

**FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO**

**EVANDRO COSTA DE OLIVEIRA SCHULZ**

**ESTIMANDO A TAXA NEUTRA DE JUROS DOS PAÍSES EMERGENTES E  
INVESTIGANDO O NÍVEL DA TAXA DE JUROS DO BRASIL**

**SÃO PAULO**

**2019**

**EVANDRO COSTA DE OLIVEIRA SCHULZ**

**ESTIMANDO A TAXA NEUTRA DE JUROS DOS PAÍSES EMERGENTES E  
INVESTIGANDO O NÍVEL DA TAXA DE JUROS DO BRASIL**

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

Campo de conhecimento: Macroeconomia  
Orientador: Prof. Dr. Marcelo Kfoury Muinhos

**SÃO PAULO**

**2019**

**EVANDRO COSTA DE OLIVEIRA SCHULZ**

**ESTIMANDO A TAXA NEUTRA DE JUROS DOS PAÍSES EMERGENTES E  
INVESTIGANDO O ELEVADO NÍVEL DA TAXA DE JUROS DO BRASIL**

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

Campo de conhecimento: Macroeconomia

**Data da aprovação:**

\_\_\_/\_\_\_/\_\_\_

**Banca examinadora:**

---

Prof. Dr. Marcelo Kfoury Muinhos (orientador)  
FGV - EESP

---

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal  
FGV - EESP

---

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça  
Universidade Federal de São Paulo

À minha esposa, Mariane, aos meus pais e a todos familiares; ao nosso Deus, por colocá-los em meu caminho. E a todos que buscam um Brasil cada vez mais próspero e justo.

## AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer a Deus, por conceder disposição física e mental para enfrentar este desafio; assim como à minha família, pelo incentivo e compreensão pelas horas dedicadas a este curso; especialmente, à minha esposa, Mariane Leichsenring Schulz, por suas inestimáveis contribuições na revisão e formatação deste trabalho. Em segundo lugar, gostaria de agradecer aos meus colegas de trabalho, na B3 – Brasil Bolsa Balcão, especialmente ao Erick Wakamoto Takarabe, pois foi devido ao envolvimento e discussão de temas econômicos diante dos desafios de se criar um modelo de risco financeiro robusto para a *Clearing* – em especial, o CORE (*Closeout Risk Evaluation*) –, que surgiu o interesse por aprofundar meus conhecimentos em Economia por meio deste curso. Agradeço também a Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, pela oportunidade de cursar o Mestrado Profissional em Economia, assim como aos professores e colegas de sala, com quem tive o privilégio de conhecer novos conhecimentos, horizontes e desenvolver *skills* tão importantes nesta área do conhecimento. E, por fim, um agradecimento especial ao meu orientador, Marcelo Kfoury Muinhos, que contribuiu com diversos nuances e apontou um norte para a construção deste trabalho.

## RESUMO

Este trabalho estima a taxa neutra de juros de um conjunto de 26 países emergentes para períodos entre 1995-2018. Um dos objetivos é verificar se a taxa de juros do Brasil é muito elevada frente ao nível da taxa de juros de outras economias emergentes. Para isso, realizou-se uma revisão da literatura sobre o tema e buscou-se por modelos econométricos que são utilizados na estimação da taxa neutra de juros, como Filtro HP (Hodrick e Prescott), Regra de Taylor, assim como regressão de dados em painel com efeitos fixos. Os resultados obtidos neste trabalho apontam que: (a) a taxa neutra de juros brasileira é uma das mais elevadas entre emergentes; (b) existe uma forte correlação positiva entre o nível da taxa neutra de juros e o nível médio da inflação; (c) a taxa neutra de juros vem diminuindo consistentemente ao longo das últimas décadas na maioria dos países emergentes analisados, assim como no Brasil; e (d), no período entre 2015-2018, África do Sul, Brasil, Índia, Indonésia e Rússia apresentaram os maiores níveis de taxa neutra de juros entre economias emergentes, enquanto que (e) economias emergentes na região da Europa Oriental apresentaram níveis menores.

Palavras-chave: Taxa neutra de juros, Economias Emergentes, Regra de Taylor Dinâmica, Regressão de Dados em Painel, Macroeconomia do Brasil

## **ABSTRACT**

This paper estimates the neutral interest rate of 26 emerging economies for periods between 1995-2018. The objective is to investigate if interest rate level of Brazil is higher than other emerging economies. For this purpose, a review of the literature was made about the causes of the Brazil level be so high, and also searching for econometrics models used to estimation of neutral rate of interest. The neutral interest rate estimation was performed by the HP Filter (Hodrick and Prescott) and Taylor's Rule – using panel data regression. The results indicate that: (a) the Brazilian interest rate is reasonably high; (b) there is a strong positive correlation between the level of the neutral interest rate and the average level of inflation; (c) the neutral interest rate level has declined over the last decades in Brazil and in the other emerging countries investigated; and (d) in the period between 2015-2018, Brazil, India, Indonesia, South Africa, and Russia, presented the highest levels of neutral interest rate among emerging economies, while (e) Easter European emerging economies showed lower levels.

**Keywords:** Neutral Interest Rate, Emerging Economies, Dynamic Taylor Rule, Panel Data Regression, Macroeconomics of Brazil

## LISTA DE FIGURAS E ILUSTRAÇÕES

Figure 1 – Inflação do Brasil (CPI) em nível antes e após o Plano Real (linha azul). A linha horizontal constante (laranja) indica o nível da média da inflação do Brasil no período. O Período da implantação do Plano Real está destacada em fundo cinza.....	3
Figure 2 – Média da taxa de juros nominal anual em nível do Brasil e de 26 economias emergentes (inclusive o Brasil) entre 1995-2018, após o Plano Real. Fonte: Elaboração própria.....	5
Figure 3 – Países com meta para inflação. Fonte: (Gjedrem, 2005) .....	6
Figure 4 – Gráfico de dispersão da média taxa neutra de juros do modelo de dados em painel frente a média inflação e o desvio padrão do hiato do produto no período de 2000-2018.....	31
Figure 5 – Comparação entre o nível da taxa de juros real do Brasil e a média da taxa de juros real de economias emergentes em logaritmo natural.....	33
Figure 6 – Comparação trimestral entre a taxa de juros real e as estimativas da taxa neutra de juros do Brasil no período entre 1995Q1-2018Q4. Em pontilhado, a taxa de juros real. ....	35
Figure 7 - Comparação trimestral entre a taxa de juros real, a média das estimativas da taxa neutra de juros do Brasil e o hiato do produto no eixo secundário, no período entre 1995Q1-2018Q4. Em pontilhado, a taxa de juros real. ....	36
Figure 8 – Hiato do produto (em %) em escala logarítmica natural da economia brasileira entre 1995-2018. A série em azul, com marcador triangular, com maior dispersão, representa a série estimada e divulgada pelo Ipea. A série mais suavizada representa a série estimada pelos resíduos de uma regressão do PIB com tendência linear descrito na Seção 5.3. ....	51



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Taxa de juros nominal anual média de países emergentes .....	2
Tabela 2 – Correlograma entre as variáveis independentes .....	21
Tabela 3 – Resultados das estimações da taxa neutra de juros.....	22
Tabela 4 – Coeficientes estimados na regressão com dados em painel.....	25
Tabela 5 – Efeitos fixos estimados pelas regressões com dados em painel .....	26
Tabela 6 – Tabela comparativa entre as estimações TNJ (% a. a.) do autor com o IMF. ....	27
Tabela 7 – Tabela comparativa entre as estimações TNJ (% a. a.) do autor com o trabalho de Muinhos e Nakane (Muinhos & Nakane, 2006).....	29
Tabela 8 – Taxa neutra de juros por região no período de 2000-2018.....	32
Tabela 9 – Mapeamento de países considerados emergentes por fonte .....	43
Tabela 10 – Correlograma dos regressores da Equação 11 .....	50
Tabela 11 – Interpretação proposta por Callegari-Jacques (2003).....	50
Tabela 12 – Estatística descritiva das séries do hiato do produto do Brasil (1995-2018).....	51

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BC: Banco Central

BNDS: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

BPS: *Basis Points*

CCP: *Central Counterparty*

CORE: *Closeout Risk Evaluation*

CPI: *Consumer Price Index*

EMGP: *Emerging Markets Global Players*

FMI: Fundo Monetário Internacional

FTSE: *Financial Times Stock Exchange*,

IPEA: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MSCI: *Morgan Stanley Capital International*

OCDE: Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico

PIB: Produto Interno Bruto

S&P: *Standard & Poor's*

TJ: Taxa de juros

TJNM: Taxa de juros nominal

TJR: Taxa de juros real

TNJ: Taxa neutra de juros

## SUMÁRIO

1.	Introdução .....	1
2.	Contexto histórico: O Plano Real e o controle da inflação no Brasil .....	3
2.1.	Considerações sobre a taxa de juros .....	5
3.	Revisão da Literatura.....	7
3.1	A taxa neutra de juros (TNJ).....	7
3.2	Causas da elevada taxa de juros do Brasil .....	8
3.3	Metodologias de estimação da taxa neutra de juros .....	10
3.3.1	Regra de Taylor .....	11
3.3.2	Regra de Taylor Dinâmica.....	12
4.	Descrição dos dados .....	14
5.	Metodologia.....	16
5.1	Média da TJR de longo prazo .....	16
5.2	Filtro HP .....	16
5.3	Regra de Taylor Simples.....	17
5.4	Regressão com dados em painel .....	17
	Passo 1 – Estimar os coeficientes e os efeitos fixos dos países.....	17
	Passo 2 – Estimar a TNJ .....	18
6.	Resultados.....	20
6.1	Regressão com dados em painel .....	20
6.2	Taxa de juros No Brasil .....	33
7.	Conclusão .....	38
8.	Bibliografia.....	39
9.	APÊNDICE .....	43
	APÊNDICE A – Países emergentes .....	43
	APÊNDICE B – Teste Hausman .....	44
	APÊNDICE C – Verificar correlação das variáveis independentes .....	50
	APÊNDICE D – Hiato do produto .....	50
	APÊNDICE E – Regressões com dados em painel .....	52

## 1. INTRODUÇÃO

Este trabalho parte do objetivo de entender a taxa de juros no Brasil, especialmente, comparando seu nível para com o de outras economias emergentes. Pois, uma taxa de juros baixa é um importante fator em prol das firmas tomarem decisões que visem o investimento, que, por sua vez, promove: maior produtividade, competitividade, desenvolvimento e bem-estar social. Também diminui o peso orçamentário do endividamento do Governo e das famílias. Isto favorece ao consumo, favorece a um ambiente de investimentos em obras de infraestrutura de alto valor, como até mesmo facilita a execução de um eventual afrouxamento fiscal no caso de uma política anticíclica. Deste modo, um menor nível de juros colabora para o desenvolvimento de uma economia mais competitiva e manutenção de um ciclo virtuoso. Para este fim, este trabalho realizou uma comparação entre o nível da taxa neutra de juros de economias emergentes. Os resultados mostram que a taxa neutra de juros do Brasil é uma das mais elevadas entre economias emergentes.

Economias emergentes costumam possuir níveis mais elevados de taxa de juros (TJ) do que economias desenvolvidas. Os motivos mais comuns são a maior necessidade de recursos estrangeiros combinado a um maior nível de risco de *default* em economias emergentes. Dentre os países emergentes, o Brasil é o país que possui um dos maiores níveis de TJ nas últimas décadas (ver Tabela 1). Por que este nível é tão elevado no Brasil?

Este trabalho estima a taxa neutra de juros (TNJ) por quatro modelos: média de longo prazo, Filtro HP, Regra de Taylor e Regra de Taylor Dinâmica por meio de uma regressão de dados em painel com efeitos fixos. Os resultados mostram que: (a) a TJ do Brasil é elevada em sua taxa neutra, nominal e real de juros comparado às demais economias emergentes; (b) as taxas neutra de juros caíram consistentemente ao longo das últimas décadas; também foi observado (c) a existência de uma forte correlação positiva entre o nível da taxa neutra de juros e o nível médio da inflação; (d) que, no período entre 2015-2018, África do Sul, Brasil, Índia, Indonésia e Rússia, apresentaram os maiores níveis de taxa neutra de juros entre economias emergentes; e (e) economias do Leste Europeu apresentaram menor nível de taxa neutra de juros.

O presente trabalho está estruturado da seguinte maneira: uma contextualização histórica sobre a taxa de juros no Brasil e o Plano Real é realizada na Seção 2; a seguir, é feita uma revisão da literatura sobre (i) a taxa neutra de juros, (ii) causas da elevada taxa de juros no Brasil e (iii) metodologias de estimação da taxa neutra de juros; na Seção 4, são apresentados os dados

utilizados; na quinta Seção, a descrição das metodologias da estimação da TNJ utilizadas neste trabalho; a seguir é feita uma comparação dos resultados deste trabalho com outros trabalhos, também dando um enfoque especial ao Brasil; e por fim, a Seção 7 contém as conclusões deste trabalho.

Tabela 1 – Taxa de juros nominal anual média de países emergentes

País	Taxa de juros nominal anual média (%)					
	1995- 2000	2001- 2005	2006- 2010	2011- 2015	2016- 2018	Média da amostra
Média da amostra	18,7	7,2	5,6	4,5	4,5	9,6
África do Sul	14,0	9,2	8,4	5,5	7,1	9,2
Bangladesh	7,1	5,6	5,0	5,0	5,0	5,7
<b>Brasil</b>	<b>29,4</b>	<b>19,1</b>	<b>11,8</b>	<b>10,6</b>	<b>9,9</b>	<b>17,2</b>
Bulgária	...	2,0	2,8	0,1	-	1,2
Catar	...	2,2	3,9	1,6	2,1	2,5
Chile	9,5	3,8	4,3	4,3	2,9	5,3
China	5,6	2,4	2,8	4,9	2,4	3,6
Colômbia	25,5	8,4	6,7	4,5	5,8	11,2
Coréia do Sul	4,9	3,9	3,5	2,5	1,4	3,2
Egito	...	...	...	9,5	15,9	11,9
Filipinas	...	7,3	5,6	3,9	3,3	5,2
Grécia	12,5	2,8	2,8	0,5	-	4,4
Hungria	20,0	9,5	8,0	4,6	0,4	9,7
Índia	...	6,3	6,5	8,3	6,4	7,1
Indonésia	25,8	11,2	8,8	7,2	6,3	11,1
Israel	12,8	5,7	3,1	1,4	0,1	5,3
Malásia	...	2,8	3,0	3,1	3,1	3,0
México	22,8	9,2	6,9	4,1	6,6	9,6
Níger	...	4,0	3,3	2,8	2,5	3,2
Peru	...	2,8	4,1	3,9	4,1	3,8
Polônia	20,9	8,3	4,7	3,3	1,7	8,9
República Tcheca	10,9	3,1	2,6	0,7	0,7	4,1
Rússia	22,8	8,7	8,3	8,9	9,4	11,3
Tailândia	1,5	2,1	2,9	2,4	1,5	2,3
Turquia	79,8	35,8	12,3	5,5	10,9	32,5
Vietnã	11,2	5,1	7,9	9,0	6,4	8,0

Fonte: FMI, OECD, IPEADATA e riskvar.com.

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Dados numéricos arredondados.

## 2. CONTEXTO HISTÓRICO: O PLANO REAL E O CONTROLE DA INFLAÇÃO NO BRASIL

Com o sucesso do Plano Real, em 1994, o Brasil controlou o caótico cenário de crise inflacionária que ocorrera, sobretudo, entre a década de 80 e início dos anos 90 (ver Gráfico 1), período em que inflação brasileira alcançou níveis de 100% a.a., em 1981, subindo até o nível de 250% em 1985. O que levou o governo de José Sarney, em 28 de fevereiro de 1986, a entrar com um novo plano monetário: um corte de três dígitos (zeros) na moeda e substituir a moeda corrente, Cruzeiro, alterando o nome e cédulas para a ‘nova moeda’, o Cruzado. O efeito deste corte foi temporário e mínimo. Em 16 de janeiro de 1989, o mesmo corte de três dígitos foi realizado e criou a moeda Cruzado Novo. Porém, a inflação continuou a subir, alcançando o exorbitante patamar de 6.000% a.a. em 1990. Em 1991, o governo de Fernando Collor tentou implementar ainda outra moeda, Cruzeiro – novamente. Não deu certo, a inflação continuou a subir disparadamente, chegando a ter cédulas de 500.000 cruzeiros em poucos anos.

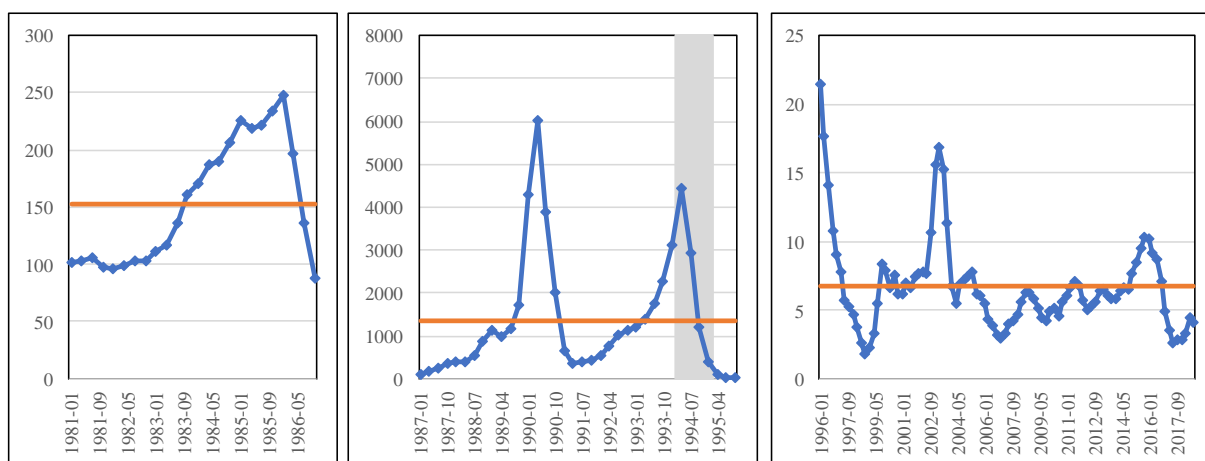


Figure 1 – Inflação do Brasil (CPI) em nível antes e após o Plano Real (linha azul). A linha horizontal constante (laranja) indica o nível da média da inflação do Brasil no período. O Período da implantação do Plano Real está destacada em fundo cinza.  
Fonte: Elaboração própria.

