. Para uma explanação genérica desse modelo, deixe $y_1, \dots, y_n$ denotar variáveis aleatórias independentes tais que $y_i \sim \text{BEOI}(\alpha_i, \mu_i, \phi_i), i = 1, \dots, n$. O modelo de regressão beta inflacionado em um é definido pelos componentes sistemáticos:

$$h_1(\alpha_i) = \sum_{j=1}^{k_1} z_{ij}\gamma_j = \zeta_i, \quad (3.8)$$

$$h_2(\mu_i) = \sum_{j=1}^{k_2} x_{ij}\beta_j = \eta_i, \quad (3.9)$$

$$h_3(\phi_i) = \sum_{j=1}^{k_3} w_{ij}\omega_j = \Omega_i, \quad (3.10)$$

em que $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_{k_1})^\top$, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_{k_2})^\top$ e $\omega = (\omega_1, \dots, \omega_{k_3})^\top$ são vetores de parâmetros de regressão desconhecidos, $\gamma \in \mathbb{R}^{k_1}$, $\beta \in \mathbb{R}^{k_2}$, $\omega \in \mathbb{R}^{k_3}$, e $z_t^\top = (z_{t1}, \dots, z_{tk_1})$,

$x_t^\top = (x_{t1}, \dots, x_{tk_2})$ e $w_t^\top = (w_{t1}, \dots, w_{tk_3})$ são as observações de k_1 , k_2 e k_3 variáveis explicativas, respectivamente (onde $\sum_{j=1}^3 k_j < n$), as quais possuem valores conhecidos e fixados.

Assume-se ainda que as funções de ligação são tais que $h_1(\cdot)$ e $h_3(\cdot) : (0, 1) \mapsto \mathbb{R}$ e $h_2(\cdot) : (0, \infty) \mapsto \mathbb{R}$. Para as estimações, a função logit tradicional ($h_1(v) = h_3(v) = \log(v/(1-v))$) será utilizada para $h_1(\cdot)$ e $h_3(\cdot)$, e a função $\log(\cdot)$ será utilizada para $h_2(\cdot)$. Dado isto, o logaritmo da função de verossimilhança para $\theta = (\gamma^\top, \beta^\top, \omega^\top)^\top$ pode ser expresso como:

$$l(\theta) = l_1(\gamma) + l_2(\beta, \omega), \quad (3.11)$$

onde

$$l_1(\gamma) = \sum_{i=1}^n l_i(\alpha_i),$$

$$l_2(\beta, \omega) = \sum_{i: y_i \in (0, 1)} l_i(\mu_i, \phi_i),$$

sendo que

$$l_i(\alpha_i) = \mathbf{I}_1(y_i) \log(\alpha_i) + (1 - \mathbf{I}_1(y_i)) \log(1 - \alpha_i),$$

$$l_i(\mu_i, \phi_i) = \log\{\Gamma(\phi_i)\} - \log\{\Gamma(\mu_i \phi_i)\} - \log\{\Gamma[(1 - \mu_i)\phi_i]\} + (\mu_i \phi_i - 1) \log(y_i) +$$

$$+ [(1 - \mu_i)\phi_i - 1] \log(1 - y_i).$$

Por meio da maximização condicional de (3.11) é obtido $\hat{\theta}$.

Uma importante característica da regressão beta inflacionada é que, ao se poder modelar o parâmetro de precisão, o modelo torna-se robusto a heteroscedasticidade.⁶

3.3.3 Dados

Para realizar a análise empírica deste trabalho, nós utilizamos como *proxy* para o nível de IBC (variável dependente) um índice construído através da média simples dos índices de independência política e econômica calculados por [Arnone et al. \(2007\)](#) para 168 países no ano de 2003⁷. Os índices apresentados por esses autores variam no intervalo fechado de 0 a 1, onde quanto mais próximo de 1 maior a IBC. Consequentemente, o mesmo vale para a média dos dois índices. É importante destacar ainda que o índice médio de independência traz uma maior riqueza de informações e maior variabilidade dos dados, posto que um país com elevada independência econômica não necessariamente apresenta uma elevada independência política.

⁶ Para mais detalhes técnicos sobre este modelo de regressão, ver [Ospina e Ferrari \(2012\)](#)

⁷ Para detalhes sobre os índices de independência política e econômica do BC, calculados por [Arnone et al. \(2007\)](#), ver seção C.1, disponível no Anexo C.

Em relação às variáveis explicativas, nós consideramos um conjunto de variáveis econômicas e políticas comumente utilizadas na literatura. Com base nos trabalhos de Haan e Hag (1995), Berggren, Daunfeldt e Hellström (2014) e Dincer e Eichengreen (2014), nós incluímos as seguintes variáveis econômicas de controle: PIB *per capita*, obtido do Banco Mundial,⁸ e taxas de desemprego e de inflação, obtidas no *World Economic Outlook Database*.⁹ A motivação para inclusão do PIB *per capita* é que essa variável pode ser usada para controlar a diferença de riqueza entre os países. Quanto à taxa de desemprego, países com alto nível de desemprego podem ter interesse em elevar a IBC a fim de transmitir credibilidade para investidores. De forma análoga, economias com altas taxas de inflação podem estar mais propensas à adoção de medidas que elevem a IBC.

Além de considerar as variáveis econômicas em nível, nós estimamos um modelo com o desvio padrão dessas variáveis. A finalidade desse procedimento é captar o efeito de instabilidades dos indicadores econômicos sobre a IBC. Por exemplo, uma taxa de inflação alta e estável ao longo dos anos pode ser menos persuasiva às reformas que visem conceder autonomia ao BC do que uma taxa de inflação com alta volatilidade.

Nós incluímos também o uso de créditos do Fundo Monetário Internacional (FMI), obtidos por meio do Banco Mundial.¹⁰ A inserção dessa variável tem o propósito de verificar se países com elevada dívida com o FMI são mais propensos a fazer reformas que tornem o BC mais independente.

Seguindo Farvaque (2002), Daunfeldt, Hellström e Landström (2013) e Berggren, Daunfeldt e Hellström (2014), nós inserimos quatro variáveis políticas. A primeira é o índice de democratização, que é composto pela interação dos índices de competição eleitoral e de participação política¹¹. Este índice, obtido junto ao *The Quality of Government Institute*, assume valores nos reais não negativos, em que valores mais próximos de 0 indicam menor democratização. Nós esperamos que governos em países mais democratizados sejam mais prováveis de delegar independência aos bancos centrais. A segunda variável política é a *dummy* Federalismo, que assume 1 se o país é federalizado e 0 caso contrário. Essa variável foi obtida em Lundell e Karvonen (2003) e pode ser considerada como uma medida dos freios e contrapesos institucionais. A terceira variável é Golpes, que representa a quantidade de tentativas de golpes de estado com e sem sucesso.¹² Como essa variável capta instabilidades políticas nos países, nós esperamos que ela exerça um efeito negativo sobre a IBC. Por fim, nós incluímos a *dummy* União Europeia (que assume o valor 1 se o país pertence ao Sistema Europeu de Bancos Centrais) para controlar o efeito do Tratado de Maastricht sobre a IBC.

⁸ Disponível online em <http://data.worldbank.org/indicator>.

⁹ Disponível online em <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/01/weodata/index.aspx>.

¹⁰ Disponível online em <http://data.worldbank.org/indicator>.

¹¹ Para maiores detalhes sobre a confecção deste índice, ver seção C.2, disponível no Anexo C.

¹² Essa variável foi obtida junto a *Integrated Network for Societal Conflict Research* e está disponível online em <http://www.systemicpeace.org/inscrdata.html>.

Uma importante decisão tomada para a análise empírica diz respeito a escolha do período considerado para as variáveis explicativas. Utilizar o mesmo ano (2003) para essas variáveis e para a variável dependente implicaria em assumir que os efeitos das variáveis explicativas sobre a IBC seriam imediatos. Entretanto, essa hipótese é muito forte dado que existe toda uma burocracia para implementação de reformas que aumentam a IBC, e leva-se certo tempo para que estas reformas surtam efeitos concretos. Para contornar esse problema, nós utilizamos as médias das variáveis explicativas (exceto das variáveis *dummies* e Golpes) nos cinco anos anteriores ao ano da última reforma de IBC realizada no país.¹³ A data da reforma de IBC de cada país foi obtida de [Daunfeldt, Hellström e Landström \(2013\)](#) e o quinquênio anterior a essa data foi denominado de período pré-reforma. Por exemplo, se a última reforma feita no país *A* foi realizada em 2000, utiliza-se a média da taxa de inflação do período 1995-1999 como observação da inflação para o país *A*. Perceba que isso leva a períodos individuais para cada país. Para os países em que não havia informação sobre a data da última reforma de IBC, nós consideramos as médias das variáveis explicativas para o período de 1998-2002. Vale ressaltar ainda que, para as variáveis PIB *per capita*, taxa de inflação e taxa de desemprego, nós calculamos também o desvio padrão no período pré-reforma. Essas variáveis serão diferenciadas das variáveis em nível pela presença do subscrito *ep*.

Como convém, foi testada a hipótese de multicolinearidade via matriz de correlação, número de posição e fator de inflação de variância, sob todos os critérios tem-se que não há problemas de multicolinearidade.

É importante frisar aqui a complexidade da base de dados que abrange diferentes informações de várias fontes. Isso levou a uma dificuldade para se encontrar dados disponíveis para todos os países no intervalo de tempo de interesse. Esse problema acarretou em uma restrição no tamanho da amostra, que levou em conta um conjunto de 89 países¹⁴. Para maiores detalhes sobre as variáveis descritas nesta seção, ver análise descritiva disponível na Tabela 11, disposta no Anexo B.

3.4 Análise empírica

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações dos modelos semi-paramétricos (regressão quantílica) e dos modelos paramétricos (regressão beta inflacionada em um). Em seguida, nós discutimos o conjunto dos resultados obtidos.

¹³ [Berggren, Daunfeldt e Hellström \(2014\)](#) realiza um exercício de estimação similar e argumenta que os resultados são qualitativamente os mesmos encontrados quando se utiliza uma média de dez anos.

¹⁴ Os países que compõe a amostra e seus respectivos índices de IBC podem ser observados na Tabela 10, disponível no Anexo A.

3.4.1 Resultados da estimação semi-paramétrica

Inicialmente, nós estimamos a regressão quantílica $Q_\tau(G(Y)|X) = X\beta(\tau)$ no quantil 0.5 considerando as médias das variáveis econômicas e as funções de ligação (3.3), (3.4) e (3.5). Os resultados indicaram que a grande maioria das variáveis não foi estatisticamente significativa¹⁵. Além disso, os Pseudo R^2 obtidos nas estimações mostraram que os ajustes desses modelos foram inferiores aos dos modelos estimados com o desvio padrão das variáveis econômicas. Diante disso, nós decidimos apresentar e analisar apenas os resultados das especificações estimadas com o desvio padrão das variáveis econômicas, além das variáveis políticas.

A Tabela 6 traz os resultados dos modelos estimados no quantil 0.5 para as diferentes funções de ligação. Nessa tabela, podem ser observadas as estimativas dos parâmetros, os intervalos de confiança (com nível de confiança de 90%), as medidas E1 e E2 (para interpretação de impacto diretamente sobre o índice de IBC), e o Pseudo R^2 .

Podemos constatar que os diferentes modelos apresentam resultados bastante semelhantes. Logo, para o conjunto dos dados analisados, pode-se inferir que as diferentes funções de ligação não produziram resultados destoantes entre si. Entretanto, tomando o Pseudo R^2 como medida de qualidade de ajuste, os resultados indicam que a função de ligação mais adequada para modelagem do índice de IBC (dadas às informações disponíveis) é a função baseada na quantílica da distribuição Cauchy (Eq. (3.3)).

Em relação aos parâmetros do modelo, os resultados mostram que os coeficientes associados à variabilidade do PIB *per capita* e da inflação apresentam um sinal negativo, mas não são estatisticamente significativos. Em contraposição, a variabilidade da taxa de desemprego no período pré-reforma exerce um efeito positivo sobre o índice IBC. Por fim, nós verificamos que o índice de Democratização, a participação na União Europeia e a *dummy* Federalismo apresentaram um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o índice de IBC.

Além da mediana, nós estimamos também a regressão quantílica para os quantis 0.25 e 0.75. Os resultados são apresentados na Tabela 7, onde as variáveis com coeficientes não significativos foram omitidas. Note que os resultados são similares entre os modelos com diferentes funções de ligação. Considerando o quantil 0.25, as variáveis Federalismo, União Europeia e Democratização mostraram-se significativas. Já para o quantil 0.75, a variabilidade da taxa de desemprego (Desemprego_{ep}) e as *dummies* União Europeia e Democratização afetaram a IBC. Dessa forma, Federalismo é uma variável influente quando considera países com menores níveis de IBC, enquanto que a variabilidade da taxa de desemprego é influente em países com maiores níveis de IBC. Comparando os resultados para os quantis 0.25 e 0.75 com os resultados para o quantil 0.5, é possível notar

¹⁵ Esses resultados podem ser disponibilizados depois de requisitados aos autores.

que as estimativas destas variáveis não apresentam variações em seus sinais, de forma que independentemente do quantil, estas variáveis apresentam sempre influência positiva sobre a IBC. É importante ressaltar, entretanto, que o conjunto desses resultados deve ser visto com cautela em razão do pequeno tamanho da amostra.

3.4.2 Resultados da estimação paramétrica

Nesta subseção, são apresentadas as estimativas dos modelos de regressão beta inflacionada em um utilizados para modelar o índice de IBC. A Tabela 8 exibe os resultados para o modelo de regressão que utiliza as médias das variáveis econômicas no período pré-reforma. Juntamente com as estimativas, são apresentados os erros padrão e os p -valores dos coeficientes estimados, bem como o critério Akaike (AIC). Nos modelos irrestritos, nós incluímos todas as covariáveis apresentadas na seção anterior, enquanto que nos modelos restritos foram consideradas apenas as covariáveis que apresentaram os coeficientes estatisticamente significativos.