Foi somente em 1993 que o cenário começou a mudar. O governo de Itamar Franco deu os primeiros passos rumo ao Plano Real. Criou o Cruzado Real, em que também houve um corte

de três zeros, e, até mesmo aproveitou cédulas do anterior Cruzado. Em meio disso, uma forte equipe econômica e o então Ministro da Fazenda, Fernando Henrique Cardoso, trabalhavam em algum plano que solucionasse o problema. Em 27 de fevereiro de 1994 instituiu-se a Unidade Real de Valor (URV) com a medida provisória de número 434 e um conjunto de reformas estruturais na economia:

1. Equilíbrio fiscal por meio de redução de gastos do governo e aumento de impostos;
2. Privatizações, as quais visavam o aumento da concorrência e da produtividade na economia;
3. Desindexação da economia dos índices de inflação por meio de novas regras de conversão, ajustes e reajustes do preço;
4. Aumento das taxas de juros para, entre os motivos, diminuir o consumo esfriando a economia e colaborando para queda da inflação;
5. Lançamento da nova moeda, o Real;
6. Controle do câmbio para o Real ficar artificialmente valorizado perante o dólar e redução de impostos de importações, o que aumentaria as importações, aumentando a oferta de produtos e estimulando as empresas nacionais a serem mais competitivas contra os produtos estrangeiros.

Os resultados do Plano Real em controlar o cenário de hiperinflação foram um sucesso. Não somente foi a base que sustentou a eleição de Fernando Henrique Cardoso para Presidente da República por dois mandatos seguidos, como a média da inflação do período 1981-1995 passou do patamar de 868% a.a., para 6,7%, entre 1996-2018. Pode-se dizer que o Plano Real provocou uma quebra estrutural na dinâmica inflacionária brasileira. Nas palavras do jornalista Joelmir Beting:

Aqui jaz a moeda que acumulou, de julho de 1965 a junho de 1994, uma inflação de 1,1 quatrilhão por cento. Sim, inflação de 16 dígitos, em três décadas. Ou precisamente, um IGP-DI de 1.142.332.741.811.850%. Dá para decorar? Perdemos a noção disso porque realizamos quatro reformas monetárias no período e em cada uma delas deletamos três dígitos da moeda nacional. Um descarte de 12 dígitos no período. Caso único no mundo, desde a hiperinflação alemã dos anos 1920. (informação verbal)<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Pronunciamento feito pelo jornalista Joelmir Beting no dia 1º de julho de 1994, no lançamento do Real.

Apesar do controle e redução da inflação com o Plano Real, a TJ recuou de maneira mais lenta com o passar dos anos seguintes. Ao invés da TJ convergir para um nível razoável – próximo a média internacional de economias emergentes – manteve-se, em geral, em nível mais elevado (ver Gráfico 2). Isto faz com que a investigação de possíveis causas da TJ do Brasil ser demasiadamente alta seja um dos temas em destaque. Vale ressaltar que o Brasil passa por um processo de intensas discussões no mercado, na sociedade e nos meios políticos que visam uma taxa de juros menor para o Brasil<sup>2</sup> – com o intuito de aumentar o consumo, investimentos, produtividade, promovendo uma economia mais competitiva e desenvolvida.

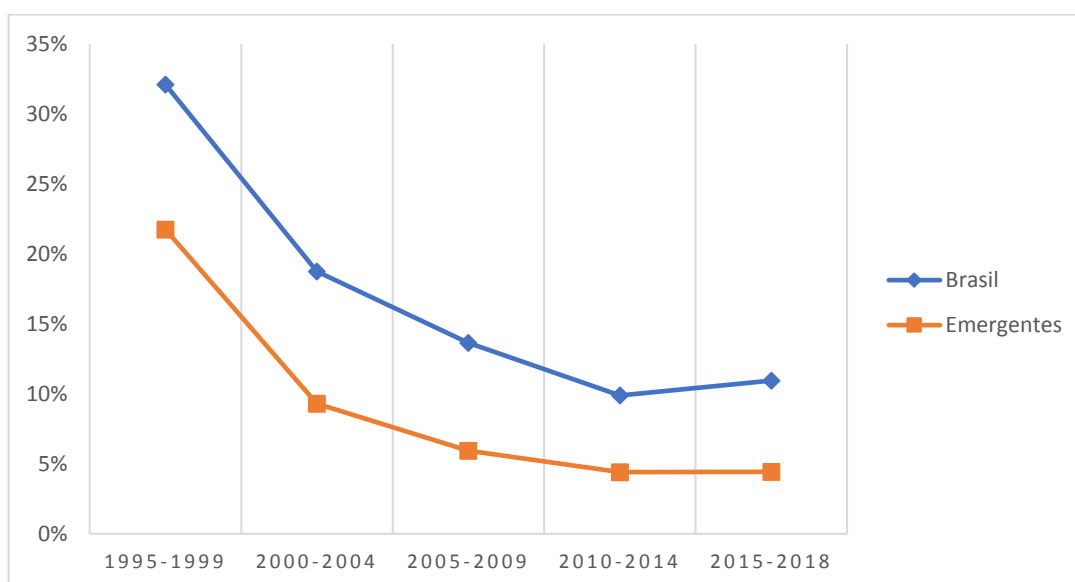


Figure 2 – Média da taxa de juros nominal anual em nível do Brasil e de 26 economias emergentes (inclusive o Brasil) entre 1995-2018, após o Plano Real.

Fonte: Elaboração própria.

## 2.1. CONSIDERAÇÕES SOBRE A TAXA DE JUROS

A taxa de juros (TJ) de um país é um dos temas mais amplamente discutido em tópicos macroeconômicos. A TJ é considerada um dos principais instrumentos do Banco Central (BC) para realizar Política Monetária, que visa o controle da demanda por moeda, aquecendo ou desaquecendo a economia e afetando a demanda por produtos e níveis dos preços. É importante ressaltar que, a partir de 1989, diversos países passaram a admitir uma meta para a inflação. O

<sup>2</sup> O reconhecimento do atual nível elevado da taxa de juros foi um dos principais pontos econômicos abordados pelos candidatos à Presidência nas eleições de 2018 no Brasil.



primeiro país foi a Nova Zelândia, em dezembro de 1989. Posteriormente, outros países como Austrália, Canadá, Chile, México, Peru, Reino Unido passaram a adotar uma meta para a inflação, atualmente somando mais de 20 países (Gráfico 3). Muitos economistas e instituições esperam que um dos principais objetivos de um BC independente e prudente é promover o controle da inflação (níveis considerados ‘saudáveis’) e o pleno emprego do país. Logo, o impacto do nível da TJ se estende às decisões tomadas por agentes econômicos – consumir, poupar ou investir – devido ao custo do dinheiro estar mais ou menos elevado.

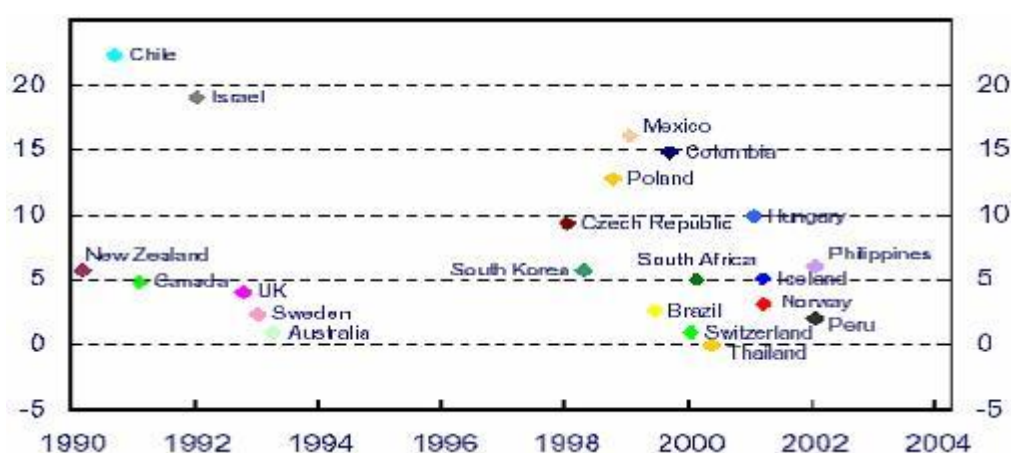


Figure 3 – Países com meta para inflação.  
Fonte: (Gjedrem, 2005)

Em uma economia aberta, a diferença entre a TJ doméstica de um país emergente e a TJ internacional afeta a demanda por títulos de dívida doméstica. Isso ocorre porque, se um país A render mais juros do que o país B, é preferível que se aplique o dinheiro no país A (quando o risco for desprezível). Um efeito secundário dessa variação da demanda por títulos é uma variação na demanda por moeda doméstica, o que pode levar a variações no câmbio que, por sua vez, pode afetar as importações e exportações. Deste modo, para um país emergente que possui alta necessidade de recursos externos, como é o caso do Brasil (Arend & Fonseca, 2012), o nível da TJ deve ser ponderado com destreza pelo BC.

Logo, encontrar e manter um nível da TJ que seja saudável para a economia é vital para o bem-estar e prosperidade de uma nação. Neste âmbito, este trabalho buscou estimar a taxa neutra de juros (TNJ) do Brasil e de outras economias emergentes, promovendo insumos para a discussão deste tema.

### **3. REVISÃO DA LITERATURA**

A presente revisão bibliográfica avaliou três aspectos: (1) o que é a taxa neutra de juros, (2) causas da elevada taxa de juros brasileira e (3) metodologias de estimação da taxa neutra de juros, apontando modelos utilizados neste trabalho.

#### **3.1 A TAXA NEUTRA DE JUROS (TNJ)**

O sueco Johan Gustaf Knut Wicksell é considerado um dos pioneiros em conceituar a TNJ, em 1898 (Ferreira, 1987). Seu trabalho mostrou que a variação média dos preços está relacionada com a variação na base monetária e a taxa de variação do produto. Com esta relação, foi possível analisar mecanismos em que a política monetária se relaciona com outras variáveis macroeconômicas. Para ele, a taxa ‘natural’ de juros é aquela que faria com que os preços ficassem estáveis. Um outro ponto importante do trabalho de Wicksell é de que a Teoria Quantitativa da Moeda enfrentaria problemas para um mercado em que houvesse um sistema de pagamento significativo ou predominante que não fosse o de mercado a vista, isto é, um mercado no qual houvesse concessão de crédito no presente a ser pago no futuro ao custo de uma TJ. Deste modo, a relação entre demanda por moeda e a quantidade de moeda física disponível fica comprometida. Concluiu que há não apenas uma relação entre a demanda e oferta por moeda e o nível geral de preços, mas que existe também uma relação entre a taxa de juros sobre empréstimos monetários e o nível geral dos preços. Outros economistas agregaram outras relações importantes à TNJ ao longo do tempo, como Jay Powell, quem disse que a TNJ precisa considerar a taxa natural de desemprego e a meta da inflação (Powell, 2018).

A taxa neutra de juros se difere do conceito da taxa de juros real do mercado (TJR). A TJR é o principal instrumento monetário utilizado pelo BC quando define uma TJ básica a ser adotada pela economia, qual é praticada de forma nominal (Taxa de juros nominal – TJNM) como sendo a TJR adotada pelo BC acrescentado da inflação (Equação 1). Mensurar e definir a TJR a ser adotada de modo a promover o efeito macroeconômico esperado consiste num dos principais

desafios do BC. Deste modo, a TJNM ( $i$ ) é modelada como a TJR ( $r$ ) mais a inflação do período ( $\pi$ ), conforme a Equação de Fisher:

$$i \approx r + \pi \quad (1)$$

Deste modo, a TJR é basicamente a taxa observada de juros no mercado para a concessão de crédito. Enquanto a TNJ seria uma taxa teórica que, se praticada pelo mercado, manteria a economia em seu equilíbrio, no qual a taxa neutra nominal de juros ( $i^*$ ) seria basicamente modelada como a TNJ ( $r^*$ )<sup>3</sup> mais a meta da inflação ( $\pi^T$ ) do BC, conforme a Equação 2:

$$i^* = r^* + \pi^T \quad (2)$$

O conceito mais geral sobre a TNJ é que se trata de uma TJ livre de ruído, a qual manteria a economia com o produto em seu potencial, em pleno emprego e a inflação controlada dentro da meta do BC. A TNJ é um referencial para decisões de políticas monetárias, avaliação do crescimento econômico e de metas para inflação – tal relação pode ser observada na Regra de Taylor (Seção 3.3.1). Também é usada para analisar o nível da TJR – se está abaixo ou acima da TNJ. O efeito esperado é que quando a TJR estiver abaixo da TNJ, o dinheiro está demasiadamente barato; isso, por sua vez, pode aumentar a demanda por crédito e investimentos, fazendo com que a economia aqueça mais do que seu potencial, o que pode vir a acarretar aumento do nível dos preços (inflação). O oposto é esperado que ocorra quando a TJR estiver acima da TNJ. Deste modo, a TNJ funciona como um dos referenciais para o BC tomar a decisão de como reagir aos choques. Isto é, buscando endireitar a economia para que esta esteja convergindo para seu potencial e com a inflação dentro da meta – ora subindo a TJR acima da TNJ, ora abaixo, ou igual.

### 3.2 CAUSAS DA ELEVADA TAXA DE JUROS DO BRASIL

A literatura sugere a existência de diversos fatores que contribuem para que a TJ do Brasil seja tão elevada. Alguns dos fatores sugeridos são: o baixo nível de poupança, risco de crédito e cambial (Garcia & Didier, 2003), a estrutura da dívida pública (Nakano, 2005), pequeno grau de abertura da economia brasileira (Barbosa, Camêlo, & João, 2016), semidominância fiscal (Favero & Giavazzi, 2002), alto nível de incertezas jurídicas (Arida et al., 2005), dentre outros.

---

<sup>3</sup> Em inglês, a TNJ é conhecida por *natural/neutral rate of interest* ( $r^*$ ), ou, *r-star*.

Isto que existe não apenas uma causa particular, e sim um mosaico de fatores que fomentam um nível elevado da TJ.

O trabalho de Nakano aponta que uma quantia significativa da dívida do país (em torno de 50%) é pós fixada (Nakano, 2005). Esta estrutura sustenta um nível elevado das taxas longas e pressionam um maior risco a estes títulos, já que o custo para se pagar a dívida pode aumentar substancialmente caso haja necessidade de o BC aumentar a taxa de juros (para conter um choque inflacionário, por exemplo). Um custo maior da dívida pública pode pressionar o lado fiscal do Brasil, dificultando a alocação de recursos em investimentos e políticas fiscais expansionistas. Por sua vez, estas dificuldades podem aumentar o risco de *default* num cenário de recessão. Por fim, o prêmio de risco da dívida tende a ser mais alto, contribuindo com a manutenção de um elevado nível de TJ para manter os títulos brasileiros atrativos no mercado internacional.

Já o trabalho de Augusto aponta para o impacto do crédito livre e direcionado (Augusto, 2018). O crédito direcionado é aquele destinado para alguns setores e empresas específicas, com taxas subsidiadas (por exemplo, os créditos concedidos pelo BNDS, Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social). Enquanto isso, no mercado, para os demais setores, a TJ é mais elevada. Já para o crédito livre (o crédito não destinado), o BC demandará maiores recursos para atender a economia em um tempo de contração monetária, por exemplo. Deste modo, o BC precisa aumentar a TJ para formar este crédito. Uma das conclusões é que o crédito direcionado afeta a TNJ de curto prazo, enquanto o crédito livre é mais significativo para a TNJ de longo prazo. Um possível desequilíbrio fiscal e amplo uso do crédito direcionado, sobretudo no governo de Dilma, são apontados como possíveis causas da TJR estar acima do esperado entre 2015-2017.

O estudo de Segura-Ubiergo aponta evidências de que o baixo nível de poupança doméstica é uma das causas da TJ brasileira ser elevada frente aos demais emergentes (Segura-Ubiergo, 2012). O Brasil possui um baixo nível de poupança e elevada necessidade de recursos monetários para dar vazão às obras de infraestrutura – considere que tais obras são de grande porte já que o país possui dimensões continentais<sup>4</sup>. Logo, a maior demanda por dinheiro, faz

---

<sup>4</sup> O território do Brasil equivale, aproximadamente, a 80% da Europa, porém, com apenas um décimo do seu PIB.

aumentar seu preço. Para fins comparativos, a poupança na China saiu “de uma média de 35% nos anos de 1980 para exatos 44% no final de 2006... Trata-se da mais alta taxa de poupança do mundo.” (Jabbour, 2008), já a taxa de poupança do Brasil foi de apenas 18,2% no final de 2006 (IBGE, 2016).

Por outro lado, o trabalho de Barbosa e colaboradores mostra que o efeito do nível de poupança e da dívida pública brasileira é pouco significativo (Barbosa et al., 2016). Apesar desse aparente confronto em relação a trabalhos anteriores (Nakano, 2005; Segura-Ubiergo, 2012), Barbosa e colaboradores destacam que o prêmio de risco e o grau de abertura da economia brasileira são mais primordiais.

Sumário das causas apontadas para elevada TJ no Brasil:

- baixo nível de poupança (Pereira, Veloso, & Bingwen, 2013);
- risco de crédito e cambial (Garcia & Didier, 2003);
- estrutura da dívida pública (Nakano, 2005);
- pequeno grau de abertura da economia brasileira (Barbosa et al., 2016);
- semidominância fiscal (Favero & Giavazzi, 2002);
- alto nível de incertezas jurídica (Arida et al., 2005).

### 3.3 METODOLOGIAS DE ESTIMAÇÃO DA TAXA NEUTRA DE JUROS

O trabalho de Magud & Tsounta apresenta diversas metodologias para estimar a TNJ (Magud & Tsounta, 2012). As metodologias são divididas em dois grupos: estáticas e dinâmicas. Além disso, conscientiza o leitor de que não há um método perfeito e preciso para medir a taxa neutra de juros<sup>5</sup>. A TNJ não é um valor diretamente observado na economia, ela é um valor estimado a partir de modelos econométricos. As metodologias listadas por Magud & Tsounta são:

- Metodologias Estáticas:
  - Modelos de Suavização do Consumo;
  - Condição de Não-Arbitragem pelo UIP (*Uncovered Interest Parity*);
- Metodologias Dinâmicas:
  - Filtro HP;

---

<sup>5</sup> O texto diz que estimar a taxa neutra de juros é “*difficult to estimate and impossible to know with precision.*” (Blinder, 1999).

- Tendência Estocástica Comum Implícita;
- Regra de Taylor Dinâmica;
- Regra de Taylor com expectativa de inflação aumentada;
- Modelo de Equilíbrio Geral.

Laubach e Williams utilizam um método de Filtro de Kalman<sup>6</sup> para estimar a TNJ, o PIB potencial e o crescimento econômico de longo prazo (Laubach & Williams, 2001). A TJR é estimada de modo que os preços fiquem estáveis no médio prazo, desconsiderando os efeitos – possivelmente aleatórios – de curto prazo no nível de preços e de produto. O modelo tem por premissa que a TNJ é a TJ que mantém o produto em seu potencial (pleno emprego) e a inflação estável dentro da meta. Com este trabalho, é possível observar os efeitos da resposta monetária do BC em prol da estabilização das métricas macroeconômicas do país. É um dos modelos mais utilizados e referenciados na literatura – sobretudo, para estimação da TNJ dos Estados Unidos.

O trabalho de Ichiue e Ueno descreve um método peculiar, *one-factor Black's model* (Ichiue & Ueno, 2007), o qual foi proposto por Gorovoi e Linetsky (Gorovoi & Linetsky, 2004), qual também utiliza estimações a partir de VAR. O trabalho de Muinhos e Nakane utiliza algumas estimações, como produtividade marginal do trabalho e os efeitos fixos dos países em uma regressão (*Seemingly Unrelated Regression*) com dados em painel (Muinhos & Nakane, 2006). O trabalho de Miranda e Muinhos traz uma lista de outros modelos como (i) estimação da taxa de juros real em que o hiato do produto é zero a partir de curva IS, (ii) a TJR anual média no período de cinco anos e (iii) um modelo de equilíbrio de longo prazo utilizando o modelo de crescimento de Ramsey (Miranda & Muinhos, 2003). Os trabalhos de Borges e Sila e de Barcellos e Portugal utilizam de modelos baseados em VAR Estrutural (SVAR) (Barcellos Neto & Portugal, 2009; Borges & Silva, 2006). Umezu utiliza um método Baynesiano (Umezu, 2011).

### 3.3.1 Regra de Taylor

John B. Taylor desenvolveu uma regra para o BC ajustar a TJR em função da variação do hiato do produto e do desvio da inflação observada para com a meta (Taylor, 1993). Esta regra ficou

---

<sup>6</sup> Kathryn Holston mantém uma página pessoal na internet (<https://kathrynholston.weebly.com>) com vários trabalhos sobre a metodologia de Laubach e Williams inclusive *scripts* na linguagem R.

conhecida como Regra de Taylor. Esta regra foi inicialmente elaborada para a economia dos Estados Unidos pela seguinte equação:

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2 \quad (3)$$

Onde 'r' é a *Federal Funds Rate* que corresponde a TJR que o BC precisa ajustar na Política Monetária; 'p' é a inflação observada dos últimos quatro trimestres e 'y' é o hiato do produto (porcentagem do Produto Interno Bruto, ou PIB). Note que há dois termos com o valor de 2 na equação. O primeiro é a meta da inflação ( $p - 2$ ) e o segundo é a TNJ (+ 2), em que Taylor assume que a meta da inflação e a TNJ possuem valor igual a 2% para os Estados Unidos.

Rearranjando a Equação 3, de modo mais generalizado, a equação da Regra de Taylor é dada por:

$$i_t - i^* = a_\pi(\pi_t - \pi^T) + b_y(y_t - y^*) \quad (4)$$

Onde:

- $i_t$ : TJNM no período  $t$ ;
- $i^*$ : taxa neutra de juros nominal (ver Equação 2);
- $\pi_t$ : inflação observada do período observada no período  $t$ ;
- $\pi^T$ : meta da inflação;
- $y_t$ : produto (%PIB) no período  $t$ ;
- $y^*$ : produto potencial (%PIB);
- $a_\pi$ : coeficiente de sensibilidade à variação da inflação;
- $b_y$ : coeficiente de sensibilidade à variação do produto.

Note que, no caso da Equação 3, Taylor considerou que os coeficientes de sensibilidade possuem pesos iguais (0,5).

### 3.3.2 Regra de Taylor Dinâmica

Judd e Rubebusch propõe um modelo em que o BC pode ajustar dinamicamente a TJ de acordo com o momento das variáveis macroeconômicas no período  $t$  (Judd & Rudebusch, 1998). A equação 4 foi reespecificada na forma:

$$i_t^* = \pi_t + r^* + \lambda_1(\pi_t - \pi^T) + \lambda_2 gap_t + \lambda_3 gap_{t-1} \quad (5)$$

Neste caso,  $i_t^*$  é a TJ recomendada para o BC ajustar a economia gradualmente. A variável  $gap$  é o hiato do produto ( $y - y^*$ ). Um ponto distinto entre a equação 4 e a equação 5 é que, neste modelo, acrescenta-se um termo defasado do hiato do produto no lado direito da equação. Em que  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  e  $\lambda_3$  são os coeficientes de sensibilidade que mensuram como o BC pode reagir a choques em cada uma das variáveis. Por exemplo, o trabalho de Meltzer coloca a possibilidade de  $\lambda_2 = \lambda_3$  para um modelo em que apenas reage à inflação, enquanto que McCallum propõe  $\lambda_1 = \lambda_2 = -\lambda_3$  para uma sensibilidade ao crescimento do produto nominal (McCallum, 1989; Meltzer, 1987).

A dinâmica do ajuste em que se relaciona o nível atual da TJNM – obtido através de algum indicador da TJ praticada no mercado (no artigo original, utiliza-se as taxas de juros federais dos Estados Unidos) – com a TJ recomendada é dado pela equação 6:

$$\Delta i_t = \gamma(i_t^* - i_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \quad (6)$$

Substituindo a equação (6) na (5) e isolando a primeira diferença da TJNM no lado esquerdo, obtém-se a seguinte equação:

$$\Delta i_t = \gamma\alpha - \gamma i_{t-1} + \gamma(1 + \lambda_1)\pi_t + \gamma\lambda_2 gap_t + \gamma\lambda_3 gap_{t-1} + \rho \Delta i_{t-1} \quad (7)$$

Neste modelo, a constante  $\alpha$  é o termo da equação que contém a TNJ, tal que  $\alpha = r^* - \lambda_1 \pi^T$ . De acordo com Judd e Rubebusch,  $r^*$  e  $\pi^T$  estão combinados inseparavelmente na constante  $\alpha$  ao se estimar o modelo (Judd & Rudebusch, 1998). Leonardi fez uma variação deste modelo para dados em painel para cada país  $p$  (Leonardi, 2003):

$$\Delta i_{p,t} = \alpha - \beta_1 i_{p,t-1} + \beta_2 \Delta i_{p,t-1} + \beta_3 \pi_{p,t} + \beta_3 gap_{p,t} + \beta_3 gap_{p,t-1} + \varepsilon \quad (8)$$

Onde  $\varepsilon$  é o termo de erro;  $gap$  é o desvio do produto real em relação ao produto potencial do período, expresso em % do produto potencial. Neste trabalho, utiliza-se uma variação dos modelos das equações 7 e 8 para estimação da TNJ a partir dos efeitos fixos de dados em painel.



#### 4. DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados foram obtidos das seguintes fontes:

- FMI (Fundo Monetário Internacional);
- OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico);
- IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada);
- Banco da Rússia, BDM (Banco do México);
- CBRT (Banco Central da República da Turquia);
- BCB (Banco Central Brasileiro);
- Banco de dados RATEINF disponível no Quandl<sup>7</sup>.

A periodicidade usada foi trimestral, cobrindo um período de 35 anos (1985-2018). Porém, as análises e estimações foram padronizadas para o período entre 1995-2018, devido a obtenção de poucos países com dados consistentes anteriores e, também, por ter sido observado níveis muito díspares entre os níveis anteriores de juros e inflação em muitos países antes e depois da década de 90. Exceto para o uso do Filtro HP, em que se usou toda a série disponível, desde 1985. Além disso, considerou-se também a comparação das demais economias e do Brasil, após o Plano Real.

O trabalho considerou avaliar especificamente países considerados com economias emergentes. Deste modo, 26 países emergentes foram selecionados: África do Sul, Bangladesh, Brasil, Bulgária, Catar, Chile, China, Colômbia, Coreia do Sul, Egito, Filipinas, Grécia, Hungria, Índia, Indonésia, Israel, Malásia, México, Nigéria, Peru, Polônia, República Tcheca, Rússia, Tailândia, Turquia e Vietnã. Esta seleção se baseou no mapeamento feito por algumas instituições, tais como: FMI, FTSE (*Financial Times Stock Exchange*), MSCI (*Morgan Stanley Capital International*), S&P (*Standard & Poor's*), *Emerging Markets Bond Index*, Dow Jones, Russell e *Columbia University EMGP (Emerging Markets Global Players)* listadas no Apêndice A. Vale ressaltar que nem todos os países considerados emergentes por tais fontes foram considerados neste trabalho. O principal motivo pela redução do número de países foi a dificuldade de obtenção dos dados, enquanto, outros, por apresentarem valores considerados

---

<sup>7</sup> Quandl: <<https://www.quandl.com/data/RATEINF-Inflation-Ratesv>>

*outliers* – o que, talvez, indique problemas macroeconômicos estruturais (caso da Argentina e da Venezuela).

Há duas particularidades nos dados do Brasil. A primeira é quanto a TJNM do Brasil. Ela foi obtida a partir da média entre dois valores: (1) **Taxa de juros nominal – Overnight/ Selic** disponível no site do IPEADATA e a **Selic**, divulgada pelo BC. O segundo é quanto ao hiato do produto. Neste trabalho, o hiato do produto para os países é estimado através do método descrito na Seção 5.3 e 5.4. Para o Brasil, além destes valores estimados, também foi utilizado o hiato do produto divulgado pela Carta de Conjuntura nº 42, Dimac/Ipea<sup>8</sup> que utiliza da metodologia de Souza-Júnior para sua estimação (Souza-Júnior, 2017).

---

<sup>8</sup>Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2019/03/28/visao-geral-de-conjuntura-8/>>

## 5. METODOLOGIA

Este trabalho estima a TNJ pelos modelos descritos a seguir, para cada um dos países emergentes. Vale ressaltar que todos os dados são trabalhados em logaritmo natural como base numérica.

### 5.1 MÉDIA DA TJR DE LONGO PRAZO

Como no trabalho de Miranda e Muinhos, neste modelo a TNJ é estimada pela média aritmética da TJR no período de cinco anos (20 trimestres) para cada países (Miranda & Muinhos, 2003). Também, sendo um referencial para o nível da TJR do período.

### 5.2 FILTRO HP

Neste modelo, utiliza-se o Filtro HP – filtro estatístico criado por Hodrick e Prescott (Hodrick & Prescott, 1997). No filtro, uma série temporal  $(y_{t,p})$  – em que  $t$  é o tempo e  $p$  o país – é decomposta em uma equação linear com três componentes: tendência  $(\tau_{t,p})$ , efeito cíclico  $(c_{t,p})$  e o erro  $(\epsilon_{t,p})$ . A equação resultante é dada por:

$$y_{t,p} = \tau_{t,p} + c_{t,p} + \epsilon_{t,p}$$

Ao escolher um valor para o parâmetro de alisamento  $\lambda$ , o componente da tendência resultante de cada país  $p$  é aquele que resolve a minimização:

$$\min_{\tau} \left( \sum_{t=1}^T (y_{t,p} - \tau_{t,p})^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1,p} - \tau_{t,p}) + (y_{t,p} - \tau_{t-1,p})]^2 \right)$$

A TNJ é estimada pelo resultado  $(\tau_t + c_t)$  do Filtro HP aplicado para a TJR com  $\lambda = 1600$ . Este valor do parâmetro de alisamento é o valor sugerido por Hodrick e Prescott para uma série temporal com dados trimestrais da TJR entre o período de 1985Q1-2918Q4. O cálculo é realizado para cada país  $p$ .<sup>9</sup>

---

<sup>9</sup> Aplicação do Filtro HP foi realizada com a linguagem R com o pacote mFilter (versão 0.1-4) desenvolvido por Mehmet Balcilar, mehmets@mbalcilar.net.

### 5.3 REGRA DE TAYLOR SIMPLES

Neste modelo, a estimativa da TNJ ( $r^*$ ) é obtida a partir da Regra de Taylor, substituindo  $i^*$  na Equação (4) pela Equação (2) e isolando  $r^*$ , de modo que a TNJ esteja em função das variáveis: TJNM ( $i_{t,p}$ ), inflação ( $\pi_{t,p}$  e  $\pi_{t,p}^T$ ) e produto ( $y_{t,p}$  e  $y_{t,p}^*$ ), para cada país  $p$  e período  $t$ .

$$r_{t,p}^* = i_{t,p} - \pi_{t,p}^T + 0,5(\pi_{t,p}^T - \pi_{t,p}) + 0,5(y_{t,p}^* - y_{t,p}) \quad (9)$$

Os coeficientes de sensibilidade, neste modelo, possuem pesos iguais (0,5) para todos países e períodos. Já o hiato do produto ( $y_{t,p}^* - y_{t,p}$ ) é estimado como sendo os resíduos de uma regressão *Least Square* em função de uma constante e tendência linear sobre a variável dependente  $y_{t,p}$  (produto em nível) com sazonalidade ajustada pelo método Census X-13<sup>10</sup>. No caso do Brasil, um segundo modelo (Taylor2) foi estimado utilizando a série do hiato do produto estimada e divulgada pelo IPEA. E como estimativa da meta da inflação, considerar-se a inflação de médio-longo prazo, estimada pela média da inflação dos dois anos (oito períodos) posteriores para cada período  $t$  conforme a equação ( $\pi_{t,p}^T$ ):

$$\pi_{t,p}^T = \frac{\sum_t^{t+8} \pi_{t,p}}{8} \quad (10)$$

### 5.4 REGRESSÃO COM DADOS EM PAINEL

Este modelo é uma adaptação das Equações (7) e (8) – Regra de Taylor Dinâmica – para dados em painel com efeitos fixos, utilizando-se a taxa de juros real ( $r$ ) no lugar da taxa de juros nominal ( $i$ ) – tal transformação foi realizada utilizando a Equação (2).

#### Passo 1 – Estimar os coeficientes e os efeitos fixos dos países

Após tais adaptações, segue a equação a ser estimada:

---

<sup>10</sup> Ajuste da sazonalidade e regressão realizados com o software EViews 10.

$$\Delta r_t = \omega + Efixo_p + \gamma\lambda_1\pi_{t,p} + \gamma\lambda_2gap_{t,p} + \gamma\lambda_3gap_{t-1,p} + \gamma r_{t-1,p} + \rho\Delta r_{t-1,p} + \sigma\Delta\pi_{t,p} + \rho\Delta\pi_{t-1,p} + Dum + \varepsilon_{t,p} \quad (11)$$

Onde:

$\Delta r_{p,t}$ : Primeira diferença da taxa de juros real do país  $p$  no período  $t$ ;

$\omega$ : Termo constante da equação;

$Efixo_p$ : Efeitos fixos para cada país  $p$ ;

$\pi_{p,t}$ : Inflação média dos últimos 4 trimestres para cada país  $p$ ;

$gap_{p,t}$ : Hiato do produto para cada país  $p$ ;

$gap_{p,t-1}$ : Hiato do produto com defasagem de 1 trimestre para cada país  $p$ ;

$r_{p,t-1}$ : Taxa de juros real defasada para cada país  $p$ ;

$\Delta r_{p,t-1}$ : Primeira diferença da taxa de juros real defasada em 1 trimestre para cada país  $p$ ;

$\Delta\pi_{t,p}$ : Primeira diferença da inflação média dos últimos 4 trimestres para cada país  $p$ ;

$\Delta\pi_{t-1,p}$ : Primeira diferença da inflação média dos últimos 4 trimestres defasada em 1 trimestre para cada país  $p$ ;

$Dum$ : Conjunto de variáveis *dummies*;

$\varepsilon_{p,t}$ : Resíduos para cada país  $p$ .

A regressão é realizada pelo método *Least Square* com efeitos fixos com dados em painel não balanceados.

## Passo 2 – Estimar a TNJ

Como observado na equação 7, a TNJ ( $r^*$ ) de cada país  $p$  está implicitamente contida nos termos constantes no tempo ( $\omega$ ,  $Efixo_p$ ). Uma vez estimados, no Passo 1, a constante  $\omega$ , o parâmetro  $\lambda_1$  (coeficiente de sensibilidade à variação da inflação) e os efeitos fixos  $Efixo_p$ , e tendo a meta da inflação estimada pela Equação (10), é realizado o cálculo a partir da relação  $\omega + Efixo_p =$

$r_p^* - \lambda_1 \pi_p^T$ , ao isolar o termo  $r_p^*$ . Deste modo, a taxa neutra de juros (TNJ) de cada país  $p$  é estimada conforme a equação:

$$r_p^* = \omega + Efixo_p + \lambda_1 \pi_p^T. \quad (12)$$

As estimações da TNJ são efetuadas para cinco períodos (1995-1999, 2000-2005<sup>11</sup>, 2005-2009, 2010-2014 e 2015-2018).

Outra peculiaridade realizada nesta regressão, foi a estimação do hiato do produto ( $gap_{p,t}$ ). Afim de diminuir o nível da variância do hiato do produto estimado, para a Turquia e a Rússia, o produto potencial foi estimado pela tendência quadrática do produto real – como em Clarida, Gertler, Gali – em logaritmo natural (Clarida, Galí, & Gertler, 2000). A seguir, o hiato, de Taís países, foi gerado pela equação:

$$gap_{p,t} = \frac{GDP\_Real_{p,t} - GDP\_Potencial_{p,t}}{GDP\_Potencial_{p,t}} \times 100,$$

Para o Brasil, foi utilizado o hiato do produto divulgado pelo IPEA. Para os demais países, o hiato do produto utilizado é estimado conforme descrito na Seção 5.3. A inflação do período é a média da inflação anual dos últimos quatro períodos. Por fim, a meta da inflação ( $\pi_p^T$ ) é a mesma estimada pela Equação 10.

---

<sup>11</sup> Utilizou-se também os dados de um ano a mais que os demais períodos, 2005, sem os dados da Turquia, para obter resultados estatisticamente mais consistentes.

## 6. RESULTADOS

Os resultados de praticamente todas as métricas foram unânimes em apresentar um alto nível da TNJ do Brasil frente às demais economias emergentes. **uma das métricas será brevemente explicado.**

A média da TJR de longo prazo neste caso mostra o nível médio da TJR, assim como, também, sendo uma estimativa da TJN (Sessão 5.1). O Brasil apresentou o maior nível entre as economias emergentes, apesar da redução do nível de 20,9% (1995-99) para 4,8% (2015-18). Vietnã, Rússia e Indonésia seguiram, com taxas de 3,6, 3,5 e 2,8%, respectivamente, no último período. As demais economias ficaram com valores mais próximos de zero. Bulgária, Qatar e Turquia apresentaram TJR negativa entre 2005-2018.