É importante lembrar que o modelo de regressão beta inflacionada em um é composto por três submodelos. A Tabela 8 traz os resultados para os submodelos da média (μ) e precisão (ϕ) do índice de IBC¹⁶. Com relação ao submodelo para a média, é possível notar que apenas a Democratização e União Europeia têm coeficientes estimados positivos e estatisticamente significativos a 5%. De forma análoga ao modelo de regressão quantílica, as variáveis PIB *per capita*, taxa de inflação, taxa de desemprego e empréstimos do FMI não são capazes de explicar a diferença de IBC entre os países analisados. Por sua vez, os resultados do submodelo para a precisão indicam que as variáveis Federalismo e a União Europeia afetam positivamente ϕ e, assim, contribuem para reduzir a variância do índice IBC entre os países selecionados. Em contraposição, os resultados sugerem que a democratização afeta positivamente a variância do índice de IBC.

A Tabela 9 traz os resultados da especificação que utiliza o desvio padrão das variáveis econômicas. Para um nível de significância de 10%, pode-se observar que a média do índice de IBC é afetada positivamente pelas variáveis políticas Democratização, Federalismo e União Europeia. Além disso, os resultados sugerem que aumentos na variabilidade da taxa de desemprego (Desemprego_{ep}) e nos empréstimos tomados ao FMI contribuem para elevar o índice de IBC. Com relação ao submodelo para ϕ , verifica-se que variância do índice IBC é afetada negativamente pela taxa de inflação e quantidade de golpes de Estado, bem como pelas *dummies* Federalismo e União Europeia.

¹⁶ Em relação aos submodelos para o parâmetro de mistura (α_i) dos modelos irrestritos, utilizaram-se as mesmas covariáveis consideradas nos submodelos para média e precisão. Já para os modelos restritos, nos submodelos para mistura estimou-se apenas o intercepto. Os resultados das estimativas para os submodelos do parâmetro de mistura podem ser disponibilizados pelos autores depois de requisitado.

Tabela 6 – Estimativa da regressão quantílica para o índice de IBC no quantil 0.5.

Regressores	Função de ligação (3.3)		Função de ligação (3.4)		Função de ligação (3.5)	
	Estimativas	E1 E2	Estimativas	E1 E2	Estimativas	E1 E2
Constante	-0.3196 [-0.5293, -0.2796]	-9.5352 -0.1150	-1.1114 [-1.5346, -0.9523]	-17.5513 -0.2255	-0.4874 [-0.8088, -0.3839]	-9.5280 -0.1154
PIB <i>per capita</i> _{ep}	-0.0005 [-0.0001, 0.0003]	-0.0015 0.0000	-0.0001 [-0.0004, 0.0004]	-0.0018 0.0000	-0.0001 [-0.0002, 0.0004]	-0.0015 0.0000
log(1+Inflação _{ep} /100)	-0.0483 [-0.0553, 2.6800]	-1.2871 -0.0130	-0.0735 [-0.1046, 5.1968]	-1.0945 -0.0143	-0.0717 [-0.0934, 4.3115]	-1.2414 -0.0115
Desemprego _{ep}	0.1340 [0.0061, 0.2140]	3.9960 0.0482	0.2425 [0.0024, 0.4193]	3.8293 0.0492	0.2035 [0.0021, 0.3379]	3.9775 0.0482
FMI	0.00002 [-0.0001, 0.0003]	0.0006 0.0000	0.0000 [-0.0002, 0.0004]	-0.0003 0.0000	0.0000 [-0.0001, 0.0004]	-0.0001 0.0000
Federalismo	0.1694 [0.0245, 0.4314]	5.0542 0.0610	0.3576 [0.1139, 0.7532]	5.6478 0.0726	0.2612 [0.0657, 0.6622]	5.1068 0.0619
Democratização	0.0188 [0.0131, 0.0336]	0.5609 0.0068	0.0369 [0.0256, 0.0645]	0.5832 0.0075	0.0292 [0.0207, 0.0515]	0.5713 0.0069
União Europeia	0.8085 [0.5643, 1.4720]	24.1167 0.2909	1.1440 [0.7810, 2.0499]	18.0661 0.2321	1.0723 [0.7417, 1.9579]	20.9615 0.2539
Golpes	0.0017 [-0.1091, 0.1401]	0.0522 0.0006	-0.0399 [-0.4727, 0.2600]	-0.6298 -0.0081	-0.0054 [-0.1723, 0.2152]	-0.1053 -0.0013
Pseudo R^2	0.3664		0.3452		0.3607	

Nota: Os intervalos de confiança são apresentados entre colchetes.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 7 – Estimativas da regressão quantílica para o índice de IBC nos quantil 0.25 e 0.75.

Regressores	Função de ligação (3.3)		Função de ligação (3.4)		Função de ligação (3.5)	
	Estimativas	E1	E2	Estimativas	E1	E2
Quantil 0.25						
Constante	-0.3970 [-0.5160, -0.2800]	-12.3573	-0.1565	-1.3300 [-1.6650, -1.0240]	-19.9973	-0.2628
Federalismo	0.2150 [0.0647, 0.3480]	6.7015	0.0849	0.4900 [0.1826, 0.8310]	7.3583	0.0967
Democratização	0.0135 [0.0046, 0.0193]	0.4210	0.0053	0.0275 [0.0090, 0.0370]	0.4118	0.0054
União Europeia	0.9060 [0.6055, 1.1570]	28.1827	0.3570	1.5500 [0.9019, 1.9690]	23.1863	0.3047
Quantil 0.75						
Constante	-0.2250 [-0.4883, 0.2228]	-5.2110	-0.0551	-0.9550 [-1.3310, -0.1230]	-13.0028	-0.1662
Desemprego _{ep}	0.2710 [0.0409, 0.4910]	6.2782	0.0664	0.4040 [0.0909, 0.7413]	5.4992	0.0703
Democratização	0.0318 [0.0220, 0.0498]	0.7387	0.0078	0.0541 [0.0424, 0.0943]	0.7367	0.0094
União Europeia	0.8990 [-0.0701, 1.1870]	20.8654	0.2206	0.8830 [0.0328, 1.7970]	12.0308	0.1538

Nota: Os intervalos de confiança são apresentados entre colchetes.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8 – Estimativas utilizando o valor médio das variáveis econômicas.

Regressores	Modelo irrestrito			Modelo restrito		
	Estimativas	Erro padrão	<i>P</i> -valor	Estimativas	Erro padrão	<i>P</i> -valor
Para μ						
Constante	-0.3779	0.1568	0.0182	-0.2818	0.0752	0.0003
PIB <i>per capita</i>	0.0050	0.0066	0.4504	-	-	-
log(1+Inflação/100)	0.0527	0.0578	0.3651	-	-	-
Desemprego	0.0097	0.0119	0.4158	-	-	-
FMI	0.0000	0.0000	0.7011	-	-	-
Federalismo	0.1678	0.0998	0.0965	-	-	-
Democratização	0.0289	0.0065	0.0000	0.0340	0.0054	0.0000
União Europeia	1.0746	0.1984	0.0000	1.0832	0.1967	0.0000
Golpes	-0.0839	0.0665	0.2106	-	-	-
Para ϕ						
Constante	2.8434	0.4154	0.0000	2.8031	0.2900	0.0000
PIB <i>per capita</i>	-0.0107	0.0142	0.4545	-	-	-
log(1+Inflação/100)	0.5855	0.3324	0.0820	-	-	-
Desemprego	-0.0132	0.0260	0.6129	-	-	-
FMI	0.0000	0.0001	0.6335	-	-	-
Federalismo	1.8592	0.4253	0.0000	1.6376	0.4873	0.0012
Democratização	-0.0411	0.0156	0.0102	-0.0457	0.0154	0.0040
União Europeia	2.0229	0.4768	0.0001	1.7515	0.4862	0.0005
Golpes	0.7526	0.3593	0.0394	0.5912	0.3423	0.0880
AIC	-74.7942			-92.7189		

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9 – Estimativas utilizando o desvio padrão das variáveis econômicas.

Regressores	Modelo irrestrito			Modelo restrito		
	Estimativas	Erro padrão	<i>P</i> -valor	Estimativas	Erro padrão	<i>P</i> -valor
Para μ						
Constante	-0.4743	0.1000	0.0000	-0.4657	0.0903	0.0000
PIB <i>per capita</i> _{ep}	-0.0002	0.0001	0.0226	-0.0001	0.0001	0.1062
log(1+Inflação _{ep} /100)	-0.0711	0.0519	0.1746	-	-	-
Desemprego _{ep}	0.1568	0.0743	0.0380	0.0696	0.0292	0.0196
FMI	0.0001	0.0000	0.0942	0.0001	0.0000	0.0671
Federalismo	0.2134	0.0946	0.0269	0.1799	0.0967	0.0668
Democratização	0.0395	0.0049	0.0000	0.0385	0.0059	0.0000
União Europeia	1.1267	0.2020	0.0000	1.1527	0.2205	0.0000
Golpes	-0.0200	0.0644	0.7567	-	-	-
Para ϕ						
Constante	3.3478	0.3552	0.0000	3.2435	0.3868	0.0000
PIB <i>per capita</i> _{ep}	0.0011	0.0004	0.0032	0.0010	0.0006	0.1067
log(1+Inflação _{ep} /100)	2.8390	0.3583	0.0000	2.5094	0.7456	0.0012
Desemprego _{ep}	-0.3157	0.1462	0.0338	-0.3084	0.1876	0.1046
FMI	-0.0001	0.0001	0.5208	-	-	-
Federalismo	1.4664	0.4204	0.0008	1.3515	0.4980	0.0083
Democratização	-0.0797	0.0149	0.0000	-0.0750	0.0192	0.0002
União Europeia	1.3734	0.4802	0.0054	1.4466	0.6503	0.0292
Golpes	0.6284	0.3599	0.0846	0.7080	0.3562	0.0506
AIC	-78.7180			-93.4776		

Fonte: Elaboração própria.

3.4.3 Discussão

A partir do conjunto de modelos estimados, nós observamos que as variáveis que apresentaram coeficientes significativos para modelar o índice de IBC foram: a *dummy* Federalismo, o índice de Democratização, a *dummy* União Europeia e o desvio padrão do período pré-reforma da taxa de desemprego. Os efeitos das variáveis políticas estão de acordo com os resultados de Farvaque (2002), Dincer e Eichengreen (2014) e Berggren, Daunfeldt e Hellström (2014). Farvaque (2002) interpreta que o efeito positivo da *dummy*

Federalismo sobre a IBC pode ser explicado pelo elevado número de autoridades fiscais (decorrente da federalização), levando o país a recorrer a graus mais elevados de IBC a fim de enrijecer as restrições orçamentárias para seus políticos. [Berggren, Daunfeldt e Hellström \(2014\)](#) diz que o resultado sugere que países que delegam poderes em nível político são mais propensos a dar mais independência aos BC's.

O coeficiente estimado associado à *dummy* para União Europeia tem o sinal positivo já esperado devido ao Tratado de Maastricht que exige autonomia dos BC's como condição prévia para se aderir à Área do Euro. Note ainda que a *dummy* Federalismo e o índice de Democratização são variáveis que podem ser consideradas mecanismos de aproximação (e cobrança) entre população e governo. Ambas as variáveis têm efeitos positivos sobre o índice de IBC. Uma possível explicação para isso seria a de que países com populações mais próximas do governo e com mais liberdade de fazer cobranças junto aos *policymakers* tendem a prezar por maior transparência na condução das políticas econômicas. Para isso, a sociedade concede mais liberdade para que o BC possa perseguir seus objetivos.

Um resultado que chama atenção nas estimações é que o coeficiente associado à média da taxa de desemprego no período pré-reforma não se mostrou estatisticamente significativos em nenhum dos modelos estimados. No entanto, o coeficiente estimado relacionado ao desvio padrão da taxa de desemprego (Desemprego_{ep}) foi significativo. Uma possível explicação para esse resultado pode estar na forma como a população reage ao comportamento da taxa de desemprego ao longo do tempo. Por exemplo, uma taxa de desemprego alta ou baixa, porém estável no tempo, pode ser reflexo do salário de reserva da população, de forma que não gera insatisfação a ponto de culminar em pressões sobre os governos. No entanto, grandes variações na taxa de desemprego ao longo do tempo, parecem ser um estímulo para que se existam pressões sobre as autoridades para que esse problema seja contornado. Ao tomar medidas que elevem a IBC, os governos podem sinalizar credibilidade, atrair investidores e, conseqüentemente, reduzir a taxa de desemprego.

Analisando os resultados das estimações semi-paramétricas ao longo dos quantis, dois resultados chamam a atenção. Primeiro, a variável Federalismo mostra-se influente sobre a IBC para o quantil 0.25, mas não para o quantil 0.75. Segundo, o desvio padrão do desemprego no período pré-reforma tem um efeito significativo no quantil 0.75, mas não no quantil 0.25. Uma possível explicação para isso, considerando países com baixo índice de IBC (quantil 0.25), seria que a federalização eleva a influência da população sobre o governo. Conseqüentemente, para elevar a credibilidade da política monetária, o governo pode elevar a IBC. Por sua vez, países com IBC mais elevada (no quantil 0.75) provavelmente já tem uma estrutura de proximidade entre população e governo mais consolidada, o que faz com que o governo reaja mais a pressões populares oriundas de insatisfação com instabilidade na taxa de desemprego.

3.5 Conclusões

Este trabalho se propôs a analisar os determinantes da IBC de um conjunto de 89 países. Para isso, diversos modelos, alternativos aos que se utilizam na literatura, com diversas combinações de variáveis foram utilizados para modelar o índice de IBC obtido pela média aritmética dos índices de [Arnone et al. \(2007\)](#). Dadas as particularidades teóricas da variável a ser modelada, foi proposta ainda uma nova metodologia de estimação baseada em regressão quantílica. Para as estimações foram utilizados modelos paramétricos e semi-paramétricos.