As estimações da TJR pelo método do Filtro HP obtiveram resultados próximos da média da TJR de longo prazo. A principal diferença observada é que os resultados do Filtro HP obtiveram resultados um pouco menores em módulo. O Brasil também apresentou o maior nível médio de TJR por este método.

Os resultados pelo método da Regra de Taylor Simples foram também próximos aos resultados dos dois métodos anteriores. Em geral, tendeu a ter um valor um pouco mais baixo do que o Filtro HP em módulo. No caso do Brasil, as duas estimações – usando estimações distintas para o hiato do produto – apresentaram resultados próximos. A maior diferença ocorreu em 1995-1999 apresentar uma diferença de 310 BPS, entre as estimações.

Com as estimações da TJN por Filtro HP e pela Regra de Taylor Simples e utilizando a média da TJR de longo prazo como estimativa da TJR praticada, os dados sugerem que, em média, ao longo dos anos, as economias emergentes mantiveram a TJR acima da TNJ.

### 6.1 REGRESSÃO COM DADOS EM PAINEL

Para realizar a regressão do modelo de dados em painel apresentado na Sessão 5.4. O primeiro passo foi verificar qual modelo de estimador escolher: efeito aleatório ou efeito fixo. Para isso, foi realizado o Teste de Hausman. O resultado foi de rejeição da hipótese nula para todos os períodos calculados (1995-99, 2000-05, 2005-09, 2010-14, 15-18), com nível de significância menor do que 1% (Apêndice B). Como a hipótese nula é que o estimador de efeitos fixos é igual

ao estimador de efeitos aleatórios, logo, o estimador de efeitos aleatórios é inconsistente e, o de efeitos fixos, consistente. Isto indica que o modelo de efeitos fixos – proposto pelo modelo – é a melhor opção para as regressões.

Tabela 2 – Correlograma entre as variáveis independentes

Variável	D(R)	INF	GAP	GAP(-1)	R(-1)	D(R(-1))	D(INF(-1))	D(INF)
D(R)	1							
INF	0.014	1						
GAP	0.013	0.010	1					
GAP(-1)	0.009	0.032	0.974	1				
R(-1)	-0.383	-0.217	-0.022	-0.018	1			
D(R(-1))	0.124	0.009	0.021	0.020	0.355	1		
D(INF(-1))	-0.026	-0.036	0.073	0.084	-0.136	-0.144	1	
D(INF)	-0.125	-0.103	0.083	0.099	-0.040	-0.177	0.735	1

Fonte: Dados calculados pelo Autor.

Ao avaliar a correlação entre as variáveis independentes da regressão (Tabela 2), verificou existir: correlação linear muito forte<sup>12</sup> (0,974) entre o hiato do produto e o hiato do produto com Lag; correlação linear forte (0,735), entre a primeira diferença da inflação e a primeira diferença da inflação defasada; correlação moderada entre a TJR com Lag e a primeira diferença com e sem Lag. Para os demais, verificou-se correlação fraca.

A correlação – muito forte – entre as variáveis do hiato do produto resultou em estimadores não consistentes ao realizar as regressões para todos os períodos, exceto no período 2015-2018. O que torna razoável uma discussão mais aprofundada sobre o modelo proposto por (Judd & Rudebusch, 1998). Quanto à correlação forte entre as primeiras diferenças da inflação, não foi observado nenhum efeito significativo nas regressões, os coeficientes foram estatisticamente significativos.

Para os períodos 1995-1999 e 2000-2005, removeu-se a variável  $\gamma\lambda_2 gap_{t,p}$ , já para 2005-2009 e 2010-2014,  $\gamma\lambda_3 gap_{t-1,p}$ . O motivo é que, juntas, as variáveis tornam o modelo menos consistente, ao se observa insignificância estatística em seus coeficientes. Com tal remoção, os coeficientes remanescentes apresentam consistência estatística, significativos a 1% de confiança. A provável causa é a correlação muito forte entre elas, como observado. Vale ressaltar que o impacto foi desprezível sobre os principais valores estimados ( $\omega$ ,  $\lambda_1$ ,  $Efixo_p$ ) e

<sup>12</sup> Segundo a sugestão de interpretação de Callegari-Jacques (2003). Ver Apêndice C.



demais estatísticas do modelo. Para decidir qual variável remover, utilizou-se o modelo em que o critério de Schwartz apresentou menor valor. O Apêndice E contém os resultados de ambos os modelos.

Tabela 3 – Resultados das estimações da taxa neutra de juros

País	Modelo	Estimação da taxa neutra de juros ( $r^*$ ) média do período (% a.a.)					
		1995-1999	2000-2004*	2005-2009	2010-2015	2015-2018	Média
Média		6.9	2.7	1.3	1.0	0.9	2.6
África do Sul	TR	7.3	4.7	2.7	0.3	1.7	3.3
	F.HP	6.5	4.9	3.1	0.2	1.2	3.2
	TYL	6.8	4.7	2.3	0.2	1.7	3.1
	PNL	7.1	2.4	4.6	3.7	2.1	4.0
Bangladesh	TR	0.6	1.9	-2.4	-3.1	-0.7	-0.8
	F.HP	0.8	1.6	-2.6	-2.9	-1.2	-0.9
	TYL	1.1	1.5	-2.5	-2.7	-0.7	-0.7
	PNL	2.8	2.2	4.0	3.8	1.7	2.9
Brasil	TR	20.9	10.0	8.6	3.9	4.8	9.6
	F.HP	17.8	11.0	7.7	4.1	4.3	9.0
	TYL	18.2	8.2	7.4	3.9	3.1	8.2
	TYL2	15.1	8.3	8.1	4.3	4.1	8.0
	PNL	10.3	5.4	5.7	6.4	2.7	6.1
Bulgária	TR	...	...	-4.0	-1.7	-1.0	-2.2
	F.HP	...	...	-4.1	-2.1	-0.7	-2.3
	TYL	...	...	-3.5	-1.4	-1.4	-2.1
	PNL	...	...	3.3	0.2	0.2	1.2
Catar	TR	...	1,6 (02-)	-5.1	-0.6	-0.1	-1.0
	F.HP	...	-1.3 (02-)	-4.7	-1.0	-0.5	-1.9
	TYL	...	-2.1 (02-)	-3.7	-0.9	0.1	-1.6
	PNL	...	1.2	3.0	0.8	0.3	1.3
Chile	TR	4.2	2.5	0.6	1.2	-0.2	1.6
	F.HP	3.2	3.2	0.5	0.9	0.0	1.6
	TYL	4.2	2.5	0.7	0.9	0.0	1.6
	PNL	3.9	1.4	2.6	2.9	0.7	2.3
China	TR	6,8 (97-)	1.5	0.0	1.2	1.4	2.2
	F.HP	5.7 (97-)	2.0	-0.1	1.1	1.2	2.0
	TYL	-0.7 (97-)	1.3	-0.1	1.3	0.3	0.4
	PNL	3.7	0.8	2.1	2.6	0.8	2.0
Colômbia	TR	10.3	2.5	2.2	1.6	0.5	3.4
	F.HP	8.8	3.0	1.8	1.4	0.8	3.2

	TYL	9.2	2.6	2.3	1.2	0.7	3.2
	PNL	9.7	3.5	4.2	2.8	2.0	4.4
Coréia do Sul	TR	3,9 (98-)	1.0	0.8	0.3	0.1	1.2
	F.HP	2.2 (98-)	1.3	0.6	0.2	0.3	0.9
	TYL	-3.2 (98-)	1.0	0.7	0.5	0.0	-0.2
	PNL	2.4	1.6	2.1	1.5	0.4	1.6
Egito	TR	...	...	...	0,3 (11-)	-3.0	-1.4
	F.HP	...	...	...	0.1 (11-)	-2.1	-1.0
	TYL	...	...	...	-1.9 (11-)	-3.0	-2.4
	PNL	...	...	...	6.8	4.7	5.7
Filipinas	TR	...	3,5 (01-)	0.8	0.4	0.9	1.4
	F.HP	...	3.3 (01-)	1.1	0.4	0.9	1.4
	TYL	...	1.7 (01-)	1.0	0.7	0.4	0.9
	PNL	...	2.4	3.7	2.3	1.5	2.5
Grécia	TR	7.4	0.7	0.1	-0.8	0.2	1.5
	F.HP	6.4	1.3	-0.6	-0.6	0.3	1.4
	TYL	7.3	0.6	0.0	-0.3	-0.1	1.5
	PNL	7.5	1.1	1.1	0.1	-0.6	1.8
Hungria	TR	2.9	3.3	2.6	2.4	-0.7	2.1
	F.HP	2.0	2.5	2.8	2.3	0.0	1.9
	TYL	3.7	1.9	1.6	2.0	-1.0	1.6
	PNL	8.4	3.3	3.9	2.6	0.3	3.7
Índia	TR	...	...	-0.6	-1.4	2.2	0.0
	F.HP	...	...	-0.1	-1.7	1.6	-0.1
	TYL	...	...	-1.2	-0.8	2.2	0.1
	PNL	...	...	4.8	5.5	2.3	4.2
Indonésia	TR	-8,5 (98-)	4.1	0.1	1.5	2.8	0.0
	F.HP	-2.4 (98-)	1.2	0.4	1.6	2.4	0.6
	TYL	-6.6 (98-)	3.2	0.6	1.3	2.9	0.3
	PNL	13.0	4.2	5.5	4.4	2.5	5.9
Israel	TR	5.4	5.1	1.2	-0.3	0.2	2.3
	F.HP	4.7	4.8	1.6	-0.6	0.1	2.1
	TYL	5.7	4.8	1.0	0.0	0.0	2.3
	PNL	5.9	1.0	2.0	0.9	0.1	2.0
Malásia	TR	...	1,3 (04)	0.1	0.6	0.9	0.7
	F.HP	...	1.0 (04)	0.3	0.6	0.7	0.6
	TYL	...	-1.0 (04)	0.2	0.6	1.0	0.2
	PNL	...	0.8	2.0	1.9	1.3	1.5
México	TR	6,9 (97-)	4.7	3.5	0.6	1.7	3.5
	F.HP	4.2 (97-)	4.8	3.0	0.7	1.4	2.8
	TYL	-6.8 (97-)	4.7	3.3	0.7	1.3	0.6
	PNL	10.4	2.9	3.9	2.6	2.3	4.4
Nigéria	TR	...	3,0 (01-)	-0.7	1.8	0.3	1.1

	F.HP	...	2 (01-)	0.3	1.3	1.0	1.1
	TYL	...	1.5 (01-)	-0.2	1.8	-0.1	0.8
	PNL	...	1.0	1.9	1.8	1.3	1.5
Peru	TR	...	-0,3 (03-)	1.4	0.8	1.2	0.8
	F.HP	...	0.6 (03-)	1.2	0.6	1.0	0.9
	TYL	...	-1.2 (03-)	1.3	0.6	1.4	0.5
	PNL	...	1.2	2.3	2.6	1.1	1.8
Polônia	TR	4.9	6.7	2.3	1.5	1.2	3.3
	F.HP	3.1	6.2	2.4	1.4	1.3	2.9
	TYL	5.6	6.7	2.1	1.8	0.9	3.4
	PNL	8.8	1.9	2.5	1.8	0.8	3.2
Rep. Tcheca	TR	4.2	1.1	-0.2	-0.8	-0.8	0.7
	F.HP	3.4	1.3	-0.2	-0.8	-0.8	0.6
	TYL	4.2	1.2	-0.1	-0.7	-1.0	0.7
	PNL	4.9	1.2	1.5	0.5	0.3	1.7
Rússia	TR	-18,4 (97-)	-6.5	-3.0	0.0	3.5	-4.9
	F.HP	-10.4 (97-)	-13.6	-2.9	0.1	2.8	-4.8
	TYL	-31.0 (97-)	-5.0	-2.4	-0.6	4.3	-6.9
	PNL	39.4	5.0	5.4	6.1	2.6	11.7
Tailândia	TR	...	0.0	0.0	-0.4	1.2	0.2
	F.HP	...	0.3	-0.4	0.0	0.9	0.2
	TYL	...	-0.2	0.1	-0.1	1.0	0.2
	PNL	...	1.0	1.8	1.5	0.6	1.2
Turquia	TR	-7.2	11.9	5.7	-3.1	-1.0	1.3
	F.HP	-10.1	7.1	4.8	-2.2	-0.5	-0.2
	TYL	-2.2	10.5	5.1	-2.9	-2.0	1.7
	PNL	22.1	NA	7.5	4.4	3.8	9.4
Vietnã	TR	7,6 (96-)	2.7	-3.6	-0.3	3.6	2.0
	F.HP	7.7 (96-)	2.4	-2.9	-0.7	2.8	1.9
	TYL	5.6 (96-)	1.9	-3.4	0.6	3.1	1.6
	PNL	4.5	1.9	5.7	5.3	2.3	3.9

**Fonte:** Calculado e elaborado pelo autor.

\*: A estimativa do modelo PNL para o período utilizou dados de 2005.

Os resultados apresentam maior divergência entre as TNJ estimadas pelos modelos para os países e períodos com TJR negativa. Em especial, Bangladesh, Bulgária, Catar, Egito, República Tcheca, Tailândia, Turquia e Rússia. Estes são os que apresentaram os resultados mais contundentes, além de coincidirem como sendo o grupo de países em que houve maior frequência de pontos *outliers* nas regressões (suplantados por variáveis *dummies*). Uma possível explicação é que estes países passaram por fortes choques em suas economias, nas últimas décadas. Tais particularidades podem ser observadas no hiato do produto, nível da

inflação e a utilização de TJR negativa. Pode-se destacar algumas crises, entre elas: Crise Russa (1998), Primavera Árabe (2010-2012), Crise do Egito (2011-2014) e a recém Crise Política e Monetária na Turquia.

Os resultados mostram alguns indícios da problemática do *Zero Lower Bond*<sup>13</sup>, pois a TNJ está muito próxima de zero, ou mesmo negativa, para alguns países – sobretudo após 2010. O que pode ser um problema para o uso da TJ como instrumento de Política Monetária pelo BC, caso o nível da TJNM estiver muito baixo, próxima de zero.

Tabela 4 – Coeficientes estimados na regressão com dados em painel

Métrica	1995-1999	2000-2005	2005-2009	2010-2014	2015-2018
C(2) = $\omega$	4.774774	0.330527	0.885976	1.104479	0.55698
C(1) = $\gamma$	-0.527447	-0.131212	-0.322605	-0.491538	-0.400628
C(3) = $\lambda_1$	0.290464	0.41154	0.492537	0.443123	0.238047
C(4) = $\lambda_2$	...	...	-0.484437*	0.226829	1.631063
C(5) = $\lambda_3$	-0.853289	-0.938317	...	...	-1.186736
C(6) = $\rho$	0.151341	0.140192	0.321801	0.347009	0.091664
C(7) = $\sigma$	-0.890341	-0.582913	-0.867631	-0.786616	-0.964376
R <sup>2</sup>	0.99622	0.805107	0.749388	0.751695	0.762215
R <sup>2</sup> Ajustado	0.995231	0.777061	0.718206	0.712756	0.735794
Estatística F	1007.588	28.70708	24.03260	19.30457	28.84926
P (Estatística F)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Durbin-Watson	2.078416	1.860971	1.974858	1.889237	1.905722

\* Significativo a 2% de confiança. Os demais coeficientes, a 1% de confiança.

**Fonte:** Calculado e elaborado pelo autor.

A estatística de Durbin-Watson apresentou valores próximos de 2 para todas regressões. Isto indica que provavelmente não há autocorrelação de *lag* 1 entre os resíduos. O R<sup>2</sup> resultou acima de 75%, em média, com o período 1995-1999 com 99%. O período de maior TJR, aconsoantou com o período em que a constante  $\omega$  apresentou maior nível: 1995-1999. O coeficiente de sensibilidade à variação da inflação ( $\lambda_1$ ) esteve em torno de 30% em 1995-1999, 40-50%, em 2000-2015, e, em menor nível, 24%, em 2015-2018. O que indica que a inflação não é fator preponderante na resposta do BC e do nível da TJ nas economias emergentes.

<sup>13</sup> *Zero Lower Bond* é uma expressão quando a TJ está em nível tão baixo, próximo de zero, que mesmo igualando o juros nominal a zero, o efeito negativo no juros real pode não ser baixo o suficiente para aquecer e corrigir a economia. Ver (Summers, 2014) e (Williams, 2016).

Tabela 5 – Efeitos fixos estimados pelas regressões com dados em painel

País	Efeitos fixos (% a.a.)					
	1995-1999	2000-2005	2005-2009	2010-2014	2015-2018	Média
África do Sul	0.35	0.19	0.72	0.21	0.35	0.36
Bangladesh	-3.55	-0.14	-0.74	-0.71	-0.18	-1.06
Brasil	2.76	1.50	2.48	2.38	0.90	2.00
Bulgária	...	...	-0.93	-1.49	-0.81	-1.08
Catar	...	-0.67	-1.42	-1.32	-0.48	-0.97
Chile	-2.42	-0.05	-0.14	0.33	-0.53	-0.56
China	-1.75	-0.04	-0.21	0.23	-0.20	-0.39
Colômbia	0.32	0.47	0.93	0.26	0.36	0.47
Coréia do Sul	-3.57	-0.09	-0.25	-0.42	-0.49	-0.96
Egito	...	...	...	1.49	-0.17	0.66
Filipinas	...	0.30	0.35	-0.10	0.10	0.16
Grécia	1.23	-0.57	-1.33	-1.22	-1.21	-0.62
Hungria	-0.93	0.53	0.40	0.50	-0.75	-0.05
Índia	...	...	-0.19	0.61	0.66	0.36
Indonésia	2.32	0.14	0.71	0.74	1.05	0.99
Israel	-0.78	-0.02	-0.15	-0.78	-0.54	-0.45
Malásia	...	-0.25	-0.27	-0.30	0.25	-0.14
México	-0.31	0.42	0.81	-0.09	0.67	0.30
Níger	...	-0.25	-0.55	0.26	0.01	-0.13
Peru	...	0.04	0.02	0.03	-0.04	0.01
Polônia	0.16	0.32	0.21	-0.02	-0.04	0.13
Rep. Tcheca	-1.87	-0.12	-0.82	-1.24	-0.70	-0.95
Rússia	19.94	-1.51	-0.70	1.35	0.84	3.98
Tailândia	...	-0.21	-0.57	-0.57	-0.15	-0.38
Turquia	-4.51	...	2.40	-0.28	0.08	-0.58
Vietnã	-1.43	-0.19	-0.72	0.68	0.95	-0.14

**Fonte:** Calculado e elaborado pelo Autor.

Os efeitos fixos contêm as particularidades de cada país não presentes nos demais regressores. O Brasil apresentou o segundo maior nível de efeitos fixos (Tabela 5) – o maior nível ao desconsiderar o choque da Crise Russa, no período de 1995-1999. Quanto aos efeitos fixos estimados, a economia brasileira também apresentou maior nível.