Os resultados indicaram que a *dummy* Federalismo e Democratização são variáveis políticas que influenciaram positivamente a IBC. Além disso, pertencer a União Europeia também se mostrou como positivamente relacionada à IBC, como já era esperado devido o Tratado de Maastricht. Por fim, a variabilidade da taxa de desemprego no período pré-reforma apresentou um efeito positivo sobre a IBC, enquanto que a taxa média de desemprego no período pré-reforma não foi relevante.

Fica como sugestão para trabalhos futuros, realizar estimações similares considerando diferentes índices de IBC, a fim de investigar se os resultados se mantêm utilizando diferentes métricas de IBC. Além disso, estimações de modelos utilizando dados em painel e painel quantílico, visando captar efeitos da dinâmica temporal das variáveis e isolar possíveis efeitos fixos.

4 Estimação dos parâmetros estruturais da Curva de Phillips Novo Keynesiana híbrida para o Brasil: uma abordagem utilizando método robusto à identificação

4.1 Introdução

A formulação da curva de Phillips desenvolvida pelos novo-keynesianos é obtida a partir do comportamento otimizador de consumidores e firmas em concorrência monopolística (de forma que o modelo é microfundamentado), em que para facilitar aplicações à economias reais, são utilizadas expansões de Taylor e log-linearizações a fim de obter uma forma funcional linear. Em sua formulação inicial, admite-se a existência de ajustamento sobreposto de preços por firmas do tipo *forward-looking*. Como resultado, se obtém que a inflação no período corrente é explicada por expectativas racionais de inflação futura e pelo custo marginal real. Na literatura, normalmente se utilizam como *proxies* para o custo marginal real o custo unitário do trabalho ou hiato do produto.

Uma crítica latente a esta formulação inicial da Curva de Phillips Novo Keynesiana (CPNK) é que esta não é capaz de explicar a inércia do processo inflacionário, que em alguns casos, é bastante significativa (a inflação brasileira, por exemplo). Tendo esse problema em vista [Galí e Gertler \(1999\)](#) adicionam ao modelo a suposição de que uma parte dos agentes não define seus preços de forma ótima, eles simplesmente agem de forma *backward-looking*, corrigindo seus preços pela inflação. Essa nova especificação da CPNK é denominada de CPNK híbrida, e sua forma funcional estabelece que a inflação corrente é determinada pela inflação esperada, pelo custo marginal real e pela inflação passada.

Diversos autores investiram esforços para estimar a CPNK para vários países. As estratégias empíricas mais utilizadas são as estimações por meio de variáveis instrumentais (VI) e método generalizado dos momentos (MGM). Normalmente séries de inflação, inflação esperada e *proxies* para custo marginal real apresentam problemas de erros nas variáveis e endogeneidade, que podem ser contornados utilizando os métodos acima citados. Apesar dessas vantagens, VI e MGM podem apresentar sérios problemas quando se utilizam instrumentos que apresentam fraca correlação com os regressores endógenos, neste caso, diz-se que os instrumentos são fracos.

Ao se utilizar instrumentos fracos, o pesquisador incorre em uma série de problemas de estimação que prejudicam significativamente a inferência. Alguns dos principais

problemas que podem decorrer da utilização de instrumentos fracos são que a distribuição assintótica de várias estatísticas de testes dependem de parâmetros de incômodo; os intervalos de confiança baseados no teste de Wald apresentam uma baixa probabilidade de cobertura por desconsiderarem possíveis resultados ilimitados observados nos casos em que os parâmetros não são identificados; o estimador de mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E) é viesado e não segue distribuição normal; ou seja, as estimativas obtidas por meio deste modelo, sejam elas pontuais ou intervalares, são não confiáveis.

Recentemente, alguns estudos têm aplicado MGM robusto à identificação, baseado em procedimentos de testes de hipótese inicialmente propostos por [Anderson e Rubin \(1949\)](#), para estimação dos parâmetros da CPNK. Trabalhos como [Dufour \(2003\)](#), [Dufour, Khalaf e Kichian \(2006\)](#) e [Dufour e Taamouti \(2007\)](#), defendem a utilização desse procedimento metodológico por ser robusto à formulações mais gerais do modelo para os regressores endógenos, à instrumentos relevantes omitidos, à instrumentos fracos, e ainda permitir conjuntos de confiança ilimitados para os parâmetros não identificados. Entretanto, [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#) argumentam que a utilização de MGM robusto à identificação para estimação da CPNK gera intervalos de confiança bastante amplos.

Ao investigar as implicações da utilização de métodos que impõem mais restrições à dinâmica de forma reduzida sobre a incerteza com relação aos parâmetros da CPNK, [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#) tem como resultado que a utilização de método de Mínima Distância (MD) robusto à identificação produz conjuntos de confiança mais eficientes que os produzidos ao se utilizar MGM robusto à identificação.

Posto isso, este trabalho se propõe a estimar os parâmetros da CPNK híbrida para a economia brasileira utilizando método MD robusto à identificação. Para tal, será considerado o horizonte temporal de março de 2002 a dezembro de 2015. Seguindo [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#) e [Sbordone \(2005\)](#), será utilizado um VAR para estimação do modelo em forma reduzida.

Os resultados obtidos por meio das estimativas dos conjuntos de confiança para os parâmetros de rigidez e indexação de preços são compatíveis com a literatura, os quais indicaram alto grau de rigidez de preços e considerável grau de indexação dos preços na economia brasileira. Os resultados se mostraram robustos a diferentes *proxies* para variável custo marginal real. Quanto as metodologias utilizadas, assim como em [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#), o MD-KJ reportou conjuntos de confiança mais restritos que o MD-AR. E na análise de robustez, se observou que a utilização do modelo de tendência linear para cálculo de hiato reporta conjuntos de confiança mais restritos do que quando se utiliza filtro HP.

Além desta seção, o trabalho possui ainda outras cinco seções, onde na seção [4.2](#) é apresentada uma breve discussão sobre o problema de identificação na CPNK e é feita uma rápida revisão da literatura (nacional e internacional) relatando alguns dos

principais trabalhos sobre estimação da CPNK. A seção 4.3 disserta acerca da estratégia empírica utilizada para as estimações, abordando tanto o modelo teórico como as técnicas de estimação utilizadas. Na seção 4.4 estão dispostos os resultados das estimações. Uma análise de robustez é exposta na seção 4.5. E, por fim, a seção 4.6 apresenta as conclusões do estudo.

4.2 O problema da identificação na CPNK e revisão da literatura

4.2.1 Problema da identificação

Para melhor ilustrar a discussão, seguindo Aragón e Medeiros (2016), considere a CPNK híbrida de Galí e Gertler (1999), dada por

$$\pi_t = \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda x_t, \quad (4.1)$$

onde π_t é a inflação, x_t é o custo marginal real, $\gamma_f = \theta\beta\phi^{-1}$, $\gamma_b = \varrho\phi^{-1}$, $\lambda = (1 - \varrho)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1}$, $\phi = \theta + \varrho(1 - \theta + \theta\beta)$, θ é o parâmetro de rigidez dos preços, e ϱ é o parâmetro de indexação da inflação.

Normalmente, ao se estimar (4.1), é adicionado um choque de inflação ao modelo, denotado por e_t , tal que e_t tem média e variância respectivamente iguais a 0 e σ_e^2 . De forma (4.1) pode ser reescrita como

$$\pi_t = \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda x_t + e_t. \quad (4.2)$$

Como o modelo utiliza expectativas racionais sobre a inflação, deve-se considerar o erro de previsão sobre a inflação futura, de forma que $E_t\{\pi_{t+1}\}$ é substituído por $\pi_{t+1} + \eta_{t+1}$, onde η_{t+1} é o erro de previsão um passo a frente para a inflação. Assim (4.2) pode ser reescrita como

$$\pi_t = \gamma_f \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda x_t + \zeta_t, \quad (4.3)$$

onde $\zeta_t = e_t + \gamma_f \eta_{t+1}$. Esta forma da CPNK híbrida pode ser estimada via MGM utilizando um vetor de instrumentos denotado por Z_t . Assim, a condição de momento é dada por $E_t\{f(\Omega)\} = 0$, onde Ω é o espaço paramétrico da CPNK híbrida tal que $\Omega = (\lambda, \gamma_f, \gamma_b)$ e $f(\Omega) = Z_t(\pi_t - \lambda x_t - \gamma_f \pi_{t+1} - \gamma_b \pi_{t-1})$. Note que a equação (4.3) possui um regressor exógeno (π_{t-1}) e dois regressores endógenos (π_{t+1}, x_t). Assim, é possível representar o modelo disposto em (4.3) por meio das seguintes equações

$$A = W\delta + X\gamma_b + e, \quad (4.4)$$

$$W = X\Pi_1 + Z\Pi_2 + V, \quad (4.5)$$

em que A é um vetor $T \times 1$ composto pelas observações de π_t ; δ é um vetor de parâmetros a serem estimados, tais que $\delta = (\gamma_f, \lambda)'$; X é uma matriz $T \times 2$ de observações de π_{t+1} e x_t ;

e é um vetor $T \times 1$ de distúrbios; Z é uma matriz $T \times k$ composta por k instrumentos; Π_1 e Π_2 são matrizes de coeficientes desconhecidos de dimensões 1×2 e $k \times 2$, respectivamente; e por fim, V é uma matriz $T \times 2$ de distúrbios associadas aos regressores endógenos dos modelos sob forma reduzida.

A partir de (4.4) e (4.5) é possível escrever a forma reduzida para inflação da seguinte forma

$$A = Xp_1 + Zp_2 + v,$$

onde $v = e + V\delta$, $p_1 = \Pi_1\delta + \gamma_b$ e $p_2 = \Pi_2\delta$. Esta última expressão (p_2) mostra que é possível obter δ a partir de p_2 e Π_2 , para isso, é necessário que o posto(Π_2) = 2, ou seja, esta é a condição necessária e suficiente para que δ seja identificado. Caso o posto(Π_2) < 2, o modelo é não identificado e se cai chamado problema de instrumentos fracos.

Kleibergen e Mavroeidis (2009) analisam a condição de posto para a identificação expressando a matriz Π_2 em termos dos parâmetros da CPNK puramente *forward-looking*, ou seja, $\gamma_b = 0$. Para apresentação do modelo, suponha que x_t segue um processo AR(2) e é estacionária, assim tem-se que

$$\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + u_t, \quad (4.6)$$

$$x_t = \rho_1 x_{t-1} + \rho_2 x_{t-2} + \nu_t. \quad (4.7)$$

Resolvendo (4.6) para frente, tem-se

$$\pi_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \gamma_f^j E_t\{x_{t+j}\} + u_t = \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + u_t, \quad (4.8)$$

onde $\alpha_0 = \lambda/[1 - \gamma_f(\rho_1 + \gamma_f\rho_2)]$ e $\alpha_1 = \lambda\gamma_f\rho_2/[1 - \gamma_f(\rho_1 + \gamma_f\rho_2)]$. Aplicando em (4.7) a expressão de (4.8) adiantada em um período, é possível reescrever (4.5) como

$$\underbrace{\begin{pmatrix} \pi_{t+1} \\ x_t \end{pmatrix}}_W = \underbrace{\begin{pmatrix} \alpha_0[\rho_1(\rho_1 + \rho_2\gamma_f) + \rho_2] & \alpha_0(\rho_1 + \rho_2\gamma_f)\rho_2 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{pmatrix}}_{\Pi_2} \underbrace{\begin{pmatrix} x_{t-1} \\ x_{t-2} \end{pmatrix}}_Z. \quad (4.9)$$

De acordo com Kleibergen e Mavroeidis (2009), a condição de posto para identificação é válida se e somente se λ e $\rho_2 \neq 0$, dado que o determinante de $\Pi_2 = \alpha_0\rho_2^2$. Assim, para que a condição de identificação seja válida é necessário que CPNK tenha dinâmica de segunda ordem e que λ seja positivo.

Existe uma vasta literatura sobre estimação de CPNK para diversos países e discutindo problemas de identificação, utilizando diversas metodologias. Adiante serão listados alguns dos principais trabalhos que realizaram esforços no sentido de estimar a CPNK tanto em sua forma restrita como em sua forma estrutural, bem como trabalhos que discutem metodologias para estas estimações.

4.2.2 Literatura internacional

Galí e Gertler (1999) estimam dois modelos estruturais de inflação microfundamentados. É proposta a chamada Curva de Phillips híbrida, a qual considera que empresas *backward looking* e *forward looking* coexistem. Adicionalmente é apresentada e estimada uma especificação da Curva de Phillips Novo Keynesiana puramente *forward looking*, que pode ser interpretada como uma caso especial da Curva de Phillips híbrida. Suas estimações são feitas utilizando dados trimestrais (de 1960 : 1 à 1997 : 4) da economia dos Estados Unidos da América (EUA), onde Galí e Gertler (1999) notam que o custo marginal real se mostra um determinante significativo da inflação, ao passo que a indexação de preços *backward looking* não se mostra importante. Para se obter as estimativas dos parâmetros estruturais dos modelos, Galí e Gertler (1999) utilizam MGM.

Ma (2002) estimam os parâmetros das duas especificações da CPNK trabalhadas por Galí e Gertler (1999), considerando dados do primeiro trimestre de 1960 ao último trimestre de 1997, da economia dos EUA. Para isso foram utilizadas estatísticas de teste desenvolvidas por Stock e Wright (2000) para obtenção de conjuntos de confiança robustos a problemas de identificação. Os resultados provenientes dessa metodologia demonstram a inadequação da utilização de MGM para estimação dos parâmetros da CPNK.

Mavroeidis (2004) apresenta um método para analisar a identificação empírica de modelos do tipo *forward-looking* com expectativas racionais a fim de julgar a confiabilidade das estimativas de MGM e revelar as potenciais fontes de identificação fraca. São analisadas a CPNK de Galí e Gertler (1999) e a regra de Taylor *forward-looking* de Clarida, Gali e Gertler (2000). Como resultado é demonstrado que o problema de instrumentos fracos pode surgir naturalmente quando a variação previsível da inflação é pequena em relação a choques futuros imprevisíveis.

Sbordone (2005) realiza uma discussão sobre a utilização de método MD em dois estágios para estimação da Curva de Phillips Novo Keynesiana, considerando assim como Galí e Gertler (1999), que a dinâmica de inflação é impulsionada pela dinâmica esperada do custo marginal real. Para a estimação por MD, Sbordone (2005) utiliza um VAR(3) para inflação e custo marginal real, em que os parâmetros são obtidos via método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A CPNK é estimada para a economia dos EUA utilizando dados de 1951 : 1 à 2002 : 1, e seus resultados indicam que o componente *forward looking* é relevante para explicar a dinâmica inflacionária da economia.

Mavroeidis (2005) estuda as condições para a identificação de um modelo *forward-looking* de expectativas racionais que muitas vezes são ignoradas quando este modelo é estimado por métodos de informação limitados. A análise é baseada na CPNK de Galí e Gertler (1999) e utiliza simulações de Monte Carlo. Como resultados, tem-se que problemas de instrumentos fracos podem surgir dependendo das propriedades das variáveis

exógenas; existência de uma ligação entre identificação e má especificação dinâmica; e foi examinado o baixo poder do teste J de Hansen (1982) para detectar restrições inválidas de sobre-identificação.

Kleibergen e Mavroeidis (2009) discutem os vários métodos robustos de identificação que podem ser utilizados para se fazer inferência sobre os parâmetros da CPNK, dando ênfase ao problema da inferência sobre subconjuntos dos parâmetros. A partir de resultados obtidos utilizando simulações de Monte Carlo, Kleibergen e Mavroeidis (2009) recomendam a utilização do método baseado na estatística de razão de verossimilhança de Moreira (2003) que foi estendido para MGM por Kleibergen (2005).

Dufour, Khalaf e Kichian (2010) estimam dois modelos estruturais da CPNK, a saber, o modelo de Blanchard e Galí (2007) e o modelo de Blanchard e Galí (2010) para economia do Canadá, considerando o horizonte de tempo que se inicia no primeiro trimestre de 1982 e vai até o segundo trimestre de 2007. Estimativas estruturais e testes são realizados usando métodos robustos de identificação baseados em Anderson e Rubin (1949). Os resultados revelam como relevante a rigidez dos salários reais, no entanto, estimativas indicam preços quase totalmente flexíveis e um papel ambíguo para o desemprego.

Magnusson e Mavroeidis (2010) desenvolvem métodos de MD robustos à identificação que produzem conjuntos de confiança consideravelmente menores para os coeficientes estimados do modelo se comparados com MGM de informação limitada homólogos. Para estimação de uma CPNK híbrida utilizam tanto a metodologia proposta (MD robusto à identificação) quanto MGM robusto à identificação. Os dados para as estimações são provenientes dos EUA, possuem frequência trimestral e contemplam o período de 1984 a 2008. Estudos de simulação feitos no trabalho sugerem que os métodos de MD robusto à identificação são mais indicados que os MGM robusto à identificação, para estimação da CPNK. Os resultados das estimações indicam ainda que existem evidências de indexação parcial, mas não completa, e acentuado no grau de rigidez dos preços.

4.2.3 Literatura nacional

Fasolo e Portugal (2004) abordam uma nova relação entre emprego e inflação para o Brasil. Para isso são testadas quatro hipóteses acerca da economia brasileira, a saber, *i*) os agentes não possuem racionalidade perfeita; *ii*) a imperfeição na formação das expectativas pode ser determinante no componente inercial da inflação brasileira. Estas hipóteses foram testadas via modelo com mudanças markovianas. Ademais, *iii*) a inflação possui componente inercial autônomo; e, *iv*) relações não-lineares entre inflação e desemprego fornecem melhores resultados para a economia nos últimos 12 anos. Estas hipóteses foram testadas via estimação de uma Curva de Phillips convexa. Para as estimações foram consideradas um total de sete variáveis, e o horizonte temporal de janeiro de 1990 a agosto de 2002. Os resultados obtidos por Fasolo e Portugal (2004) indicam que as hipóteses

levantadas são válidas.

Alves e Areosa (2005) derivam uma CPNK híbrida incorporando indexação não apenas à inflação passada, mas também a metas de inflação, generalizando a CPNK híbrida de Woodford (2003). Para análise empírica, são utilizados dados trimestrais, contemplando o corte temporal de 1999 a 2004, que compreende o período de metas de inflação. As estimações são feitas utilizando método de Mínimos Quadrados em dois estágios. Os resultados das estimações indicam que o parâmetro associado a meta de inflação é relevante e estatisticamente significativo, além disso, as estimativas recursivas indicam que o parâmetro associado a meta de inflação aumenta nos períodos em que as expectativas de inflação estão suficientemente próximas das metas oficiais.

Carvalho (2010) estima CPNK via modelagem não-linear vislumbrando testar a presença de assimetria na CPNK. São considerados dados de 13 países (dentre estes, o Brasil), onde as amostras têm periodicidade mensal e têm início após a adoção do sistema de metas de inflação. Para as estimativas, são utilizados modelos de Regressão com Transição Suave. As estimativas sugerem que existem evidências de não linearidade, no entanto, em contrapartida, os testes rejeitam a hipótese de existência assimetria decorrente do aquecimento da demanda agregada.

Machado e Portugal (2014) buscam estimar curvas de Phillips alternativas com componentes não observados para a economia brasileira, seguindo Harvey (2011). Para análise empírica, são utilizados dados da economia brasileira que abarcam o horizonte temporal de abril de 2000 a maio de 2011. Os resultados indicam que a meta de inflação brasileira tem sido bem sucedida na redução da variação tanto da sazonalidade quanto do nível da inflação. É observado também que a inflação parece ser cada vez menos afetada pelas medidas da atividade econômica.

Tristão e Torrent (2015) investigam se a relação produto-inflação é não linear e como se dá essa possível não linearidade, para o contexto da economia brasileira. Para as estimações utilizam-se dados de frequência mensal que compreendem o período de março de 2002 a setembro de 2012. Essa relação foi estimada de forma semi-paramétrica via *local linear kernel estimator* para a partir desta se obter uma forma funcional a qual foi aproximada pela estimação de uma CPNK híbrida, utilizando MGM. Os resultados apontam que ao se adicionar um termo cúbico relativo ao hiato do produto, é possível descrever de forma mais precisa a dinâmica da inflação.

Aragón e Medeiros (2016) investigam os parâmetros estruturais da CPNK utilizando métodos robustos à problemas de identificação baseados em Anderson e Rubin (1949), considerando dados da economia brasileira que contemplam o horizonte temporal iniciado em março de 2002 e findado em dezembro de 2015. Para isso, são consideradas duas especificações da CPNK híbrida, em que uma se baseia na suposição de expectativas racionais e a outra com medidas diretas de expectativas de inflação. Os resultados mostram

que apenas a versão da CPNK com inflação esperada pelo mercado produz estimativas pontuais para os parâmetros estruturais compatíveis com as evidências baseadas em microdados, e não há evidências de um efeito significativo do custo marginal real sobre a inflação corrente para o Brasil.

4.3 Estratégia empírica

4.3.1 Modelo empírico

Partindo de um extensão do modelo de Calvo (1983), onde se admite a existência de indexação parcial da inflação corrente com relação a inflação passada, ou seja assume-se que a dinâmica da inflação é em alguma medida *backward-looking*. Admita que existe um contínuo de firmas agindo em competição monopolística e cada uma produzindo um bem diferenciado, onde cada firma re-otimiza os preços de seus produtos com probabilidade $1 - \theta$ em cada período de tempo t . Entretanto, uma parte i dos bens não tem seus preços re-otimizados, estes são ajustados segundo uma regra de bolso tal que

$$\log p_t(i) = \log p_{t-1}(i) + \varrho \pi_{t-1},$$

onde $0 \leq \varrho \leq 1$ pode ser interpretado como o componente de indexação da inflação, $p_t(i)$ representa o preço individual do bem i e π_t representa a inflação no período t .

Como no modelo básico de Calvo os preços recém otimizados entram imediatamente em vigor, o novo preço $p_t(i)$ escolhido em t é tal que maximiza

$$E_t \left\{ \sum_{j=t}^{\infty} \theta^{j-t} Q_{t,j} \left[\Pi_j^i \left(p_t(i) \left(\frac{P_{j-1}}{P_{t-1}} \right)^{\varrho} \right) \right] \right\}, \quad (4.10)$$

onde Π^i denota o lucro nominal da venda do bem i , P_t denota o índice de preços ao se agregar $p_t(i) \forall i$ e $Q_{t,j}$ é um fator de desconto estocástico que desconta o rendimento nominal no período j de volta a um período anterior t .

Ao se otimizar (4.10) se obtém como condição de primeira ordem para se definir o preço ótimo (denotado por p_t^*) a seguinte expressão

$$E_t \left\{ \sum_{j=t}^{\infty} (\theta\beta)^{j-t} u_c(Y_j; \xi_j) Y_j P_j^{\alpha} \left(\frac{P_{j-1}}{P_{t-1}} \right)^{\varrho(1-\alpha)} \times \left[p_t^* - \mu P_j s \left(Y_j \left(\frac{p_t^*}{P_j} \right)^{-\alpha} \left(\frac{P_{j-1}}{P_{t-1}} \right)^{-\varrho\alpha}, Y_j; \tilde{\xi}_j \right) \right] \right\} = 0, \quad (4.11)$$

em que $u_c(\cdot; \cdot)$ é a função de utilidade da família representativa, β é um fator de desconto associado ao problema de otimização das famílias, ξ_t denota a variação na impaciência das famílias em consumir, Y_t é uma dotação exógena do bem, μ representa o *markup* do

vendedor, $s(\cdot, \cdot; \cdot)$ é a função custo marginal real e $\tilde{\xi}_t$ é um vetor de distúrbios exógenos em que ξ_t foi aumentado por fatores tecnológicos.

Dado p_t^* , o índice geral de preços é dado por

$$P_t = \left[(1 - \theta)(p_t^*)^{1-\alpha} + \theta \left(P_{t-1} \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^\varrho \right)^{1-\alpha} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (4.12)$$

Log-linearizando (4.11) e (4.12), e com algumas manipulações, pode-se obter

$$\pi_t - \gamma\pi_{t-1} = \kappa x_t + \beta E_t\{\pi_{t+1} - \varrho\pi_t\}, \quad (4.13)$$

onde $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}$.

Assim, a CPNK híbrida a ser estimada neste trabalho pode ser obtida isolando π_t em (4.13) e somando ε_t , logo, é dada por

$$\pi_t = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta(1+\varrho\beta)} x_t + \frac{\beta}{1+\beta\varrho} E_t\{\pi_{t+1}\} + \frac{\varrho}{1+\beta\varrho} \pi_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.14)$$

em que π_t e x_t denotam, respectivamente, a inflação e uma medida de custo marginal real, ambos para o período t e ε_t um choque de inflação, onde, por hipótese, se tem que $E_{t-1}\{\varepsilon_t\} = 0$ e a variância de ε_t é dada por σ_ε^2 .

A CPNK híbrida pode ser expressa ainda, sob forma reduzida, por

$$\pi_t = \lambda x_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.15)$$

onde os pesos λ , γ_f e γ_b são funções não lineares de θ e ϱ , que podem ser expressas por $\lambda = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta(1+\varrho\beta)}$, $\gamma_f = \frac{\beta}{1+\beta\varrho}$, $\gamma_b = \frac{\varrho}{1+\beta\varrho}$. Para maiores detalhes sobre a derivação desta especificação da CPNK, ver [Woodford \(2003\)](#). Lembrando que esta especificação já foi trabalhada por [Christiano, Eichenbaum e Evans \(2005\)](#), [Sbordone \(2005\)](#) e [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#).

4.3.2 Inferência robusta à identificação

Para avaliar as previsões centrais deste modelo, utilizando método de MD, nos baseamos na distância entre a dinâmica de inflação implícita pelo modelo estrutural e a dinâmica implícita por um modelo de forma reduzida estimado via VAR(p), o qual pode ser expresso por

$$z_t = A(\varphi)z_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.16)$$

onde $A(\varphi)$ é uma matriz $kp \times kp$ de coeficientes em forma reduzida, em que k é o número variáveis utilizadas no VAR, e contém k^2p parâmetros desconhecidos denotados por φ .

Deixe Θ representar o espaço paramétrico dos parâmetros estruturais da CPNK, de forma que $\Theta = (\theta, \varrho)'$. Para vincular os parâmetros de forma reduzida φ aos parâmetros

estruturais, seguindo [Galí e Gertler \(1999\)](#) e [Sbordone \(2002\)](#), utilizamos a suposição de que $E_{t-1}\{\varepsilon_t\} = 0$, de forma que podemos reescrever a Eq. (4.14) como

$$E_{t-1}\{\pi_t\} = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta(1+\varrho\beta)}E_{t-1}\{x_t\} + \frac{\beta}{1+\beta\varrho}E_{t-1}\{\pi_{t+1}\} + \frac{\varrho}{1+\beta\varrho}\pi_{t-1}. \quad (4.17)$$

Sejam e_π e e_x vetores unitários tais que $e'_\pi z_t = \pi_t$ e $e'_x z_t = x_t$, de forma que $E_{t-1}\pi_{t+1} = e'_\pi A(\varphi)^2 z_{t-1}$, $E_{t-1}\pi_t = e'_\pi A(\varphi) z_{t-1}$, $E_{t-1}x_t = e'_x A(\varphi) z_{t-1}$ e $\pi_{t-1} = e'_\pi z_{t-1}$, e substituindo em (4.17), tem-se que

$$\left\{ e'_\pi \left[I - \frac{\beta}{1+\beta\varrho} A(\varphi) \right] - \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta(1+\varrho\beta)} e'_x \right\} A(\varphi) - \frac{\varrho}{1+\beta\varrho} e'_\pi = 0 \quad (4.18)$$

onde I é uma matriz identidade de ordem kp .