Tabela 6 – Tabela comparativa entre as estimações TNJ (% a. a.) do autor com o IMF.

País	Modelo	Autor			IMF*		
		2001-2005	2006-2010	2011-2015	2002-2004	2005-2008	2010-20113
Média		2.7	1.3	1.0	3.0	1.9	0.6
África do Sul	TR	4.7	2.7	0.3	4.5	2.7	0.3
	F.HP	4.9	3.1	0.2			
	TYL	4.7	2.3	0.2			
	PNL	2.4	4.6	3.7			
Brasil	TR	10.0	8.6	3.9	9.3	8.8	3.5
	F.HP	11.0	7.7	4.1			
	TYL	8.2	7.4	3.9			
	TYL2	8.3	8.1	4.3			
	PNL	5.4	5.7	6.4			
Chile	TR	2.5	0.6	1.2	0.8	0.4	1.7
	F.HP	3.2	0.5	0.9			
	TYL	2.5	0.7	0.9			
	PNL	1.4	2.6	2.9			
China	TR	1.5	0.0	1.2	4.3	2.8	2.8
	F.HP	2.0	-0.1	1.1			
	TYL	1.3	-0.1	1.3			
	PNL	0.8	2.1	2.6			
Colômbia	TR	2.5	2.2	1.6	0.1	2.1	1.2
	F.HP	3.0	1.8	1.4			
	TYL	2.6	2.3	1.2			
	PNL	3.5	4.2	2.8			
Coreia do Sul	TR	1.0	0.8	0.3	0.7	1.0	0.1
	F.HP	1.3	0.6	0.2			
	TYL	1.0	0.7	0.5			
	PNL	1.6	2.1	1.5			
Egito	TR	...	...	0,3 (11-)	4.9	-0.7	-0.6
	F.HP	...	...	0.1 (11-)			
	TYL	...	...	-1.9 (11-)			
	PNL	...	...	6.8			
Filipinas	TR	3,5 (01-)	0.8	0.4	NA	2.9	2.1
	F.HP	3.3 (01-)	1.1	0.4			
	TYL	1.7 (01-)	1.0	0.7			
	PNL	2.4	3.7	2.3			
Hungria	TR	3.3	2.6	2.4	3.8	2.3	1.8
	F.HP	2.5	2.8	2.3			
	TYL	1.9	1.6	2.0			
	PNL	3.3	3.9	2.6			
Índia	TR	...	-0.6	-1.4			

	F.HP	...	-0.1	-1.7	NA	-0.3	-2.9
	TYL	...	-1.2	-0.8			
	PNL	...	4.8	5.5			
Indonésia	TR	4.1	0.1	1.5			
	F.HP	1.2	0.4	1.6	2.0	0.1	0.9
	TYL	3.2	0.6	1.3			
	PNL	4.2	5.5	4.4			
Israel	TR	5.1	1.2	-0.3			
	F.HP	4.8	1.6	-0.6	3.9	2.1	-0.4
	TYL	4.8	1.0	0.0			
	PNL	1.0	2.0	0.9			
Malásia	TR	1,3 (04)	0.1	0.6			
	F.HP	1.0 (04)	0.3	0.6	0.6	0.1	0.8
	TYL	-1.0 (04)	0.2	0.6			
	PNL	0.8	2.0	1.9			
México	TR	4.7	3.5	0.6			
	F.HP	4.8	3.0	0.7	2.2	3.2	0.5
	TYL	4.7	3.3	0.7			
	PNL	2.9	3.9	2.6			
Peru	TR	-0,3 (03-)	1.4	0.8			
	F.HP	0.6 (03-)	1.2	0.6			
	TYL	-1.2 (03-)	1.3	0.6	-0.1	1.5	0.7
	PNL	1.2	2.3	2.6			
Polónia	TR	6.7	2.3	1.5			
	F.HP	6.2	2.4	1.4	4.7	2.1	0.8
	TYL	6.7	2.1	1.8			
	PNL	1.9	2.5	1.8			
Rep. Tcheca	TR	1.1	-0.2	-0.8			
	F.HP	1.3	-0.2	-0.8	1.2	-0.5	-1.4
	TYL	1.2	-0.1	-0.7			
	PNL	1.2	1.5	0.5			
Rússia	TR	-6.5	-3.0	0.0			
	F.HP	-13.6	-2.9	0.1	3.7	0.3	1.1
	TYL	-5.0	-2.4	-0.6			
	PNL	5.0	5.4	6.1			
Tailândia	TR	0.0	0.0	-0.4			
	F.HP	0.3	-0.4	0.0	-0.1	-0.3	-0.3
	TYL	-0.2	0.1	-0.1			
	PNL	1.0	1.8	1.5			
Turquia	TR	11.9	5.7	-3.1			
	F.HP	7.1	4.8	-2.2	6.8	6.5	-1.6
	TYL	10.5	5.1	-2.9			
	PNL	NA	7.5	4.4			

**Fonte:** Calculado e elaborado pelo autor. \*IMF (Perrelli & Roache, 2014).

Tabela 7 – Tabela comparativa entre as estimações TNJ (% a. a.) do autor com o trabalho de Muinhos e Nakane (Muinhos & Nakane, 2006).

País	Modelo	Autor		Muinhos e Nakane*	
		1995-2000	2001-2005	1995-1999	2000-2004
Média		2.7	2.7	6.6	5.1
Brasil	TR	20.9	10.0	15.2	10.0
	F.HP	17.8	11.0		
	TYL	18.2	8.2		
	TYL2	15.1	8.3		
	PNL	10.3	5.4		
Chile	TR	4.2	2.5	5.7	2.7
	F.HP	3.2	3.2		
	TYL	4.2	2.5		
	PNL	3.9	1.4		
Colômbia	TR	10.3	2.5	5.4	1.8
	F.HP	8.8	3.0		
	TYL	9.2	2.6		
	PNL	9.7	3.5		
Filipinas	TR	...	3,5 (01-)	4.9	4.0
	F.HP	...	3.3 (01-)		
	TYL	...	1.7 (01-)		
	PNL	...	2.4		
Indonésia	TR	-8,5 (98-)	4.1	5.7	2.9
	F.HP	-2.4 (98-)	1.2		
	TYL	-6.6 (98-)	3.2		
	PNL	13.0	4.2		
México	TR	6,9 (97-)	4.7	6.2	4.1
	F.HP	4.2 (97-)	4.8		
	TYL	-6.8 (97-)	4.7		
	PNL	10.4	2.9		
Peru	TR	...	-0,3 (03-)	18.3	16.7
	F.HP	...	0.6 (03-)		
	TYL	...	-1.2 (03-)		
	PNL	...	1.2		
Rep. Tcheca	TR	4.2	1.1	3.0	1.9
	F.HP	3.4	1.3		
	TYL	4.2	1.2		



	PNL	4.9	1.2		
Tailândia	TR	...	0.0	3.8	0.5
	F.HP	...	0.3		
	TYL	...	-0.2		
	PNL	...	1.0		
Turquia	TR	-7.2	11.9	-2.0	6.3
	F.HP	-10.1	7.1		
	TYL	-2.2	10.5		
	PNL	22.1	NA		

**Fonte:** Calculado e elaborado pelo autor. \*(Muinhos & Nakane, 2006).

As estimações da TNJ ficaram próximas das calculadas pelo IMF (Tabela 6). O IMF usou dos seguintes filtros estatísticos para calcular a TNJ sobre a TJR *ex-post*: Hodrick-Prescott, Ravn-Uhlig e Christiano-Fitzgerald *time-varying filters*. Tais resultados estiveram mais próximos dos modelos Filtro HP e Taylor Simples. Poucos casos ficaram mais coerentes com as estimações do modelo de dados em painel. Já comparado aos resultados do (Magud & Tsounta, 2012) – em que há modelos baseados na Regra de Taylor e Equilíbrio Geral –, para Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, os valores estimados por dados em painel ficaram mais coerente. Comparado ao trabalho de Muinho e Nakane (Tabela 7) – que estimaram a TNJ a partir de diversas metodologias –, os resultados ficaram em níveis bastante coerentes, exceto o Peru que aparenta um resultado *outlier* no trabalho de Nakane (Muinhos & Nakane, 2006).

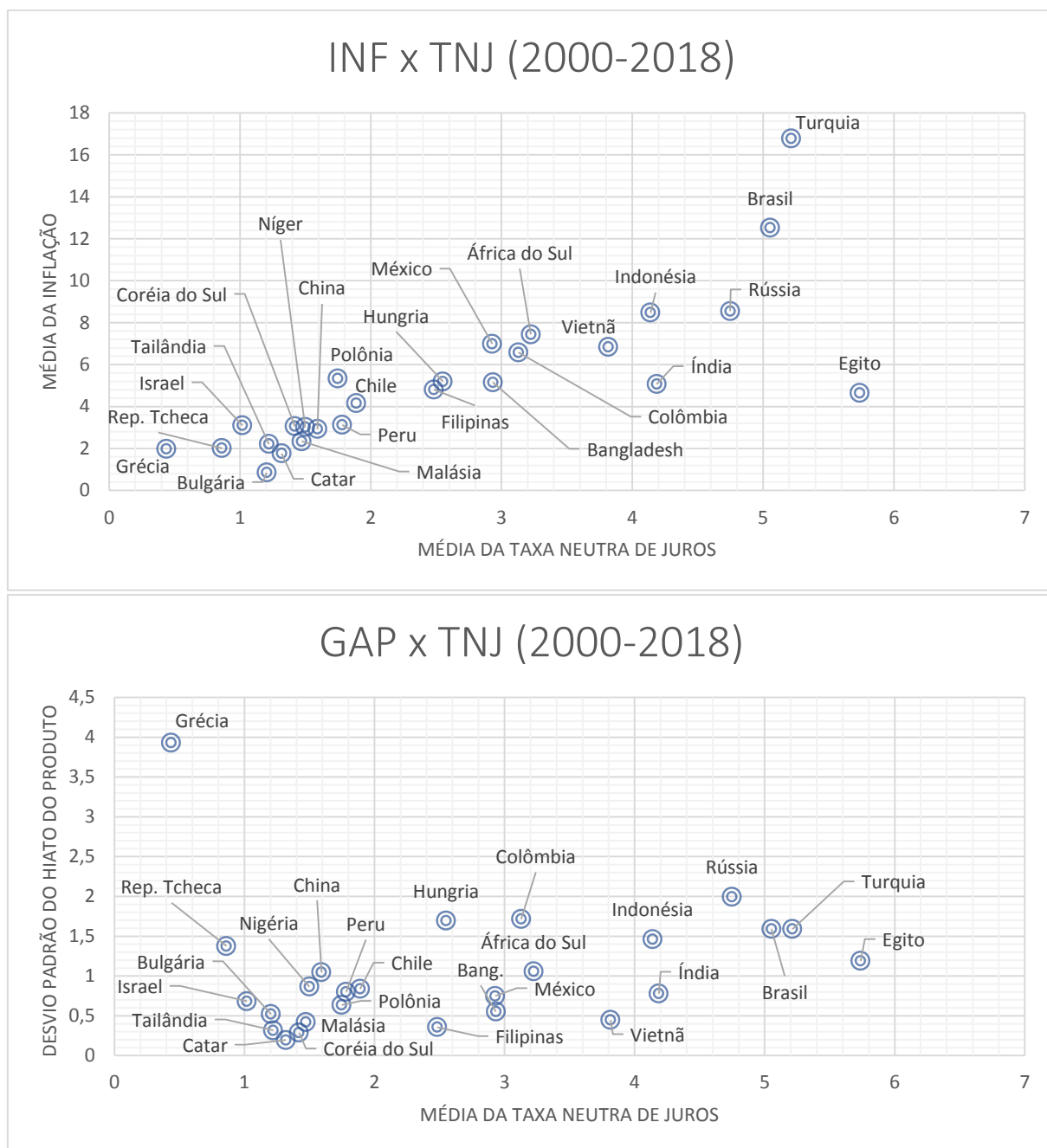


Figure 4 – Gráfico de dispersão da média taxa neutra de juros do modelo de dados em painel frente a média inflação e o desvio padrão do hiato do produto no período de 2000-2018.

De acordo com o Gráfico 6, há uma forte sugestão de que países com maior TNJ apresentam maior nível de inflação, a correlação aferida foi de, aproximadamente, 80%. Já quanto à variância do hiato do produto, a correlação foi fraca (13,5%). O Brasil e Turquia foram os países que apresentaram maior nível médio de inflação e um dos maiores níveis de TNJ.

Tabela 8 – Taxa neutra de juros por região no período de 2000-2018

<b>Região</b>	<b>Média TNJ (% a.a.)</b>
África	3.49
América Latina	2.96
Ásia	2.85
Europa	1.36
Oceania	2.70
Oriente Médio	2.52

**Fonte:** Elaborado pelo autor.

Ao aferir a média da TNJ estimada pelo modelo de dados em painel (Tabela 6), observou-se que países emergentes da África e da América Latina apresentaram maior nível de TNJ. Em contrapartida, economias emergentes presentes na Europa – embora que no leste europeu – apresentaram o menor nível de TNJ.

## 6.2 TAXA DE JUROS NO BRASIL

Como observado (Tabela 3 e Tabela 5), o Brasil possui um dos mais elevados níveis de TJ entre economias emergentes. Porém, os resultados também mostram que a TJ e TNJ caíram ao longo das últimas décadas – acompanhando a tendência das economias emergentes.

Os resultados apontam que a TJNM e TJR diminuíram nas economias emergentes – inclusive no Brasil – ao longo das duas últimas décadas. Todavia, o Brasil permaneceu acima da média dos emergentes em praticamente todo o período avaliado. No período da Crise de 2008, a TJR subiu de 6,65 para 7,74% no Brasil, enquanto a média dos países emergentes caiu – chegando a taxa negativa de -2,5% ao ano. Neste mesmo período, a inflação subiu quase +500 BSP (*Basis Points*) e a TJNM, +100 BPS, na média das economias emergentes; no Brasil, a TJNM subiu +250 BPS, enquanto a inflação aumentou mais brandamente, +240 BPS.

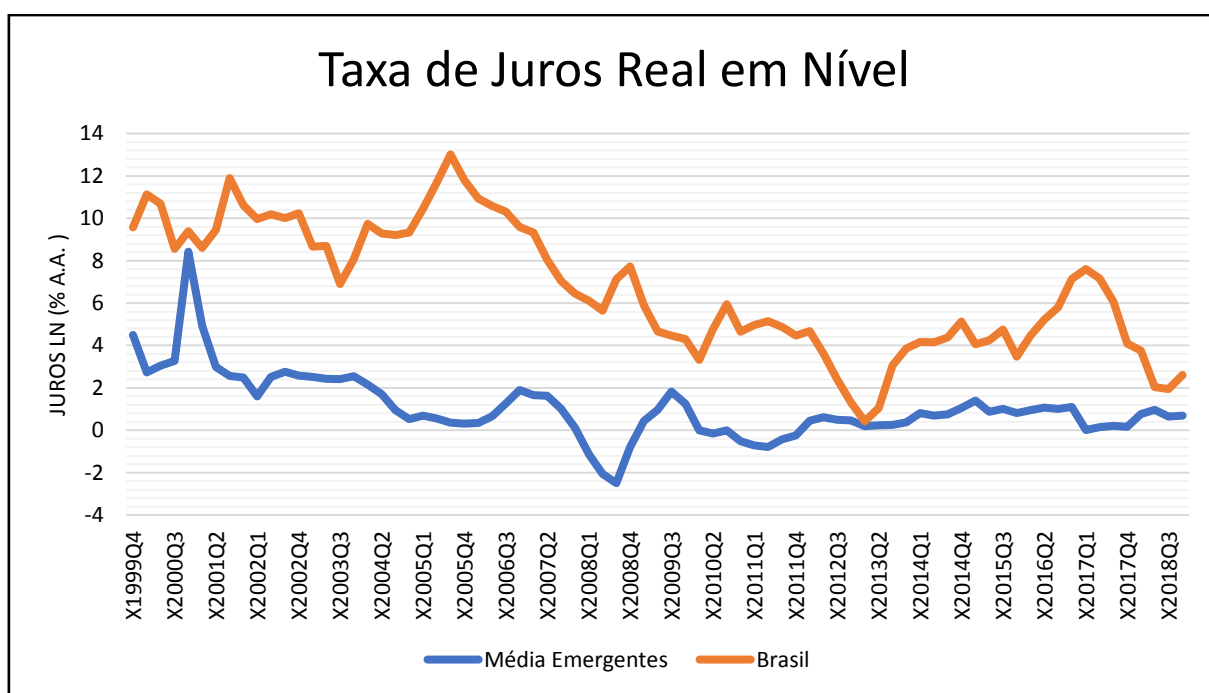


Figure 5 – Comparação entre o nível da taxa de juros real do Brasil e a média da taxa de juros real de economias emergentes em logaritmo natural.

Em 2012, as sequentes quedas da TJNM, porém, sem estar acompanhado de queda na inflação, fez a TJR brasileira cair acentuadamente. Em 2013Q1, a TJR chegou ao nível de 0,42%, enquanto, a média dos emergentes foi de 0,20% – menor *spread* observado. Porém, a queda

não durou, foi acompanhada de uma súbita alta, de modo que a TJR voltou a subir para o nível anterior. Em meio a uma crise política e econômica – com o Brasil desenvolvendo um quadro de recessão –, a credibilidade brasileira caiu<sup>14</sup>, elevando a TJ para níveis muito altos (pico de 13,5% em 2016Q3), em um cenário em que resultou no impeachment da presidente Dilma Rousseff (31 de Agosto de 2016). Este nível caiu com as reformas econômicas implantadas pela equipe econômica do presidente Michel Temer, como o Ministro da Fazenda, Henrique Meirelles. Contudo, o nível da TJR do Brasil permaneceu acima da média dos países emergentes durante todo o período.

Além da TJR ter tido uma tendência descendente entre 1995-2018, as estimações sugerem que a TNJ também possui tendência descendente do nível, com um marco em 1999 apontando uma possível quebra estrutural na TJ do Brasil. Entre 1995-1999, os níveis estiveram entre 10-30% ver Gráfico 4. Níveis consideravelmente elevados e com variações mais acentuadas. Já, a partir de 1993Q2, vê-se uma queda contínua dos níveis e intensidade das variações, apenas com o período entre 2005Q1 e 2006Q3 em níveis consistentemente acima de 10%. A partir de 2008Q4 (ver Gráfico 4), os níveis tendem a ficar abaixo de 8%. Já no período final da série, a partir de 2017, parece haver uma queda considerável, com as estimações do modelo Taylor Simples, colocando a TNJ próximo de 1%, o modelo da Média de 5 anos em torno de 2,5% e, o Filtro HP, em 4%.

---

<sup>14</sup> Em 2014, S&P reduziu a nota de avaliação de risco do Brasil de “BBB” para “BBB-“.

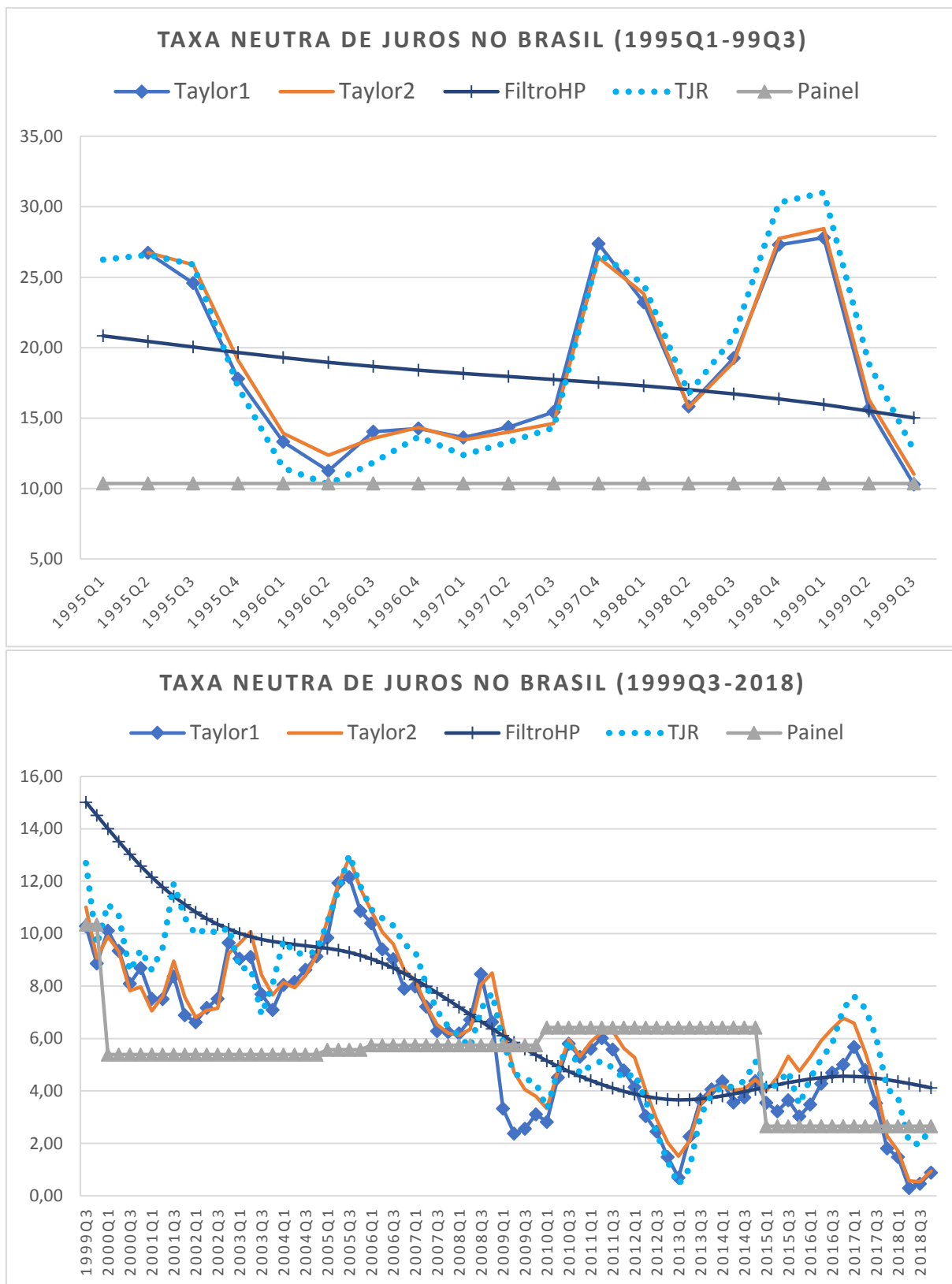


Figure 6 – Comparação trimestral entre a taxa de juros real e as estimativas da taxa neutra de juros do Brasil no período entre 1995Q1-2018Q4. Em pontilhado, a taxa de juros real.

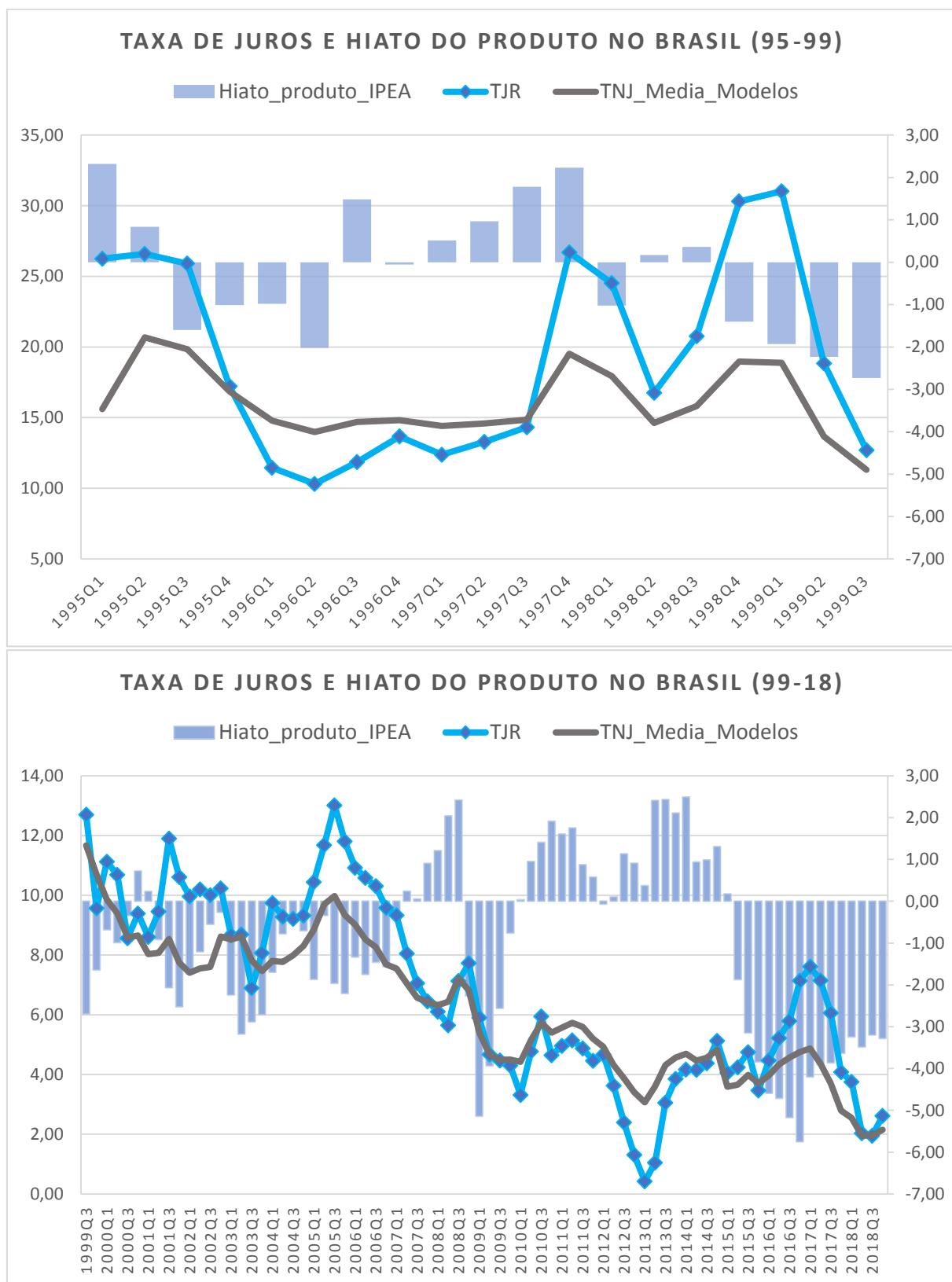


Figure 7 - Comparação trimestral entre a taxa de juros real, a média das estimativas da taxa neutra de juros do Brasil e o hiato do produto no eixo secundário, no período entre 1995Q1-2018Q4. Em pontilhado, a taxa de juros real.

Os modelos calculados com Taylor Simples (TYL e TYL2) ficaram alinhados apesar das diferenças observadas entre as duas estimações do hiato do produto (Gráfico 4). Apenas os períodos 2008Q4-2010Q1 e 2014Q4-2016Q4 o modelo Taylor2 apresentou uma TNJ com um nível um pouco mais elevado, apesar da tendência e inclinação serem semelhantes.

No Gráfico 5, foi criado uma curva como sendo a média entre as TNJ estimadas pelos diferentes modelos, contra a TJR e o hiato do produto estimado pela IPEA. Nos períodos em que se observa  $TJR > TNJ$ , a tendência foi que o hiato do produto caiu, ou ficou negativo; enquanto, nos períodos em que  $TJR < TNJ$ , a tendência foi que o hiato do produto subiu, ou ficou positivo. Os períodos 1997Q4-2007Q3 e 2009Q3-2014Q3 são excelentes exemplos, com este último período indicando uma política econômica expansionista praticada no governo de Dilma. Isto também é um forte indício que as estimações da TNJ estão coerentes com a Teoria Econômica.



## 7. CONCLUSÃO

As estimações da taxa neutra de juros apresentaram consistência com outros as estimações de outros trabalhos. O modelo com dados em painel apresentou, em geral, um nível um pouco mais elevado do que os filtros estatísticos, mostrando grande disparidade em países em que prevaleceram taxa de juros real negativa. Ainda sim, todos os modelos – e a média entre eles – apresentaram uma sólida coerência com a Teoria Economia observado na variação do hiato do produto ao longo do tempo – apesar desta avaliação apenas ter sido efetuada para o Brasil.

A verificação de forte correlação entre as variáveis  $gap_t$  e  $gap_{t-1}$  sugere um questionamento da assertividade do modelo de Regra de Taylor Dinâmica (Judd & Rudebusch, 1998).

Este trabalho aferiu e mostrou que a taxa neutra de juros brasileira tem se mostrado a mais elevada entre os demais países emergentes considerados. O que fornece fortes indícios de que há um problema estrutural na economia brasileira que faz com que a taxa de juros brasileira tenha um nível tão alto. Futuramente, seria importante aferir novamente se as reformas econômicas dos governos de Temer e de Bolsonaro promoveram uma quebra estrutural na economia brasileira que reduza o nível da taxa neutra de juros.

Também foi observado que existe uma forte correlação positiva entre o nível da taxa neutra de juros e o nível médio da inflação. Sendo um outro indicativo da elevada taxa de juros no Brasil. Deste modo, políticas econômicas e ações bem estruturadas pelo BC devem ser adotadas para diminuir e controlar o nível da inflação brasileira.

Outro resultado importante é que a taxa neutra de juros tem diminuído consistentemente ao longo das décadas na maioria dos países, assim como no Brasil. Sobretudo, após o sucesso do Plano Real em 1994.

África do Sul, Brasil, Índia, Indonésia e Rússia, apresentaram os maiores níveis de taxa neutra de juros entre economias emergentes, no período entre 2015-2018. Já as economias da Europa Oriental apresentaram os menores níveis ao longo dos anos. Talvez, uma futura pesquisa possa verificar se a proximidade com os países desenvolvidos, como da Zona do Euro, afeta a taxa neutra de juros doméstica.

## 8. BIBLIOGRAFIA

- Arend, M., & Fonseca, P. C. D. (2012). Brasil (1955-2005): 25 anos de catching up, 25 anos de falling behind. *Revista de Economia Política*, 32(1), 33–54.  
<https://doi.org/10.1590/s0101-31572012000100003>
- Arida, P., Bacha, E., Lara-Resende, A., Giavazzi, F., Goldfajn, I., & Herrera, S. (2005). Credit, interest, and jurisdictional uncertainty: conjectures on the case of Brazil. In *Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003* (pp. 265–293). London: MIT Press Cambridge.
- Augusto, F. V. (2018). *VARIAÇÃO NO TEMPO DA TAXA NEUTRA DE JURO REAL NO BRASIL*. Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas.
- Barbosa, F. H., Camêlo, F. D., & João, I. C. (2016). A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003/2015. *Revista Brasileira de Economia*, 70(4), 399–417.  
<https://doi.org/10.5935/0034-7140.20160021>
- Barcellos Neto, P. C. F. de, & Portugal, M. S. (2009). The natural rate of interest in Brazil between 1999 and 2005. *Revista Brasileira de Economia*, 63(2), 103–118.  
<https://doi.org/10.1590/s0034-71402009000200003>
- Blinder, A. S. (1999). *Central Banking in Theory and Practice*. Massachusetts London, England: MIT Press Cambridge.
- Borges, B. L., & Silva, M. B. da. (2006). Estimando a taxa de juros natural para o Brasil: uma aplicação da metodologia VAR estrutural. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 36(1), 87–114. <https://doi.org/10.1590/s0101-41612006000100004>
- Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147–180.  
<https://doi.org/10.1162/003355300554692>
- Favero, C. A., & Giavazzi, F. (2002). Why are Brazil's Interest Rates so High? *IGIER*, (July 2002), 44. <https://doi.org/10.2139/ssrn.326781>
- Ferreira, R. V. (1987). A análise monetária de Wicksell. *Faculdade de Direito Da Universidade de Coimbra*, 30, 71–155.

- Garcia, M. G. P., & Didier, T. (2003). Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(2), 253–297. Retrieved from <http://www.ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/92>
- Gjedrem, S. (2005). Svein Gjedrem: Experiences with inflation targeting in Norway and other countries. *Centre for Monetary Economics/Norwegian School of Management*, (June), 1–8. Oslo.
- Gorovoi, V., & Linetsky, V. (2004). Black’s model of interest rates as options, eigenfunction expansions and japanese interest rates. *Mathematical Finance*, 14(1), 49–78. <https://doi.org/10.1111/j.0960-1627.2004.00181.x>
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1. <https://doi.org/10.2307/2953682>
- IBGE. (2016). Indicadores IBGE: Contas trimestrais. In *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE*. Retrieved from <http://www.ibge.gov.br/>
- Ichihue, H., & Ueno, Y. (2007). Equilibrium Interest Rate and the Yield Curve in a Low Interest Rate Environment. *Bank of Japan Working Paper Series, No. 07-E-1*, 1–30.
- Jabbour, E. (2008). “Conceito Científico” e os Desafios do Desenvolvimento na China de Hoje. *Conferência Nacional de Política Externa e Política Internacional. O Brasil No Mundo Que Vem Aí*, 161–184.
- Judd, J. P., & Rudebusch, G. D. (1998). Taylor’s Rule and the Fed: 1970 – 1997. *FRBSF Economic Review*, 3(1986), 3–15.
- Laubach, T., & Williams, J. C. (2001). Measuring the Natural Rate of Interest. *Board of Governors of the Federal Reserve System*, (November), 1–26.
- Leonardi, S. R. (2003). *Determinação da Taxa de Juros: uma Aplicação da Regra de Taylor usando estudo de Painel*. UNIVERSIDADE CATÓLICA DE BRASÍLIA - UCB.
- Magud, N. E., & Tsounta, E. (2012). To Cut or Not to Cut? That is the (Central Bank’s) Question: In Search of the Neutral Interest Rate in Latin America. *International Monetary Fund*, 12(243), 47. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2162155>

- McCallum, B. T. (1989). Targets, Indicators, and Instruments of Monetary Policy. *NBER Working Paper Series*, (3047), 1–42.
- Meltzer, A. (1987). Limits of Short-run Stabilization Policy: Presidential Address to the Western Economic Association. *Economic Inquiry*, 25(1), 1–14.
- Miranda, P. C. de, & Muinhos, M. K. (2003). A Taxa de Juros de Equilíbrio - Uma Abordagem Múltipla. *Trabalhos Para Discussão Nº 66*, (66), 1–30.
- Muinhos, M. K., & Nakane, M. I. (2006). Comparing Equilibrium Real Interest Rates - Different Approaches To Measure Brazilian Rates. *Central Bank of Brazil Working Paper No. 101*, 1–22.
- Nakano, Y. (2005, November). O regime monetário , a dívida pública e a alta taxa de juros. *MACROECONOMIA -Conjuntura Econômica*, 10–12.
- Pereira, L. V., Veloso, F., & Bingwen, Z. (2013). *Armadilha da Renda Média: Visões do Brasil e da China* (Primeira E). Rio de Janeiro: Editora FGV.
- Perrelli, R., & Roache, S. (2014). Time-Varying Neutral Interest Rate - The Case of Brazil. *IMF Working Papers*, 14(84), 1. <https://doi.org/10.5089/9781484385210.001>
- Powell, J. H. (2018). Monetary Policy in a Changing Economy. *Changing Market Structure and Implications for Monetary Policy*, 1–17. Kansas City.
- Segura-Ubiergo, A. (2012). The Puzzle of Brazil's High Interest Rates. *IMF Working Papers*, 12(62), 19. <https://doi.org/10.5089/9781463938390.001>
- Souza-Júnior, J. R. de C. (2017). *Produto Potencial e Hiato do Produto: nível atual e projeções para 2018*. Retrieved from [http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/171013\\_cc36\\_NT\\_produto\\_potencial.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/171013_cc36_NT_produto_potencial.pdf)
- Summers, L. H. (2014). U.S. economic prospects: Secular stagnation, hysteresis, and the zero lower bound. *Business Economics*, 49(2), 65–73. <https://doi.org/10.1057/be.2014.13>
- Taylor, J. B. (1993). Discretion practice versus policy rules. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Umez, F. A. (2011). Estimando a Taxa de Juros para o Brasil. *Temas de Economia Aplicada*.

Williams, J. C. (2016). Monetary Policy in a Low R-star World. *FRBSF Economic Letter*, (2016–23).