A função distância pode ser expressa, por meio de (4.18), como

$$g(\varphi, \Theta) = A(\varphi)' \left\{ \left[I - \frac{\beta}{1+\beta\varrho} A(\varphi)' \right] e_\pi - \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta(1+\varrho\beta)} e_x \right\} - \frac{\varrho}{1+\beta\varrho} e_\pi. \quad (4.19)$$

A função critério necessária para se obter o estimador eficiente de MD é dada por

$$Q(\Theta) = g(\hat{\varphi}, \Theta)' \hat{V}_{gg}(\bar{\Theta})^{-1} g(\hat{\varphi}, \Theta), \quad (4.20)$$

onde $\hat{\varphi}$ denota um estimador consistente e assintoticamente normal do parâmetro em forma reduzida, $\hat{V}_{gg}(\Theta) = G_\varphi(\hat{\varphi}, \Theta)' \hat{V}_\varphi G_\varphi(\hat{\varphi}, \Theta)$, $\bar{\Theta}$ é um estimador preliminar qualquer de Θ , e $G_\varphi(\hat{\varphi}, \Theta)$ é o primeiro elemento da matriz jacobiana composta por $G_j(\varphi, \Theta) = \partial g(\varphi, \Theta) / \partial j$, para $j = \{\varphi, \Theta\}$ avaliada em $\hat{\varphi}$.

A ideia aqui consiste em a partir de um teste de hipótese aplicado à metodologia robusta à problemas de identificação, obter conjuntos de confiança para os parâmetros testados. Ou seja, ao se testar $H_0 : \Theta = \Theta_0$, busca-se identificar os conjuntos de valores de Θ_0 tais que não são rejeitados por esse teste por gerarem p -valores superiores a um nível de significância preestabelecido α , o que permite construir um conjunto de confiança de nível $1 - \alpha$ para Θ .

Para assegurar que as estimativas não sejam espúrias, ao construir os conjuntos de confiança para os parâmetros estruturais serão consideradas estatísticas de teste cuja distribuição sob hipótese nula seja independente do valor da matriz Jacobiana. Estas estatísticas produzem inferência robusta para problemas de identificação fraca ou instrumentos fracos. Seguindo [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#), serão apresentadas aqui quatro tipos de estatísticas, onde a primeira delas é a versão MD adaptada à metodologia de [Anderson e Rubin \(1949\)](#), a qual é dada por (4.20), avaliada em $\bar{\Theta} = \Theta_0$, ponderada pelo tamanho da amostra (T),

$$\text{MD-AR}(\Theta_0) = T g(\hat{\varphi}, \Theta_0)' \hat{V}_{gg}(\Theta_0)^{-1} g(\hat{\varphi}, \Theta_0). \quad (4.21)$$

A segunda estatística a ser apresentada é a versão MD proposta por [Kleibergen \(2002\)](#) e é expressa por

$$\text{MD-K}(\Theta_0) = Tg(\hat{\varphi}, \Theta_0)' \hat{V}_{gg}(\Theta_0)^{-\frac{1}{2}} P_{\hat{V}_{gg}(\Theta_0)^{-\frac{1}{2}} \hat{D}(\Theta_0)} \hat{V}_{gg}(\Theta_0)^{-\frac{1}{2}} g(\hat{\varphi}, \Theta_0), \quad (4.22)$$

onde $P_X = X(X'X)^{-1}X'$ para qualquer matriz de *rank* completo X ,

$$\begin{aligned} \hat{D}(\Theta) &= \left[\frac{\partial g(\hat{\varphi}, \theta, \varrho)}{\partial \theta} - \hat{V}_{\theta g}(\Theta) \hat{V}_{gg}(\Theta)^{-1} g(\hat{\varphi}, \Theta), \right. \\ &= \left. \frac{\partial g(\hat{\varphi}, \theta, \varrho)}{\partial \varrho} - \hat{V}_{\varrho g}(\Theta) \hat{V}_{gg}(\Theta)^{-1} g(\hat{\varphi}, \Theta) \right], \end{aligned}$$

$$\hat{V}_{\theta g}(\Theta) = \frac{\partial G_{\varphi}(\hat{\varphi}, \Theta)}{\partial \theta} \hat{V}_{\varphi} G_{\varphi}(\hat{\varphi}, \Theta) \quad \text{e} \quad \hat{V}_{\varrho g}(\Theta) = \frac{\partial G_{\varphi}(\hat{\varphi}, \Theta)}{\partial \varrho} \hat{V}_{\varphi} G_{\varphi}(\hat{\varphi}, \Theta).$$

Entretanto, como a estatística MD-K depende da derivada da função objetivo, os testes baseados nela podem sofrer um declínio de poder nos pontos de inflexão da função objetivo, onde as restrições de identificação são tipicamente violadas. Buscando contornar esse problema, [Kleibergen \(2005\)](#) propõe se utilizar uma combinação da estatística MD-K com uma estatística que testa a validade das restrições de sobre-identificação em H_0 , expressa por

$$\text{MD-J}(\Theta_0) = \text{MD-AR}(\Theta_0) - \text{MD-K}(\Theta_0). \quad (4.23)$$

Sob $H_0 : \Theta = \Theta_0$, e assumindo que $\sqrt{T}(\hat{\varphi} - \varphi) \xrightarrow{d} N(0, V_{\varphi})$, $\hat{V}_{\varphi} \xrightarrow{p} V_{\varphi}$, e que a matrix $G_{\varphi}(\varphi, \Theta_0) V_{\varphi} G_{\varphi}(\varphi, \Theta_0)'$ tem posto completo, [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#) demonstram que

$$\begin{aligned} \text{MD-AR}(\Theta_0) &\xrightarrow{p} \chi^2(kp), \\ \text{MD-K}(\Theta_0) &\xrightarrow{p} \chi^2(2), \\ \text{MD-J}(\Theta_0) &\xrightarrow{p} \chi^2(kp - 2), \end{aligned} \quad (4.24)$$

onde $\chi^2(\kappa)$ indica uma distribuição chi-quadrada com κ graus de liberdade.

Além da combinação da estatística MD-K com a MD-AR, existe ainda uma combinação da estatística MD-K com a estatística MD-J, denotada por MD-KJ, de forma que o teste rejeitará a hipótese nula a um nível de significância α sempre que a hipótese for rejeitada por um teste MD-K de nível α_1 ou um teste MD-J de nível α_2 , de tal sorte que $\alpha_1 + \alpha_2 = \alpha$. [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#) consideram $\alpha_1 = 0.8\alpha$ e $\alpha_2 = 0.2\alpha$, e faremos o mesmo para este trabalho.

Seguindo [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#), para a construção dos conjuntos de confiança para os parâmetros estruturais da CPNK híbrida serão utilizadas as estatísticas MD-AR e MD-KJ.

4.3.3 Descrição dos dados

Para estimação da especificação da CPNK híbrida em (4.14) serão utilizados dados de frequência mensal. De acordo com Kim (2010), a utilização de frequência mensal pode minimizar o viés de agregação temporal do parâmetro de Calvo (θ) se comparada a estimação utilizando dados trimestrais, como é comum na literatura. Além disso, Christiano e Eichenbaum (1987) destacam que a utilização de dados mensais pode diminuir erros de especificação decorrentes das diferenças entre o verdadeiro intervalo de decisão dos agentes e a frequência dos dados.

Seguindo Aragón e Medeiros (2016), são utilizadas duas séries de dados, as quais compreendem o período de março de 2002 a dezembro de 2015. Para a construção da variável custo marginal real (x_t), foi utilizado o desvio percentual da participação da massa salarial no PIB nominal em relação à média amostral, denotada por PSP. Para melhor compreensão da construção da variável participação dos salários no produto (PSP), seja N o total de pessoas ocupadas, W o rendimento nominal médio do trabalho principal habitualmente recebido, Y a estimativa do PIB nominal mensal feita pelo BCB, assim, a participação dos salários no produto é dada por $(N \times W)/Y$. Já para variável taxa de inflação, denotada por π_t , se utiliza a série mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Por fim, as variáveis foram expressas como desvios em relação à média e dessazonalizadas por meio do método X12-ARIMA.

A princípio, tomando os critérios AIC e FPE como métricas para qualidade de ajuste, optamos por estimar um VAR(5), ou seja, considerando 5 defasagens das variáveis descritas acima para estimação do VAR. Entretanto, ao estimar os conjuntos de confiança notamos que os mesmos apresentavam problemas de identificação, dessa forma, tomou-se a decisão de utilizar um VAR(4). Por esmero, foram realizadas ainda estimações utilizando VAR(p), para $p = \{2, 3, 5, 6\}$ e verificou-se que os conjuntos de confiança obtidos para θ e ϱ não sofrem alterações significativas. Lembrando ainda que todos os VAR's foram estimados via Método de Mínimos Quadrados Ordinários. Por fim, todas as estimações foram feitas utilizando o *software* Matlab.

4.4 Análise empírica

Seguindo Magnusson e Mavroeidis (2010), utilizamos MD-AR e MD-KJ para estimar os conjuntos de confiança para os parâmetros de rigidez de preços (θ) e indexação da economia (ϱ). Para isso, utilizou-se a restrição do espaço paramétrico dos parâmetros estruturais, de forma que $\theta, \varrho \in [0.1]$, e o parâmetro referente ao fator de desconto (β) foi calibrado, seguindo a literatura, em 0.989. A Figura 8 apresenta os conjuntos com níveis de confiança iguais a 90% e 95%. Lembrando que as estimativas da variância foram feitas por meio do estimador de White (1980).

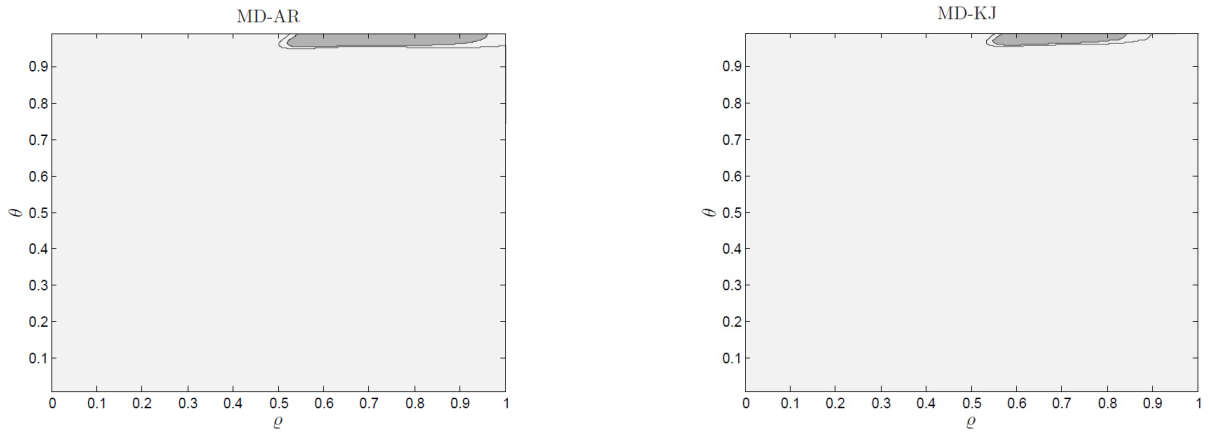


Figura 8 – Conjuntos de confiança MD-AR e MD-KJ para os parâmetros θ e ρ .

Obs.: As áreas cinza escura e cinza claro delimitada por uma linha preta, se referem, respectivamente, aos conjuntos de 90% e 95% de confiança.

Observando a Figura 8, é possível observar que o MD-KJ produz conjuntos de confiança menores se comparados aos produzidos por MD-AR. Note ainda que, considerando um nível de confiança de 90%, temos que o parâmetro de indexação está situado entre o intervalo de 0.5 a 0.95. Isso indica que de 50% a 95% das empresas que atuam no Brasil definem preços utilizando uma regra de bolso, de forma que ajustam seus preços considerando simplesmente a inflação passada. Esse resultado rejeita a hipótese de que a CPNK puramente *forward-looking* é consistente para a economia brasileira. Note que foi obtido um conjunto de confiança bastante largo, o que reflete a dificuldade de se estimar com precisão ρ .

Com relação ao parâmetro de rigidez de preços, note que tanto o MD-AR quanto o MD-KJ produzem conjuntos de confiança de intervalos bastante similares, onde ambos consideram que θ se encontra entre 0.95 e 1, aproximadamente, indicando uma elevada proporção de firmas que mantêm os preços constantes em um dado mês. Note que esse resultado nos remete a uma frequência média de ajuste de preços ($1/(1 - \theta)$) estimada em torno de 20 meses, que é um valor que não destoa muito com relação aos valores estimados disponíveis na literatura¹. Entretanto, se considerado o limite superior do intervalo, a frequência média de ajuste de preços estimada chega a 100 meses, o que não é compatível com a realidade.

4.5 Análise de Robustez

Muito se discute na literatura sobre qual seria a melhor *proxy* para custo marginal real ao se estimar os parâmetros da CPNK. Para analisar a robustez dos resultados apresentados até aqui, os conjuntos de confiança para os parâmetros da Eq. (4.14) serão

¹ Ver [Castro et al. \(2015\)](#), [Carvalho, Vilela et al. \(2015\)](#) e [Aragón e Medeiros \(2016\)](#).

novamente estimados utilizando MD-AR e MD-KJ, entretanto, considerando agora outras *proxies* para a variável custo marginal real tipicamente utilizadas na literatura. São elas, *i*) hiato do produto, calculado a partir do PIB estimado pela Fundação Getúlio Vargas; *ii*) hiato do produto industrial, calculado a partir da produção industrial estimada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; e *iii*) hiato da PSP, em que PSP foi utilizada na seção 4.4 e descrita na seção 4.3.3. Além disso, o hiato de cada uma dessas variáveis foi estimado de duas formas diferentes, a primeira utilizando filtro de Hodrick-Prescott (HP) e a segunda utilizando um modelo de tendência linear.

Para facilitar o entendimento adiante, ao se referir às *proxies* para custo marginal real (x_t) descritas nesta seção, serão utilizados dois subscritos, um indicando a variável base (*PIB*, produto industrial (*PI*) ou *PSP*) e outra indicando a metodologia de cálculo do hiato (filtro HP (*HP*) ou modelo de tendência linear (*lin*)), ou seja, $x_{PI,HP}$ denota hiato do produto industrial calculado utilizando filtro HP.

As Figuras 9 e 10 apresentam os conjuntos de confiança para θ e ϱ utilizando como *proxy* para custo marginal real o hiato do PIB. Entretanto, para a Figura 9 se utiliza filtro HP para calcular o hiato, enquanto que para a Figura 10 se utiliza modelo de tendência linear. De forma análoga, as Figuras 11 e 12 apresentam os conjuntos de confiança quando se utiliza como *proxy* para custo marginal real o hiato do produto industrial. Aqui, para a Figura 11 se utiliza filtro HP para calcular o hiato, enquanto que para a Figura 12 se utiliza modelo de tendência linear. Por fim, as Figuras 13 e 14 apresentam os conjuntos de confiança quando se utiliza hiato da PSP como *proxy* para custo marginal real, empregando, respectivamente, filtro HP e modelo de tendência linear para os cálculos dos hiatos.

Observando as Figuras 9 a 14 é fácil ver que os resultados não destoam dos resultados dispostos na Figura 8. Quanto a ϱ , note que os conjuntos de confiança são similares independentemente da *proxy* utilizada para custo marginal real. No que diz respeito ao parâmetro de Calvo, a estimação de seu conjunto de confiança parece ser bastante sensível à metodologia utilizada para se obter o hiato, seja do PIB, do produto industrial ou da PSP, tendendo a estimar conjuntos de confiança mais restritos quando se utiliza modelo de tendência linear.

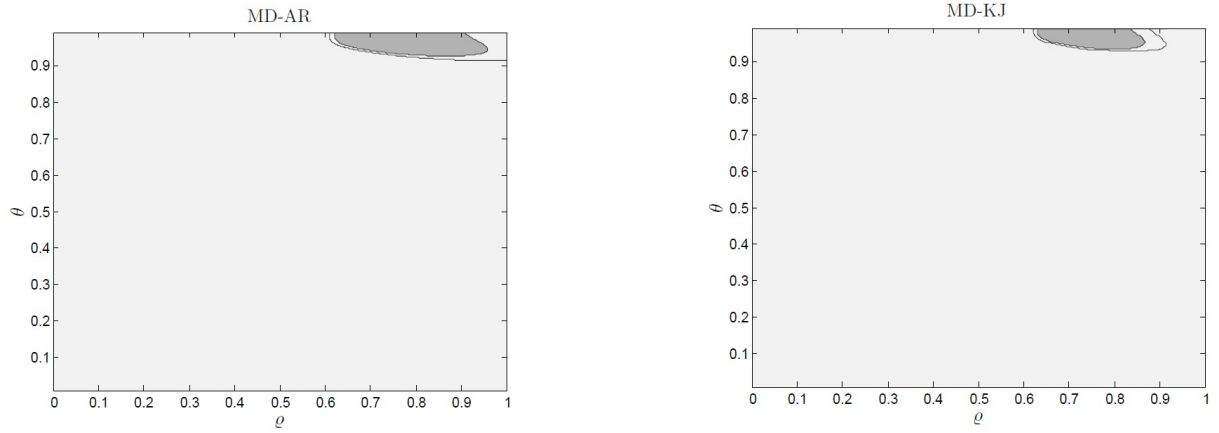


Figura 9 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ρ utilizando a *proxy* $x_{PIB,HP}$.

Obs.: As áreas cinza escura e cinza claro delimitada por uma linha preta, se referem, respectivamente, aos conjuntos de 90% e 95% de confiança.

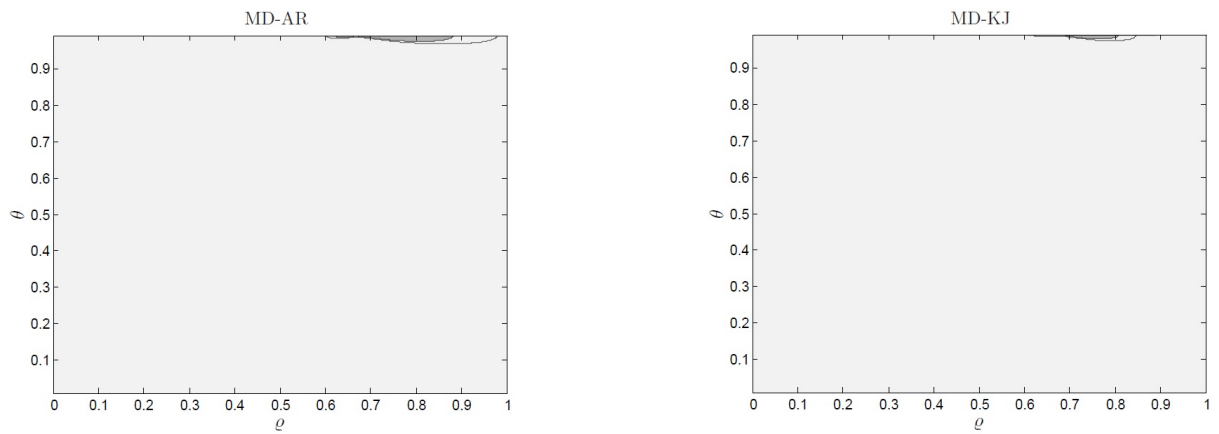


Figura 10 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ρ utilizando a *proxy* $x_{PIB,lin}$.

Obs.: As áreas cinza escura e cinza claro delimitada por uma linha preta, se referem, respectivamente, aos conjuntos de 90% e 95% de confiança.

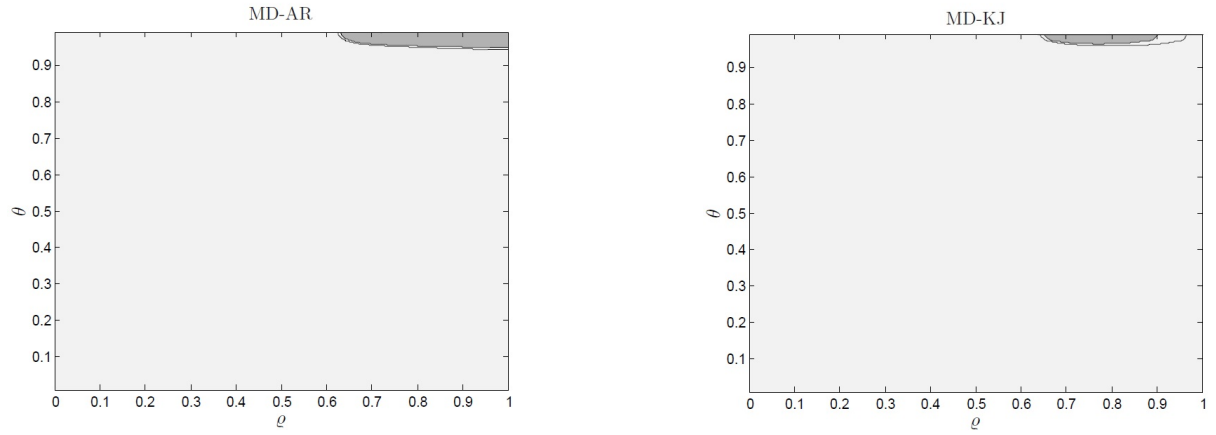


Figura 11 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ϱ utilizando a *proxy* $x_{PI,HP}$.

Obs.: As áreas cinza escura e cinza claro delimitada por uma linha preta, se referem, respectivamente, aos conjuntos de 90% e 95% de confiança.

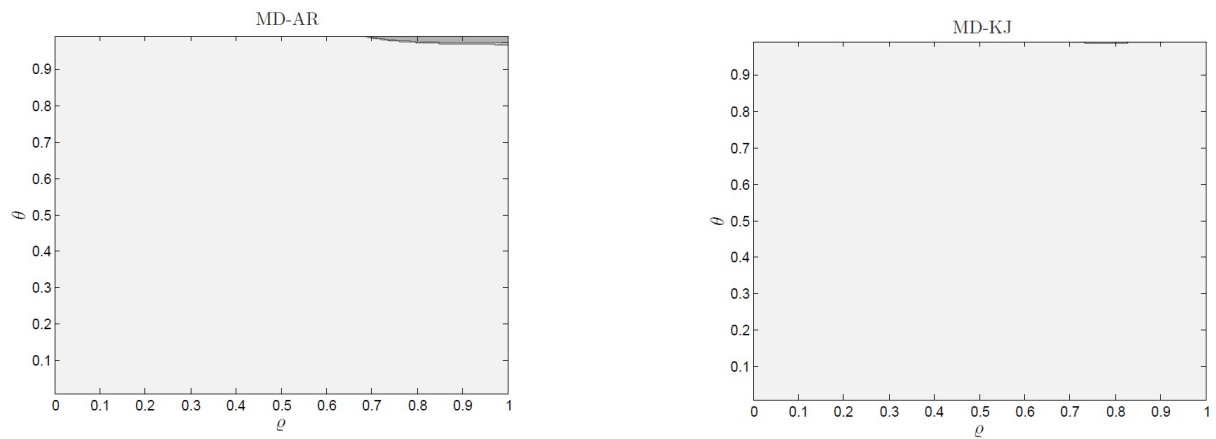


Figura 12 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ϱ utilizando a *proxy* $x_{PI,lin}$.

Obs.: As áreas cinza escura e cinza claro delimitada por uma linha preta, se referem, respectivamente, aos conjuntos de 90% e 95% de confiança.

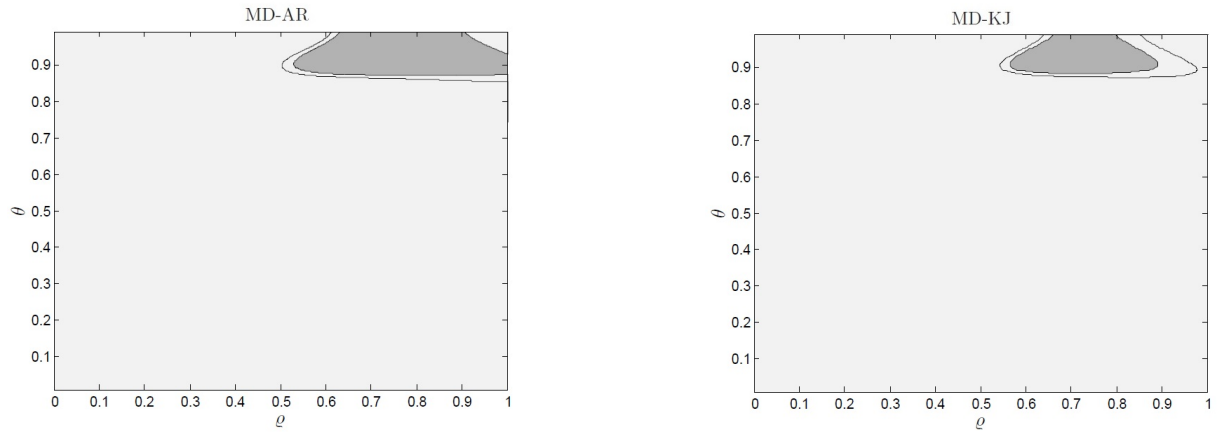


Figura 13 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ρ utilizando a *proxy* $x_{PSP,HP}$.

Obs.: As áreas cinza escura e cinza claro delimitada por uma linha preta, se referem, respectivamente, aos conjuntos de 90% e 95% de confiança.

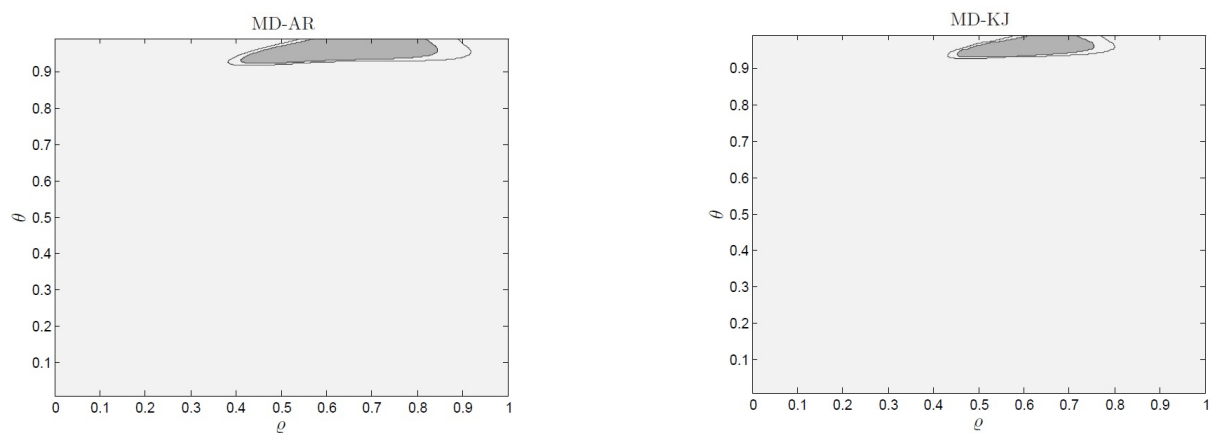


Figura 14 – Conjuntos de confiança para os parâmetros θ e ρ utilizando a *proxy* $x_{PSP,lin}$.