## 9. APÊNDICE

### APÊNDICE A – PAÍSES EMERGENTES

A lista de países com economias emergentes foi obtida por meio de um mapeamento/uso das seguintes fontes:

- IMF: As of October, 2015.  
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/02/pdf/text.pdf>;
- FTSE: Advanced and Secondary Emerging Markets listed at: "FTSE Annual Country Classification Review". FTSE Group. September 2014. Retrieved 2015-02-04.;
- MSCI: "MSCI Emerging Markets Indexes"  
([http://www.msci.com/products/indexes/country\\_and\\_regional/em/](http://www.msci.com/products/indexes/country_and_regional/em/)). Retrieved 2015-02-02.;
- S&P: "[S&P Dow Jones Indices' 2018 Country Classification Consultation](#)" (PDF).  
*S&P Dow Jones Indices. spice-indices.com. 13 June 2018. Archived from [the original](#) on 9 March 2019. Retrieved 9 March 2019.*;
- EM Bond Index: *J.P. Morgan* (April 1, 2016). "[Emerging Markets Bond Index Monitor March 2016](#)". *J.P. Morgan*. Retrieved April 1, 2016.;
- Dow Jones: "[S&P Dow Jones Indices' 2018 Country Classification Consultation](#)".  
*S&P Dow Jones Indices. spice-indices.com. 13 June 2018. Archived from [the original](#) on 9 March 2019. Retrieved 9 March 2019.*;
- Russell: "[Russell construction methodology](#)". October 2014. Retrieved 2015-02-02.;
- Columbia University EMGP: "[Emerging Market Global Players \(EMGP\)](#)". Retrieved 2015-02-02.

Tabela 9 – Mapeamento de países considerados emergentes por fonte

País	IMF	BRICS & Next Eleven	FTSE	MSCI	S&P	EM bond index	Dow Jones	Russell	EMGP
Argentina	S	...	...	S	...	S	...	...	S
Bangladesh	S	S	...	...	...	S	...	...	...
Brasil	S	S	S	S	S	S	S	S	S
Bulgária	S	...	...	...	...	...	...	...	...
Chile	S	...	S	S	S	S	S	S	S
China	S	S	S	S	S	S	S	S	S

Colômbia	S	...	S	S	S	S	S	S	S
Rep. Tcheca	...	...	S	S	S	S	S	S	...
Egito	...	S	S	S	S	S	S	...	S
Grécia	...	...	S	S	S	...	S	S	...
Hungria	S	...	S	S	S	S	S	S	S
Índia	S	S	S	S	S	S	S	S	S
Indonésia	S	S	S	S	S	S	S	S	...
Iran	...	S	...	...	...	...	...	...	...
Israel	...	...	...	...	...	S	...	...	S
Kuwait	...	...	S	...	...	...	...	...	...
Malásia	S	...	S	S	S	S	S	S	...
Maurícia	...	...	...	...	...	...	...	...	S
México	S	S	S	S	S	S	S	S	S
Nigéria	...	S	...	...	...	S	...	...	...
Omã	...	...	...	...	...	S	...	...	...
Paquistão	S	S	S	S	S	S	...	...	...
Peru	S	...	S	S	S	S	S	S	...
Filipinas	S	S	S	S	S	S	S	S	S
Polônia	S	...	...	S	S	S	S	...	S
Catar	...	...	S	S	S	S	S	...	...
Romênia	S	...	...	...	...	S	...	...	...
Rússia	S	S	S	S	S	S	S	S	S
Arábia Saudita	...	...	S	S	...	...	...	...	...
África do Sul	S	S	S	S	S	S	S	S	S
Coréia do Sul	...	S	...	S	...	...	...	...	S
Taiwan	...	...	S	S	S	S	S	S	S
Tailândia	S	...	S	S	S	S	S	S	S
Turquia	S	S	S	S	S	S	S	S	S
Ucrânia	S	...	...	...	...	S	...	...	...
Emirados Árabes									
Unidos	...	...	S	S	S	S	S	S	S
Venezuela	S	...	...	...	...	S	...	...	...
Vietnã	...	S	...	...	...	S	...	...	...

**Fonte:** Dados elaborados pelo autor.

## APÊNDICE B – TESTE HAUSMAN

Variáveis estimadas no software EViews na regressão com dados em painel:

$d(lr)$   $linf\_med4q$   $gap\_gdp\_ipea\_ln$   $gap\_gdp\_ipea\_ln(-1)$   $lr(-1)$   $d(lr(-1))$   $d(linf\_med4q(-1))$   $d(linf\_med4q)$

A seguir, resultados das estimações e estatísticas aferidos no software EViews.

**1995q1 – 1999q4**

Correlated Random Effects - Hausman Test  
Equation: Untitled  
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	23.796352	7	0.0012

\*\* WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LINF_MED4Q	-0.557689	-0.279130	0.052232	0.2229
GAP_GDP_IPEA_LN	-0.688321	-0.456442	0.754804	0.7895
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	1.650264	1.471222	1.083196	0.8634
LR(-1)	-0.576465	-0.465569	0.000636	0.0000
D(LR(-1))	0.436723	0.421474	0.000184	0.2611
D(LINF_MED4Q(-1))	0.158882	-0.234134	0.041190	0.0528
D(LINF_MED4Q)	-0.021949	-0.224482	0.016709	0.1172

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/24/19 Time: 22:09

Sample (adjusted): 1995Q3 1999Q4

Periods included: 18

Cross-sections included: 17

Total panel (unbalanced) observations: 247

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.04367	3.711702	2.705947	0.0073
LINF_MED4Q	-0.557689	0.240618	-2.317738	0.0214
GAP_GDP_IPEA_LN	-0.688321	2.437868	-0.282345	0.7779
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	1.650264	2.444779	0.675015	0.5004
LR(-1)	-0.576465	0.053813	-10.71241	0.0000
D(LR(-1))	0.436723	0.066135	6.603514	0.0000
D(LINF_MED4Q(-1))	0.158882	0.510233	0.311391	0.7558
D(LINF_MED4Q)	-0.021949	0.523971	-0.041889	0.9666

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.369209	Mean dependent var	0.161741
Adjusted R-squared	0.304150	S.D. dependent var	20.11794
S.E. of regression	16.78191	Akaike info criterion	8.570596
Sum squared resid	62804.06	Schwarz criterion	8.911589
Log likelihood	-1034.469	Hannan-Quinn criter.	8.707882
F-statistic	5.674976	Durbin-Watson stat	2.258112
Prob(F-statistic)	0.000000		



## 2000q1 – 2004q4

### Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	56.866911	7	0.0000

\*\* WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LINF_MED4Q	-0.232213	-0.027062	0.004543	0.0023
GAP_GDP_IPEA_LN	0.555281	0.745782	0.172857	0.6468
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	0.035837	-0.564645	0.167458	0.1423
LR(-1)	-0.680810	-0.464409	0.000879	0.0000
D(LR(-1))	0.054237	-0.009775	0.000116	0.0000
D(LINF_MED4Q(-1))	1.509388	1.699281	0.017908	0.1559
D(LINF_MED4Q)	-2.763291	-2.968302	0.009263	0.0332

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/24/19 Time: 22:10

Sample: 2000Q1 2004Q4

Periods included: 20

Cross-sections included: 23

Total panel (unbalanced) observations: 401

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.377294	0.650516	5.191712	0.0000
LINF_MED4Q	-0.232213	0.075390	-3.080143	0.0022
GAP_GDP_IPEA_LN	0.555281	1.044844	0.531449	0.5954
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	0.035837	1.062726	0.033722	0.9731
LR(-1)	-0.680810	0.048046	-14.17010	0.0000
D(LR(-1))	0.054237	0.030687	1.767398	0.0780
D(LINF_MED4Q(-1))	1.509388	0.339071	4.451538	0.0000
D(LINF_MED4Q)	-2.763291	0.395646	-6.984259	0.0000

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.446048	Mean dependent var	-0.162793
Adjusted R-squared	0.402747	S.D. dependent var	6.261393
S.E. of regression	4.838940	Akaike info criterion	6.063135
Sum squared resid	8687.092	Schwarz criterion	6.361935
Log likelihood	-1185.659	Hannan-Quinn criter.	6.181452
F-statistic	10.30112	Durbin-Watson stat	1.954300
Prob(F-statistic)	0.000000		

## 2005q1 – 2009q4

### Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	78.904899	7	0.0000

\*\* WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LINF_MED4Q	-0.365317	-0.065004	0.001539	0.0000
GAP_GDP_IPEA_LN	0.219041	0.183313	0.001246	0.3114
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	0.113348	-0.151637	0.002267	0.0000
LR(-1)	-0.324022	-0.076133	0.001011	0.0000
D(LR(-1))	0.177621	0.046684	0.000303	0.0000
D(LINF_MED4Q(-1))	1.891842	1.856911	0.004294	0.5940
D(LINF_MED4Q)	-2.120341	-2.160674	0.000658	0.1159

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/24/19 Time: 22:11

Sample: 2005Q1 2009Q4

Periods included: 20

Cross-sections included: 25

Total panel (unbalanced) observations: 489

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.832008	0.241479	7.586625	0.0000
LINF_MED4Q	-0.365317	0.043969	-8.308451	0.0000
GAP_GDP_IPEA_LN	0.219041	0.142946	1.532337	0.1261
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	0.113348	0.145255	0.780336	0.4356
LR(-1)	-0.324022	0.035657	-9.087174	0.0000
D(LR(-1))	0.177621	0.038825	4.574958	0.0000
D(LINF_MED4Q(-1))	1.891842	0.119452	15.83764	0.0000
D(LINF_MED4Q)	-2.120341	0.093817	-22.60078	0.0000

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.648238	Mean dependent var	0.038446
Adjusted R-squared	0.624376	S.D. dependent var	1.869382
S.E. of regression	1.145710	Akaike info criterion	3.173126
Sum squared resid	599.8816	Schwarz criterion	3.447473
Log likelihood	-743.8293	Hannan-Quinn criter.	3.280881
F-statistic	27.16686	Durbin-Watson stat	1.775863

Prob(F-statistic) 0.000000

## 2010q1 – 2014q4

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	67.850423	7	0.0000

\*\* WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LINF_MED4Q	-0.223964	-0.019078	0.001094	0.0000
GAP_GDP_IPEA_LN	-0.053342	0.249676	0.009791	0.0022
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	0.055049	-0.213778	0.008431	0.0034
LR(-1)	-0.297580	-0.101924	0.000671	0.0000
D(LR(-1))	0.071944	-0.023141	0.000170	0.0000
D(LINF_MED4Q(-1))	1.323974	1.340275	0.001796	0.7005
D(LINF_MED4Q)	-1.703187	-1.711743	0.000550	0.7153

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/24/19 Time: 21:57

Sample: 2010Q1 2014Q4

Periods included: 20

Cross-sections included: 26

Total panel (unbalanced) observations: 510

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.013670	0.150944	6.715513	0.0000
LINF_MED4Q	-0.223964	0.035650	-6.282303	0.0000
GAP_GDP_IPEA_LN	-0.053342	0.181006	-0.294700	0.7684
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	0.055049	0.174045	0.316293	0.7519
LR(-1)	-0.297580	0.031783	-9.362780	0.0000
D(LR(-1))	0.071944	0.035455	2.029183	0.0430
D(LINF_MED4Q(-1))	1.323974	0.086146	15.36893	0.0000
D(LINF_MED4Q)	-1.703187	0.090765	-18.76480	0.0000

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.578985	Mean dependent var	-0.005098
Adjusted R-squared	0.550741	S.D. dependent var	1.164371
S.E. of regression	0.780441	Akaike info criterion	2.404602
Sum squared resid	290.5350	Schwarz criterion	2.678593

Log likelihood	-580.1735	Hannan-Quinn criter.	2.512025
F-statistic	20.49925	Durbin-Watson stat	1.741477
Prob(F-statistic)	0.000000		

## 2015q1 – 2018q4

### Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	41.312183	7	0.0000

\*\* WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LINF_MED4Q	-0.142869	-0.002812	0.001106	0.0000
GAP_GDP_IPEA_LN	-0.466949	-0.293360	0.014868	0.1546
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	0.392844	0.305848	0.008078	0.3331
LR(-1)	-0.272535	-0.088194	0.001120	0.0000
D(LR(-1))	0.102483	0.005511	0.000386	0.0000
D(LINF_MED4Q(-1))	1.652828	1.770470	0.003701	0.0531
D(LINF_MED4Q)	-2.175687	-2.214888	0.000779	0.1601

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/24/19 Time: 21:55

Sample: 2015Q1 2018Q4

Periods included: 16

Cross-sections included: 26

Total panel (unbalanced) observations: 411

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.672513	0.150422	4.470852	0.0000
LINF_MED4Q	-0.142869	0.035325	-4.044381	0.0001
GAP_GDP_IPEA_LN	-0.466949	0.219237	-2.129887	0.0338
GAP_GDP_IPEA_LN(-1)	0.392844	0.204867	1.917560	0.0559
LR(-1)	-0.272535	0.040682	-6.699182	0.0000
D(LR(-1))	0.102483	0.040226	2.547681	0.0112
D(LINF_MED4Q(-1))	1.652828	0.129021	12.81050	0.0000
D(LINF_MED4Q)	-2.175687	0.100499	-21.64880	0.0000

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.641211	Mean dependent var	-0.013625
Adjusted R-squared	0.610838	S.D. dependent var	1.267455

S.E. of regression	0.790675	Akaike info criterion	2.445025
Sum squared resid	236.3130	Schwarz criterion	2.767686
Log likelihood	-469.4526	Hannan-Quinn criter.	2.572666
F-statistic	21.11077	Durbin-Watson stat	1.960690
Prob(F-statistic)	0.000000		

## APÊNDICE C – VERIFICAR CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS INDEPENDENTES

Tabela 10 – Correlograma dos regressores da Equação 11

Variável	D(R)	INF	GAP	GAP(-1)	R(-1)	D(R(-1))	D(INF(-1))	D(INF)
D(R)	1							
INF	0.014	1						
GAP	0.013	0.010	1					
GAP(-1)	0.009	0.032	0.974	1				
R(-1)	-0.383	-0.217	-0.022	-0.018	1			
D(R(-1))	0.124	0.009	0.021	0.020	0.355	1		
D(INF(-1))	-0.026	-0.036	0.073	0.084	-0.136	-0.144	1	
D(INF)	-0.125	-0.103	0.083	0.099	-0.040	-0.177	0.735	1

Fonte: Autor.

Tabela 11 – Interpretação proposta por Callegari-Jacques (2003)

Nível de Correlação	Nível de correlação linear
0,0 < p < 0,3	Fraca
0,3 < p < 0,6	Moderada
0,6 < p < 0,9	Forte
0,9 < p < 1,0	Muito forte

Fonte: Elaborado pelo autor.

## APÊNDICE D – HIATO DO PRODUTO

Um comparativo entre o hiato do produto calculado pelo modelo e a série obtida do Ipea para o Brasil. Os dados do Ipea possuem maior variância ( $\sigma = 2,03$ ) que a série gerada pelo modelo ( $\sigma = 1,44$ ), uma consequência disso, foi capturar mais os períodos de queda no hiato. As médias também mostraram uma diferença significativa. Enquanto os dados do Ipea apontam que a economia brasileira esteve 0,88% abaixo do produto potencial (1995-2018), enquanto o modelo apontou somente 0,02% abaixo. Apesar dessas diferenças, a correlação foi razoável, de 71,2%. A tabela 2 contém a análise descritiva dos dados.

Tabela 12 – Estatística descritiva das séries do hiato do produto do Brasil (1995-2018)

Métrica	IPEA	MODELO
Mean	-0.884374	-0.02211
Median	-0.769964	0.038806
Maximum	2.4921	2.286667
Minimum	-5.748434	-3.152152
Std. Dev.	2.033412	1.449684
Skewness	-0.266235	-0.148844
Kurtosis	2.294751	2.215417
Jarque-Bera	3.123598	2.816755
Probability	0.209758	0.24454
Sum	-84.89988	-2.122549
Sum Sq. Dev.	392.8028	199.6506
Observations	96	96

Fonte: Ipea e autor.

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

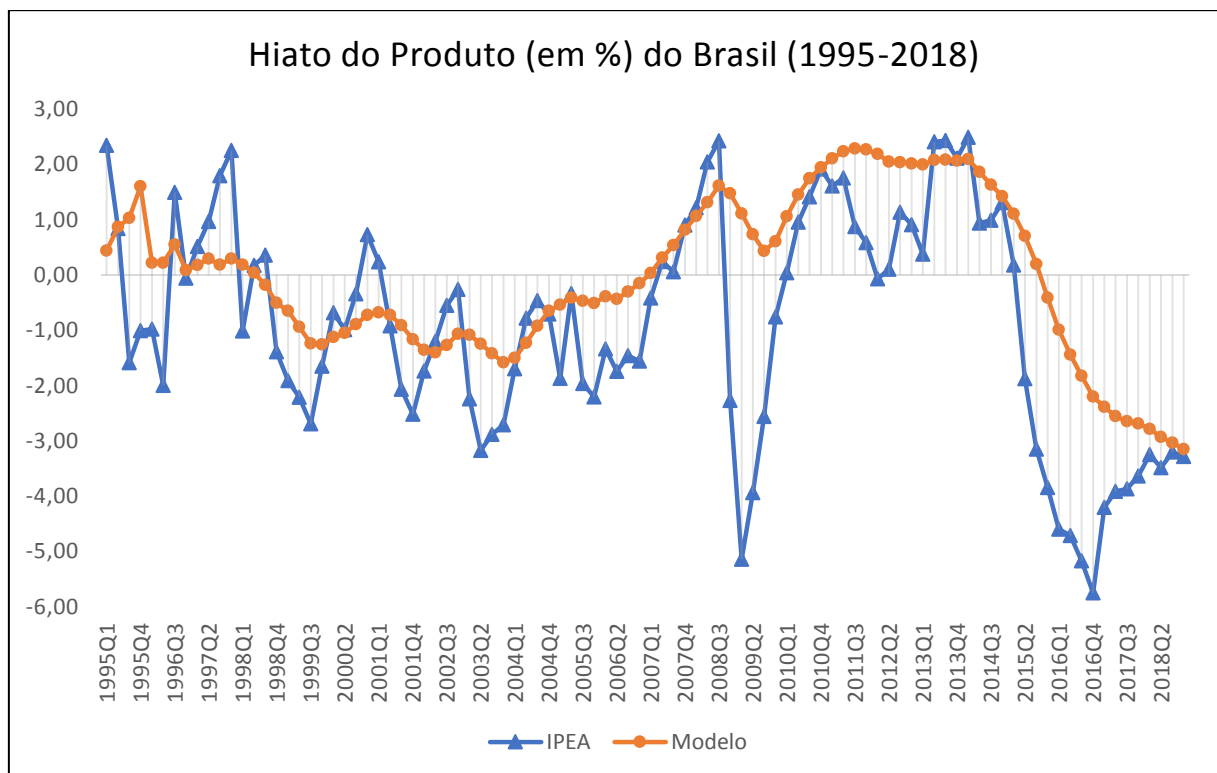


Figure 8 – Hiato do produto (em %) em escala logarítmica natural da economia brasileira entre 1995-2018. A série em azul, com marcador triangular, com maior dispersão, representa a série estimada e divulgada pelo Ipea. A série mais suavizada representa a série estimada pelos resíduos de uma regressão do PIB com tendência linear descrito na Seção 5.3.