Obs.: As áreas cinza escura e cinza claro delimitada por uma linha preta, se referem, respectivamente, aos conjuntos de 90% e 95% de confiança.

4.6 Conclusões

O presente trabalho se propôs a estimar os parâmetros da CPNK híbrida com o objetivo de avaliar os determinantes da inflação brasileira considerando o horizonte temporal de 2002 a 2015. Para isso, foram utilizadas técnicas derivadas de [Anderson e Rubin \(1949\)](#) adaptadas ao método de MD, tendo em vista as limitações inerentes à estimação da CPNK híbrida com relação à problemas de identificação. A metodologia utilizada, proposta por [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#), não exige qualquer hipótese sobre a identificação, de forma que os resultados obtidos a partir deles são confiáveis, mesmo quando sob identificação fraca. São estimados conjuntos de confiança dos parâmetros estruturais da CPNK híbrida utilizando a especificação paramétrica trabalhada por [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#).

Foram obtidas estimativas intervalares para os parâmetros de rigidez e indexação de preços compatíveis com a literatura. Os resultados indicam a rejeição da hipótese de que a CPNK é puramente *forward-looking*. Os resultados obtidos se mostraram robustos a diferentes *proxies* para variável custo marginal real. Quanto as metodologias utilizadas, assim como em [Magnusson e Mavroeidis \(2010\)](#), o MD-KJ reportou conjuntos de confiança mais restritos que o MD-AR. Na análise de robustez se observou ainda que a utilização do modelo de tendência linear para cálculo de hiato reporta conjuntos de confiança mais restritos do que quando se utiliza filtro HP.

Referências

- AIZENMAN, J.; HUTCHISON, M.; NOY, I. Inflation targeting and real exchange rates in emerging markets. *World Development*, v. 39, n. 5, p. 712–724, 2011.
- ALESINA, A. Macroeconomics and politics. In: *NBER Macroeconomics Annual 1988, Volume 3*. [S.l.]: MIT Press, 1988. p. 13–62.
- ALESINA, A.; GATTI, R. Independent central banks: low inflation at no cost? *The American Economic Review*, v. 85, n. 2, p. 196–200, 1995.
- ALESINA, A.; SUMMERS, L. H. Central bank independence and macroeconomic performance: some comparative evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 25, n. 2, p. 151–162, 1993.
- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. Targets and inflation dynamics. *Central Bank of Brazil Working Paper*, n. 100, 2005.
- ANDERSON, T. W.; RUBIN, H. Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations. *The Annals of Mathematical Statistics*, p. 46–63, 1949.
- ARAGÓN, E. K. d. S. B.; MEDEIROS, G. B. Estimação da curva de phillips novo-keynesiana para o Brasil: uma análise econométrica robusta a problemas de identificação. Universidade Federal da Paraíba. 2016.
- AREOSA, W. D.; COELHO, C. A. Using a dsge model to assess the macroeconomic effects of reserve requirements in brazil. *Banco Central Do Brasil Working Paper Series*, n. 303, 2013.
- ARNONE, M. et al. Central bank autonomy: lessons from global trends. *IMF Working Papers*, p. 1–53, 2007.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. A positive theory of monetary policy in a natural rate model. *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 4 (Aug., 1983), pp. 589–610, 1983.
- BERGGREN, N.; DAUNFELDT, S.-O.; HELLSTRÖM, J. Social trust and central-bank independence. *European Journal of Political Economy*, v. 34, p. 425–439, 2014.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Should central banks respond to movements in asset prices? *The American Economic Review*, v. 91, n. 2, p. 253–257, 2001.
- BJØRNLAND, H. C.; LEITEMO, K. Identifying the interdependence between us monetary policy and the stock market. *Journal of Monetary Economics*, v. 56, n. 2, p. 275–282, 2009.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the New Keynesian model. *Journal of Money, credit and Banking*, v. 39, n. s1, p. 35–65, 2007.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Labor markets and monetary policy: A new keynesian model with unemployment. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 2, n. 2, p. 1–30, 2010.

- BLANCHARD, O. J. Debt, deficits and finite horizons. *The Journal of Political Economy*, v. 93, n. 2, p. 223–347, 1985.
- BLINDER, A. S. *Central banking in theory and practice*. [S.l.]: Mit press, 1998.
- BORDO, M. D.; JEANNE, O. Monetary policy and asset prices: does ‘benign neglect’ make sense? *International Finance*, v. 5, n. 2, p. 139–164, 2002.
- BORGES-FILHO, J. P. *Regra de Taylor no Brasil e preços de ativos financeiros: 1999-2005*. Dissertação (Mestrado) — Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006.
- BORIO, C.; LOWE, P. Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus. *Bank for International Settlements*, 2002.
- BORIO, C. E.; KENNEDY, N.; PROWSE, S. D. Exploring aggregate asset price fluctuations across countries: measurement, determinants and monetary policy implications. *Bank for International Settlements*, v. 40, 1994.
- BOTTAI, M.; CAI, B.; MCKEOWN, R. E. Logistic quantile regression for bounded outcomes. *Statistics in medicine*, v. 29, n. 2, p. 309–317, 2010.
- BOTZEN, W. W.; MAREY, P. S. Did the ecb respond to the stock market before the crisis? *Journal of Policy Modeling*, v. 32, n. 3, p. 303–322, 2010.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CARMIGNANI, F.; COLOMBO, E.; TIRELLI, P. Economic and socio-political determinants of de facto monetary institutions and inflationary outcomes. *The BE Journal of Macroeconomics*, v. 8, n. 1, 2008.
- CARVALHO, C. V. d.; VILELA, A. D. What if Brazil hadn’t floated the real in 1999? *Brazilian Review of Econometrics*, SAMBA, n. 1, p. 265–308, 2015.
- CARVALHO, C. V. de; VILELA, A. D. et al. What if Brazil hadn’t floated the real in 1999? *Brazilian Review of Econometrics*, n. 1, p. 265–308, 2015.
- CARVALHO, P. V. C. *A curva de Phillips Novo-Keynesiana é Não-Linear? Evidências de países com metas de inflação*. Dissertação (Mestrado) — Programa de Pós-Graduação em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.
- CASTELNUOVO, E.; NISTICO, S. Stock market conditions and monetary policy in a DSGE model for the US. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 34, n. 9, p. 1700–1731, 2010.
- CASTRO, M. R. d. et al. SAMBA: Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, SAMBA, n. 1, p. 103–170, 2015.
- CECCHETTI, S. et al. Asset prices and central bank policy. *Geneva: Geneva Reports on the World Economy*, 2000.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. Temporal aggregation and structural inference in macroeconomics. v. 26, p. 63–130, 1987.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, v. 113, n. 1, p. 1–45, 2005.

ČIHÁK, M. Price stability, financial stability, and central bank independence, oesterreichische nationalbank. In: *38th Economics Conference*. [S.l.: s.n.], 2010. p. 44–55.

CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, v. 115, p. 147–180, 2000.

Ata da 76ª Reunião do Copom. 2002.

Ata da 143ª Reunião do Copom. 2009.

Ata da 172ª Reunião do Copom. 2013.

CROWE, C.; MEADE, E. E. Central bank independence and transparency: Evolution and effectiveness. *European Journal of Political Economy*, v. 24, n. 4, p. 763–777, 2008.

CUKIERMAN, A.; WEBB, B. S.; NEYAPTI. Measuring the autonomy of cbs and its effects on policy outcomes. *The World Bank Economic Review*, v. 6, p. 353–398, 1992.

D'AMATO, M.; PISTORESI, B.; SALSANO, F. On the determinants of central bank independence in open economies. *International Journal of Finance & Economics*, v. 14, n. 2, p. 107–119, 2009.

DAUNFELDT, S.-O.; HELLSTRÖM, J.; LANDSTRÖM, M. Why do politicians implement central bank independence reforms? *Atlantic Economic Journal*, v. 41, n. 4, p. 427–438, 2013.

DEBELLE, G.; FISCHER, S. How independent should a central bank be? *Facing Monetary Policymakers*, p. 195–225, 1994.

DINCER, N.; EICHENGREEN, B. Central bank transparency and independence: updates and new measures. 2014.

DIVINO, J. A.; JUNIOR, R. L. S. S. Public debt composition and monetary policy. *17th World Congress of the International Economic Association, Jordania*, v. 1, p. 1–23, 2014.

DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American Economic Review*, v. 67, n. 3, p. 297–308, 1977.

DOUMPOS, M.; GAGANIS, C.; PASIOURAS, F. Central bank independence, financial supervision structure and bank soundness: An empirical analysis around the crisis. *Journal of Banking & Finance*, v. 61, p. S69–S83, 2015.

DUFOUR, J.-M. Identification, weak instruments, and statistical inference in econometrics. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, v. 36, n. 4, p. 767–808, 2003.

DUFOUR, J.-M.; KHALAF, L.; KICHIAN, M. Inflation dynamics and the new keynesian phillips curve: an identification robust econometric analysis. *Journal of Economic dynamics and control*, v. 30, n. 9, p. 1707–1727, 2006.

- DUFOUR, J.-M.; KHALAF, L.; KICHIAN, M. Estimation uncertainty in structural inflation models with real wage rigidities. *Computational Statistics & Data Analysis*, v. 54, n. 11, p. 2554–2561, 2010.
- DUFOUR, J.-M.; TAAMOUTI, M. Further results on projection-based inference in IV regressions with weak, collinear or missing instruments. *Journal of Econometrics*, v. 139, n. 1, p. 133–153, 2007.
- DUPOR, B.; CONLEY, T. The fed response to equity prices and inflation. *The American Economic Review*, v. 94, n. 2, p. 24–28, 2004.
- FARVAQUE, E. Political determinants of central bank independence. *Economics Letters*, v. 77, n. 1, p. 131–135, 2002.
- FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the phillips curve for brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 34, n. 4, p. 725–776, 2004.
- FERRARI, S.; CRIBARI-NETO, F. Beta regression for modelling rates and proportions. *Journal of Applied Statistics*, v. 31, n. 7, p. 799–815, 2004.
- FINOCCHIARO, D.; HEIDEKEN, V. Q. Do central banks react to house prices? *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 45, n. 8, p. 1659–1683, 2013.
- FUHRER, J.; TOOTELL, G. Eyes on the prize: How did the fed respond to the stock market? *Journal of Monetary Economics*, v. 55, n. 4, p. 796–805, 2008.
- FUNKE, M.; PAETZ, M.; PYTLARCZYK, E. Stock market wealth effects in an estimated dsge model for hong kong. *Economic Modelling*, v. 28, n. 1, p. 316–334, 2011.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 195–222, 1999.
- GALI, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, v. 72, n. 3, p. 707–734, 2005.
- GONÇALVES, C. C. S.; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. d. S. B. Assessing brazilian macroeconomic dynamics using a markov-switching DSGE model. *Economía*, v. 17, n. 1, p. 23–42, 2016.
- GRILLI, V.; MASCIANDARO, D.; TABELLINI, G. Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. *Economic Policy*, v. 13, p. 341–392, 1991.
- HAAN, J. D.; HAG, G. J. V. Variation in central bank independence across countries: some provisional empirical evidence. *Public Choice*, v. 85, n. 3–4, p. 335–351, 1995.
- HAGA, M. On central bank independence and political cycles. *Journal of Applied Economics*, v. 18, n. 2, p. 267–295, 2015.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, v. 50, p. 1029–1054, 1982.
- HARVEY, A. Modelling the phillips curve with unobserved components. *Applied Financial Economics*, v. 21, n. 1–2, p. 7–17, 2011.

- HAYFORD, M. D.; MALLIARIS, A. How did the fed react to the 1990s stock market bubble? evidence from an extended taylor rule. *European Journal of Operational Research*, v. 163, n. 1, p. 20–29, 2005.
- HAYO, B. Inflation culture, central bank independence and price stability. *European Journal of Political Economy*, Elsevier, v. 14, n. 2, p. 241–263, 1998.
- HAYO, B.; VOIGT, S. Inflation, central bank independence, and the legal system. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, p. 751–777, 2008.
- JÁCOME, L. I.; VÁZQUEZ, F. Is there any link between legal central bank independence and inflation? evidence from latin america and the caribbean. *European Journal of Political Economy*, v. 24, n. 4, p. 788–801, 2008.
- JEFFREYS, H. *The theory of probability*. [S.l.]: Oxford, 1961.
- JOHNSON, N. L.; KOTZ, S.; BALAKRISHNAN, N. Continuous univariate distributions. *vol. 2 of wiley series in probability and mathematical statistics: applied probability and statistics*, Wiley, New York, 1995.
- JUNIOR, R. L. S.; DIVINO, J. A. Prêmio de risco e a política monetária no brasil. *Economia Aplicada*, v. 17, n. 2, p. 163–192, 2013.
- KANCZUK, F. Brazil through the eyes of CHORINHO. *Brazilian Review of Econometrics*, SAMBA, n. 1, p. 171–195, 2015.
- KASS, R. E.; RAFTERY, A. E. Bayes factors. *Journal of the american statistical association*, v. 90, n. 430, p. 773–795, 1995.
- KIM, T. B. Temporal aggregation bias and mixed frequency estimation of new keynesian model. Duke University: Mimeo. 2010.
- KLEIBERGEN, F. Pivotal statistics for testing structural parameters in instrumental variables regression. *Econometrica*, v. 70, n. 5, p. 1781–1803, 2002.
- KLEIBERGEN, F. Testing parameters in GMM without assuming that they are identified. *Econometrica*, v. 73, n. 4, p. 1103–1123, 2005.
- KLEIBERGEN, F.; MAVROEIDIS, S. Weak instrument robust tests in GMM and the new keynesian phillips curve. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 27, n. 3, p. 293–311, 2009.
- KLOMP, J.; HAAN, J. de. Central bank independence and financial instability. *Journal of Financial Stability*, v. 5, n. 4, p. 321–338, 2009.
- KOENKER, R. *Quantile regression*. [S.l.]: Cambridge university press, 2005.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 33–50, 1978.
- KUTTNER, K. N.; POSEN, A. S. Do markets care who chairs the central bank? *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 42, n. 2-3, p. 347–371, 2010.
- LONG, J. B. D.; SUMMERS, L. H. Macroeconomic policy and long-run growth. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, v. 77, n. 4, p. 5, 1992.

- LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: A critique. In: NORTH-HOLLAND. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. [S.l.], 1976. v. 1, p. 19–46.
- LUNDELL, K.; KARVONEN, L. *A comparative data set on political institutions*. [S.l.]: Åbo Akademi, Department of Political Science, 2003.
- MA, A. GMM estimation of the new Phillips curve. *Economics Letters*, v. 76, n. 3, p. 411–417, 2002.
- MACHADO, J. A.; SILVA, J. S. Quantiles for fractions and other mixed data. University of Essex, Department of Economics, Discussion Papers, 2008.
- MACHADO, V. d. G.; PORTUGAL, M. S. Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 44, n. 4, p. 787–814, 2014.
- MAGNUSSON, L. M.; MAVROEIDIS, S. Identification-robust minimum distance estimation of the new keynesian phillips curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 42, n. 2-3, p. 465–481, 2010.
- MASCIANDARO, D.; ROMELLI, D. Ups and downs of central bank independence from the great inflation to the great recession: theory, institutions and empirics. *Financial History Review*, p. 1–31, 2015.
- MAVROEIDIS, S. Weak identification of forward-looking models in monetary economics. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, v. 66, n. s1, p. 609–635, 2004.
- MAVROEIDIS, S. Identification issues in forward-looking models estimated by GMM, with an application to the Phillips curve. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 37, n. 3, p. 421–448, 2005.
- MISHKIN, F. S. Housing and the monetary transmission mechanism. *Cambridge: National Bureau of Economic Research*, 2007.
- MISHKIN, F. S. How should we respond to asset price bubbles? *Philadelphia: Speech Held at the Wharton Financial Institutions Center*, 2008.
- MOREIRA, M. J. A conditional likelihood ratio test for structural models. *Econometrica*, v. 71, n. 4, p. 1027–1048, 2003.
- MOSER, C.; DREHER, A. Do markets care about central bank governor changes? evidence from emerging markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 42, n. 8, p. 1589–1612, 2010.
- MOSER, P. Checks and balances, and the supply of central bank independence. *European Economic Review*, v. 43, n. 8, p. 1569–1593, 1999.
- MOURA, B. T. L. S. *Política monetária e preços de ativos no Brasil*. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2015.
- NISTICÒ, S. Monetary policy and stock-price dynamics in a dsge framework. LLEE Working Paper, 2005.
- NISTICÒ, S. Monetary policy and stock-price dynamics in a dsge framework. *Journal of Macroeconomics*, v. 34, n. 1, p. 126–146, 2012.

- OSPINA, R.; FERRARI, S. L. Inflated beta distributions. *Statistical Papers*, v. 51, n. 1, p. 111–126, 2010.
- OSPINA, R.; FERRARI, S. L. A general class of zero-or-one inflated beta regression models. *Computational Statistics & Data Analysis*, v. 56, n. 6, p. 1609–1623, 2012.
- PALMA, A. A.; PORTUGAL, M. S. Preferences of the central bank of brazil under the inflation targeting regime: Estimation using a dsge model for a small open economy. *Journal of Policy Modeling*, v. 36, n. 5, p. 824–839, 2014.
- PAPKE, L. E.; WOOLDRIDGE, J. Econometric methods for fractional response variables with an application to 401 (k) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, v. 11, n. 6, p. 619–632, 1996.
- PARKIN, M.; BADE, R. *Central bank laws and monetary policies: a preliminary investigation*. [S.l.]: Department of Economics. The University of Western Ontario, 1977.
- RAMALHO, E. A.; RAMALHO, J. J.; MURTEIRA, J. M. Alternative estimating and testing empirical strategies for fractional regression models. *Journal of Economic Surveys*, v. 25, n. 1, p. 19–68, 2011.
- RIGOBON, R.; SACK, B. Measuring the reaction of monetary policy to the stock market. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 118, n. 2, p. 639–669, 2003.
- ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *The quarterly journal of economics*, p. 1169–1189, 1985.
- SANTOS, F. M. dos et al. Impacto das flutuações econômicas no desempenho das empresas: estudo intra-setorial sob a perspectiva da teoria dos ciclos econômicos. II Congresso ANPCONT, Salvador, BA, v. 1, p. 1–17, 2008.
- SBORDONE, A. M. Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness. *Journal of Monetary economics*, v. 49, n. 2, p. 265–292, 2002.
- SBORDONE, A. M. Do expected future marginal costs drive inflation dynamics? *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n. 6, p. 1183–1197, 2005.
- SIMAS, A. B.; BARRETO-SOUZA, W.; ROCHA, A. V. Improved estimators for a general class of beta regression models. *Computational Statistics & Data Analysis*, v. 54, n. 2, p. 348–366, 2010.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1–48, 1980.
- STOCK, J. H.; WRIGHT, J. H. GMM with weak identification. *Econometrica*, v. 68, n. 5, p. 1055–1096, 2000.
- TRISTÃO, T. S.; TORRENT, H. da S. Relações não lineares na curva de phillips: uma abordagem semi-paramétrica. *Economia Aplicada*, v. 19, n. 4, p. 679–703, 2015.
- WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 817–838, 1980.
- WOODFORD, M. *Interest and Prices*. [S.l.]: Princeton University Press, 2003.

ANEXO A – Países e respectivos índices de IBC utilizados

Tabela 10 – Países utilizados para modelagem do índice de IBC

País	IBC	País	IBC	País	IBC
Letônia	1.000	Venezuela	0.690	Índia	0.500
Suíça	0.940	Reino Unido	0.690	Guiana	0.500
Suécia	0.940	Tunísia	0.690	Zimbabwe	0.440
Luxemburgo	0.940	Romênia	0.690	Zâmbia	0.440
França	0.940	Indonésia	0.690	Iémen	0.440
Finlândia	0.940	Costa Rica	0.690	Trindade e Tobago	0.440
Equador	0.940	Chile	0.690	Tailândia	0.440
Bélgica	0.940	Uruguai	0.630	Nigéria	0.440
Áustria	0.940	Filipinas	0.630	Lesoto	0.440
Polônia	0.880	Papua-Nova Guiné	0.630	Quênia	0.440
Espanha	0.875	Guatemala	0.630	Japão	0.440
Países Baixos	0.875	Canadá	0.630	Comores	0.440
Macedônia	0.875	Brasil	0.625	Botsuana	0.440
Alemanha	0.875	Azerbaijão	0.625	Bielorrússia	0.440
Croácia	0.875	Austrália	0.625	Bahrein	0.440
Bulgária	0.875	Sri Lanka	0.565	Suriname	0.380
Ucrânia	0.815	Nicarágua	0.565	Ilhas Salomão	0.380
Turquia	0.815	Coreia do Sul	0.565	Singapura	0.380
Eslovênia	0.815	República Dominicana	0.565	Jamaica	0.380
Portugal	0.815	Chipre	0.565	Israel	0.380
Lituânia	0.815	Camboja	0.565	Fiji	0.380
Itália	0.815	Paquistão	0.505	Egito	0.380
Irlanda	0.815	Nepal	0.505	Burundi	0.380
Grécia	0.815	Honduras	0.505	Namíbia	0.375
Estônia	0.815	Gana	0.505	Jordânia	0.375
EUA	0.755	Etiópia	0.505	Kuwait	0.375
Noruega	0.750	Colômbia	0.505	Butão	0.375
Dinamarca	0.750	Cabo Verde	0.505	África do Sul	0.255
Bolívia	0.750	Paraguai	0.500	Bangladesh	0.190
Albânia	0.750	Maurícia	0.500		

Fonte: Elaboração própria.

ANEXO B – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Tabela 11 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Variável	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
IBC	0.6192	0.2011	0.1900	1.0000
PIB <i>per capita</i>	11.0766	14.7255	0.1369	61.3881
PIB <i>per capita</i> _{ep}	409.2581	542.4388	3.5260	3254.9630
Inflação	78.7116	602.1689	-21.7240	5686.8200
Inflação _{ep}	58.8857	467.7766	0.2780	4408.7570
Desemprego	9.0674	5.8382	0.8200	33.1200
Desemprego _{ep}	0.9441	0.9770	0.0000	5.6074
FMI	438.0877	1477.7527	0.0000	9883.0460
Federalismo	0.1573	0.3661	0.0000	1.0000
Índice de democratização	19.7822	12.8125	0.0000	45.9200
União Europeia	0.1798	0.3862	0.0000	1.0000
Golpes	0.1123	0.4379	0.0000	2.0000

*Variáveis com subscrito *ep* apresentam o desvio padrão do período pré-reforma.

Fonte: Elaboração própria.

ANEXO C – Descrição complementar de algumas variáveis

C.1 Índices de independência do BC

[Arnone et al. \(2007\)](#) calculam índices de independência política e econômica para 163 bancos centrais, dos quais 28 estão em economias avançadas, 32 em mercados emergentes e 103 em países em desenvolvimento. Os resultados dos índices de IBC ao final de 2003 baseiam-se na leitura de documentos legais. A construção dos índices foi feita seguindo [Grilli, Masciandaro e Tabellini \(1991\)](#).

C.1.1 Índice de independência política

Para construção do índice de independência política, levou-se em consideração 3 critérios, a saber, compromissos com a autonomia política do BC, relações do governo com o BC e Leis constitutivas que garantam a autonomia política do BC. O desempenho de cada BC com relação a esses critérios é mensurado com relação às seguintes características:

1 Compromissos com a autonomia política do BC.

- Governador do BC nomeado sem o envolvimento do governo;
- Governador do BC nomeado há mais de cinco anos;
- Conselho do BC nomeado sem envolvimento do governo;
- Conselho do BC nomeado há mais de cinco anos;

2 Relações do governo com o BC.

- Não haver participação obrigatória de representantes governamentais no Conselho do BC;
- Não é necessária aprovação do governo para a formulação da política monetária;

3 Leis constitutivas que garantam a autonomia política do BC.

- O BC é obrigado legalmente a prosseguir a estabilidade monetária como um dos seus principais objetivos;
- Proteções legais que fortaleçam a posição do BC em caso de conflito com o governo.

C.1.2 Índice de independência econômica

Para construção do índice de independência econômica, levou-se em consideração 2 critérios, a saber, existência de financiamento monetário de déficits públicos e instrumentos monetários. O desempenho de cada BC com relação a esses critérios é mensurado com relação às seguintes características:

1 Existência de financiamento monetário de déficits públicos.

- Nenhum procedimento automático para que o governo obtenha crédito direto do BC;
- Quando disponível, crédito estendido ao governo à taxas de juros de mercado;
- O crédito é temporário;
- E para um montante limitado;
- O BC não participa no mercado primário da dívida pública;

2 Instrumentos monetários.

- BC responsável pela fixação da taxa de juros;
- O BC não tem a responsabilidade de supervisionar o setor bancário ou compartilhar a responsabilidade com outras instituições.

Para uma explanação em maiores detalhes sobre a métrica para o cálculo desses índices, ver [Arnone et al. \(2007\)](#).

C.2 Índice de democratização

O índice de democratização é formado pelo produto das variáveis “competição eleitoral” e “participação política”, e dividindo o resultado por 100.

C.2.1 Variável competição eleitoral

A variável competição retrata o sucesso eleitoral de partidos menores, ou seja, a porcentagem de votos obtidos pelos partidos menores nas eleições parlamentares e/ou presidenciais. A variável é calculada subtraindo de 100 o percentual de votos ganhos pelo maior partido (o partido que ganha mais votos) nas eleições parlamentares ou pelo partido do candidato bem-sucedido nas eleições presidenciais. Dependendo de sua importância, as eleições parlamentares ou presidenciais são usadas no cálculo da variável, ou ambas as eleições são usadas, com ponderações. Se a informação sobre a distribuição de votos não estiver disponível, ou se a distribuição não descrever a realidade com precisão, a distribuição

de assentos parlamentares é usada em seu lugar. Se os membros do parlamento são eleitos, mas os partidos políticos não estão autorizados a participar nas eleições, presume-se que um partido tenha tomado todos os votos ou assentos. Nos países onde as partes não são proibidas, mas apenas os candidatos independentes participam nas eleições, assume-se que a parte do maior partido não ultrapasse os 30%.

C.2.2 Variável participação política

A variável de participação política retrata a participação de voto em cada eleição e é calculada como a porcentagem da população total que realmente votou na eleição. No caso de eleições indiretas, somente os votos expressos na eleição nacional são levados em consideração. Se os eleitores não foram eleitos pelos cidadãos, somente o número de eleitores efetivos é levado em conta, o que significa que o grau de participação cai para o valor 0. Se uma eleição para eleger os eleitores foi realizada, a variável de participação é calculada a partir do número e distribuição de votos nessa eleição. Os referendos nacionais elevam o valor variável em cinco por cento e os referendos estaduais (regionais) em um por cento no ano em que são realizados. Os referendos podem adicionar o grau de participação no máximo em 30% ao ano. O valor do grau combinado de participação não pode ser superior a 70%, mesmo nos casos em que a soma de participação e referendos seja superior a 70.