O Gráfico 7 mostra que, em ambos os modelos de estimação do hiato do produto, a economia do Brasil ficou abaixo do seu potencial nos períodos 1998Q3-2006Q4 e 2015Q4-2018Q4. Já os períodos 2010Q1-2015Q1, acima do potencial. Enquanto as maiores divergências entre os modelos ocorrem nos períodos 1995Q3-1996Q3 e 2008Q4-2010Q1, em que o Ipea aponta a economia abaixo do potencial, enquanto o modelo apresentou acima. Por estas razões, preferiu-se por utilizar a série estimada pelo IPEA para o cálculo dos modelos Taylor Simples e PaineL.

Não foi observado uma diferença significativa em estimar a taxa neutra de juros para o Brasil com a Regra de Taylor simples com o hiato do produto do modelo e do IPEA. Já para a regressão com dados em painel, houve uma melhora estatística em utilizar a estimativa do IPEA.

## APÊNDICE E – REGRESSÕES COM DADOS EM PAINEL

Resultados das regressões com dados em painel no software EViews:

### 1995q1 – 1999q4

Modelo com todas as variáveis.

Dependent Variable: D(LR)  
Method: Panel Least Squares  
Date: 06/20/19 Time: 20:13  
Sample (adjusted): 1995Q3 1999Q4  
Periods included: 18  
Cross-sections included: 17  
Total panel (unbalanced) observations: 247  
Convergence achieved after 2 iterations  

$$D(LR) = C(1)*C(2) + C(1)*C(3)*LINF\_MED4Q + C(1)*C(4)$$

$$*GAP\_GDP\_IPEA\_LN + C(1)*LR(-1) + C(1)*C(5)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN(-1) + C(6)*D(LR(-1)) + C(6)*D(LINF\_MED4Q(-1)) + C(7)$$

$$*D(LINF\_MED4Q) + C(8)*DRU99Q2 + C(9)*DRU99Q1 + C(10)$$

$$*DRU98Q4 + C(11)*DTURK95Q4 + C(12)*DINDO98Q3 + C(13)$$

$$*DTURK98Q3 + C(14)*DTURK96Q2 + C(15)*DTURK98Q2 + C(16)$$

$$*DBR96Q1 + C(17)*DRU98Q3 + C(18)*DTURK96Q3 + C(19)$$

$$*DBR97Q4 + C(20)*DBR98Q4 + C(21)*DRU97Q3 + C(22)$$

$$*DREPTCHECA97Q2 + C(23)*DINDO99Q4 + C(24)*DBR99Q1 + C(25)$$

$$*DTURK98Q412 + C(26)*DTURK99Q4 + C(27)*DTURK97Q2 + C(28)$$

$$*DMEX98Q3 + C(29)*DMEX98Q4 + C(30)*DBR98Q3 + C(31)$$

$$*DCOL98Q234 + C(32)*DGRE97Q4 + C(33)*DCHILE98Q1 + C(34)$$

$$*DVIET96Q34 + C(35)*DCHILE98Q3 + C(36)*DCHILE97Q3 + C(37)$$

$$*DPOLAND96Q3$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.527699	0.005875	-89.82119	0.0000
C(2)	-8.991654	0.716437	-12.55052	0.0000
C(3)	0.287575	0.045645	6.300260	0.0000
C(4)	0.207662	0.414082	0.501499	0.6166

C(5)	-1.028910	0.416443	-2.470706	0.0143
C(6)	0.151606	0.006233	24.32431	0.0000
C(7)	-0.891751	0.056076	-15.90262	0.0000
C(8)	-271.3091	1.629621	-166.4861	0.0000
C(9)	-114.9389	1.688217	-68.08302	0.0000
C(10)	-68.36942	1.735429	-39.39627	0.0000
C(11)	32.21517	1.497395	21.51414	0.0000
C(12)	-21.15380	1.728698	-12.23684	0.0000
C(13)	19.98034	1.487999	13.42765	0.0000
C(14)	-13.27772	1.497046	-8.869275	0.0000
C(15)	-10.36105	1.496686	-6.922657	0.0000
C(16)	-22.74931	2.072941	-10.97442	0.0000
C(17)	-21.53596	1.732689	-12.42921	0.0000
C(18)	13.41044	1.501482	8.931465	0.0000
C(19)	11.86833	1.491164	7.959103	0.0000
C(20)	11.80892	1.511573	7.812341	0.0000
C(21)	-12.50474	1.423183	-8.786458	0.0000
C(22)	7.615144	1.438101	5.295280	0.0000
C(23)	-10.14673	1.925504	-5.269650	0.0000
C(24)	8.477439	1.481796	5.721058	0.0000
C(25)	10.19098	0.969531	10.51125	0.0000
C(26)	11.22593	1.537624	7.300834	0.0000
C(27)	7.330068	1.486663	4.930552	0.0000
C(28)	7.831266	1.477961	5.298695	0.0000
C(29)	7.614362	1.479378	5.147002	0.0000
C(30)	6.445591	1.467706	4.391610	0.0000
C(31)	5.804396	0.888089	6.535828	0.0000
C(32)	5.095736	1.433055	3.555855	0.0005
C(33)	5.983037	1.445112	4.140190	0.0001
C(34)	4.735735	1.067020	4.438282	0.0000
C(35)	5.408994	1.447710	3.736242	0.0002
C(36)	4.843946	1.441000	3.361518	0.0009
C(37)	-4.169721	1.435030	-2.905669	0.0041

#### Effects Specification

##### Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.996225	Mean dependent var	0.161741
Adjusted R-squared	0.995213	S.D. dependent var	20.11794
S.E. of regression	1.391995	Akaike info criterion	3.686972
Sum squared resid	375.9039	Schwarz criterion	4.439999
Log likelihood	-402.3410	Hannan-Quinn criter.	3.990146
F-statistic	984.4216	Durbin-Watson stat	2.078581
Prob(F-statistic)	0.000000		

Modelo sem a variável GAP\_GDP\_IPEA\_LN.

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/21/19 Time: 02:30

Sample (adjusted): 1995Q3 1999Q4

Periods included: 18

Cross-sections included: 17

Total panel (unbalanced) observations: 247

Convergence achieved after 4 iterations

$$D(LR) = C(2) + C(1)*C(3)*LINF\_MED4Q + C(1)*LR(-1) + C(1)*C(5) \\ *GAP\_GDP\_IPEA\_LN(-1) + C(6)*D(LR(-1)) + C(6)*D(LINF\_MED4Q(-1)) \\ + C(7)*D(LINF\_MED4Q) + C(8)*DRU99Q2 + C(9)*DRU99Q1 + C(10)$$



$*DRU98Q4 + C(11)*DTURK95Q4 + C(12)*DINDO98Q3 + C(13)$   
 $*DTURK98Q3 + C(14)*DTURK96Q2 + C(15)*DTURK98Q2 + C(16)$   
 $*DBR96Q1 + C(17)*DRU98Q3 + C(18)*DTURK96Q3 + C(19)$   
 $*DBR97Q4 + C(20)*DBR98Q4 + C(21)*DRU97Q3 + C(22)$   
 $*DREPTCHECA97Q2 + C(23)*DINDO99Q4 + C(24)*DBR99Q1 + C(25)$   
 $*DTURK98Q412 + C(26)*DTURK99Q4 + C(27)*DTURK97Q2 + C(28)$   
 $*DMEX98Q3 + C(29)*DMEX98Q4 + C(30)*DBR98Q3 + C(31)$   
 $*DCOL98Q234 + C(32)*DGRE97Q4 + C(33)*DCHILE98Q1 + C(34)$   
 $*DVIET96Q34 + C(35)*DCHILE98Q3 + C(36)*DCHILE97Q3 + C(37)$   
 $*DPOLAND96Q3$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	4.774774	0.367553	12.99071	0.0000
C(1)	-0.527447	0.005842	-90.28160	0.0000
C(3)	0.290464	0.045218	6.423715	0.0000
C(5)	-0.853289	0.224984	-3.792659	0.0002
C(6)	0.151341	0.006198	24.41607	0.0000
C(7)	-0.890341	0.055898	-15.92810	0.0000
C(8)	-271.3363	1.625587	-166.9159	0.0000
C(9)	-114.9808	1.682908	-68.32267	0.0000
C(10)	-68.39399	1.731402	-39.50208	0.0000
C(11)	32.23541	1.493975	21.57695	0.0000
C(12)	-21.15693	1.725365	-12.26229	0.0000
C(13)	19.99295	1.484927	13.46393	0.0000
C(14)	-13.31765	1.492052	-8.925723	0.0000
C(15)	-10.35214	1.493705	-6.930511	0.0000
C(16)	-22.68345	2.064797	-10.98580	0.0000
C(17)	-21.50440	1.728218	-12.44311	0.0000
C(18)	13.33049	1.490119	8.945924	0.0000
C(19)	11.78416	1.478832	7.968556	0.0000
C(20)	11.98509	1.467326	8.167980	0.0000
C(21)	-12.59567	1.408864	-8.940301	0.0000
C(22)	7.620016	1.435304	5.308990	0.0000
C(23)	-10.25176	1.910392	-5.366311	0.0000
C(24)	8.545337	1.472756	5.802276	0.0000
C(25)	10.21780	0.966193	10.57532	0.0000
C(26)	11.21946	1.534615	7.310929	0.0000
C(27)	7.290053	1.481665	4.920176	0.0000
C(28)	7.825781	1.475081	5.305324	0.0000
C(29)	7.619643	1.476498	5.160620	0.0000
C(30)	6.411054	1.463270	4.381319	0.0000
C(31)	5.834668	0.884331	6.597835	0.0000
C(32)	5.077807	1.429856	3.551273	0.0005
C(33)	5.941286	1.439937	4.126073	0.0001
C(34)	4.721450	1.064590	4.434995	0.0000
C(35)	5.383181	1.444013	3.727930	0.0003
C(36)	4.801211	1.435711	3.344134	0.0010
C(37)	-4.165537	1.432248	-2.908391	0.0041

#### Effects Specification

##### Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.996220	Mean dependent var	0.161741
Adjusted R-squared	0.995231	S.D. dependent var	20.11794
S.E. of regression	1.389320	Akaike info criterion	3.680169
Sum squared resid	376.3907	Schwarz criterion	4.418988
Log likelihood	-402.5009	Hannan-Quinn criter.	3.977623
F-statistic	1007.588	Durbin-Watson stat	2.078416
Prob(F-statistic)	0.000000		

## 2000q1 – 2005q4

Modelo com todas as variáveis.

Dependent Variable: D(LR)  
Method: Panel Least Squares  
Date: 06/25/19 Time: 14:37  
Sample: 2000Q1 2005Q4 IF COUNTRY<>"Turkey"  
Periods included: 24  
Cross-sections included: 24  
Total panel (unbalanced) observations: 470  
Convergence achieved after 4 iterations  

$$D(LR) = C(2) + C(1)*C(3)*LINF\_MED4Q + C(1)*C(4)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN$$

$$+ C(1)*LR(-1) + C(1)*C(5)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN(-1) + C(6)*D(LR(-1)) +$$

$$C(6)*D(LINF\_MED4Q(-1)) + C(7)*D(LINF\_MED4Q) + C(9)$$

$$*DRU00Q2 + C(10)*DNIG05Q4 + C(11)*DINDO05Q4 + C(12)$$

$$*DQUAT05Q1 + C(13)*DQUAT05Q2 + C(14)*DCOL00Q1 + C(15)$$

$$*DRU01Q4 + C(15)*DRU02Q1 + C(16)*DRU03Q3 + C(17)*DMEX01Q2$$

$$+ C(18)*DAFRIC03Q1 + C(19)*DINDO00Q2 + C(20)*DRU01Q3 + C(21)$$

$$*DRU05Q4 + C(22)*DISR02Q1 + C(24)*DRU04Q2 + C(25)$$

$$*DHUNG03Q1 + C(26)*DVIET04Q2 + C(27)*DAFRIC03Q2 + C(28)$$

$$*DBR00Q1 + C(29)*DMEX03Q2 + C(30)*DVIET03Q1 + C(31)$$

$$*DISR03Q2 + C(32)*DISR02Q3 + C(33)*DBANG04Q3 + C(34)$$

$$*DINDO01Q1 + C(35)*DINDO01Q4 + C(36)*DBR05Q2 + C(37)$$

$$*DMEX04Q1 + C(38)*DQUAT04Q1 + C(39)*DCOL00Q3 + C(40)$$

$$*DINDO02Q2$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.334608	0.125841	2.658966	0.0081
C(1)	-0.133499	0.018956	-7.042702	0.0000
C(3)	0.406029	0.141657	2.866293	0.0044
C(4)	1.838563	1.213052	1.515650	0.1304
C(5)	-2.662452	1.236502	-2.153213	0.0319
C(6)	0.139595	0.006953	20.07800	0.0000
C(7)	-0.590396	0.043884	-13.45363	0.0000
C(9)	-5.506703	0.828495	-6.646637	0.0000
C(10)	6.495034	0.819451	7.926082	0.0000
C(11)	-5.244059	0.806261	-6.504171	0.0000
C(12)	5.106345	0.813581	6.276383	0.0000
C(13)	-4.392531	0.814784	-5.391038	0.0000
C(14)	-5.075393	0.808534	-6.277282	0.0000
C(15)	4.292368	0.586105	7.323545	0.0000
C(16)	4.080603	0.802299	5.086138	0.0000
C(17)	-2.791712	0.805471	-3.465939	0.0006
C(18)	3.087431	0.803634	3.841838	0.0001
C(19)	-3.073352	0.840664	-3.655865	0.0003
C(20)	3.445589	0.816022	4.222421	0.0000
C(21)	3.474765	0.809098	4.294615	0.0000
C(22)	-2.745171	0.797373	-3.442770	0.0006
C(24)	5.428091	0.799867	6.786246	0.0000
C(25)	-2.866689	0.798483	-3.590170	0.0004
C(26)	-1.980548	0.792899	-2.497856	0.0129
C(27)	2.430413	0.800359	3.036654	0.0025

C(28)	2.526775	0.813359	3.106595	0.0020
C(29)	-1.892195	0.793517	-2.384569	0.0176
C(30)	2.527881	0.792333	3.190430	0.0015
C(31)	2.240514	0.798412	2.806211	0.0053
C(32)	2.461833	0.798110	3.084579	0.0022
C(33)	2.299584	0.797114	2.884886	0.0041
C(34)	2.754848	0.805721	3.419107	0.0007
C(35)	2.548681	0.801124	3.181383	0.0016
C(36)	1.747211	0.836327	2.089148	0.0373
C(37)	1.938363	0.800770	2.420624	0.0159
C(38)	-2.366743	0.809344	-2.924272	0.0036
C(39)	1.524199	0.798188	1.909573	0.0569
C(40)	1.956070	0.801498	2.440518	0.0151

#### Effects Specification

##### Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.806209	Mean dependent var	-0.155021
Adjusted R-squared	0.777780	S.D. dependent var	1.642724
S.E. of regression	0.774384	Akaike info criterion	2.447058
Sum squared resid	245.2650	Schwarz criterion	2.986030
Log likelihood	-514.0586	Hannan-Quinn criter.	2.659103
F-statistic	28.35871	Durbin-Watson stat	1.855919
Prob(F-statistic)	0.000000		

Modelo sem a variável GAP\_GDP\_IPEA\_LN.

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/21/19 Time: 02:32

Sample: 2000Q1 2005Q4 IF COUNTRY<>"Turkey"

Periods included: 24

Cross-sections included: 24

Total panel (unbalanced) observations: 470

Convergence achieved after 4 iterations

$D(LR) = C(2) + C(1)*C(3)*LINF\_MED4Q + C(1)*LR(-1) + C(1)*C(5)$   
 $*GAP\_GDP\_IPEA\_LN(-1) + C(6)*D(LR(-1)) + C(6)*D(LINF\_MED4Q(-1))$   
 $+ C(7)*D(LINF\_MED4Q) + C(9)*DRU00Q2 + C(10)*DNIG05Q4 +$   
 $+ C(11)*DINDO05Q4 + C(12)*DQUAT05Q1 + + C(13)*DQUAT05Q2 +$   
 $+ C(14)*DCOL00Q1 + C(15)*DRU01Q4 + C(15)*DRU02Q1 + C(16)$   
 $*DRU03Q3 + C(17)*DMEX01Q2 + C(18)*DAFRIC03Q1 + C(19)$   
 $*DINDO00Q2 + C(20)*DRU01Q3 + C(21)*DRU05Q4 + C(22)$   
 $*DISR02Q1 + C(24)*DRU04Q2 + C(25)*DHUNG03Q1 + C(26)$   
 $*DVIET04Q2 + C(27)*DAFRIC03Q2 + C(28)*DBR00Q1 + C(29)$   
 $*DMEX03Q2 + C(30)*DVIET03Q1 + C(31)*DISR03Q2 + C(32)$   
 $*DISR02Q3 + C(33)*DBANG04Q3 + C(34)*DINDO01Q1 + C(35)$   
 $*DINDO01Q4 + C(36)*DBR05Q2 + C(37)*DMEX04Q1 + C(38)$   
 $*DQUAT04Q1 + C(39)*DCOL00Q3 + C(40)*DINDO02Q2$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.330527	0.126016	2.622894	0.0090
C(1)	-0.131212	0.018927	-6.932612	0.0000
C(3)	0.411540	0.144240	2.853153	0.0045
C(5)	-0.938317	0.410502	-2.285779	0.0228
C(6)	0.140192	0.006953	20.16331	0.0000

C(7)	-0.582913	0.043679	-13.34534	0.0000
C(9)	-5.458987	0.829242	-6.583108	0.0000
C(10)	6.466401	0.820560	7.880477	0.0000
C(11)	-5.257384	0.807516	-6.510560	0.0000
C(12)	5.121634	0.814834	6.285496	0.0000
C(13)	-4.400375	0.816084	-5.392059	0.0000
C(14)	-5.124853	0.809189	-6.333324	0.0000
C(15)	4.397385	0.582987	7.542851	0.0000
C(16)	4.077430	0.803593	5.073999	0.0000
C(17)	-2.770541	0.806653	-3.434616	0.0007
C(18)	3.094248	0.804920	3.844169	0.0001
C(19)	-2.995272	0.840459	-3.563851	0.0004
C(20)	3.482281	0.816986	4.262352	0.0000
C(21)	3.376008	0.807806	4.179229	0.0000
C(22)	-2.652422	0.796335	-3.330785	0.0009
C(24)	5.398909	0.800930	6.740801	0.0000
C(25)	-2.858218	0.799754	-3.573873	0.0004
C(26)	-1.993722	0.794133	-2.510563	0.0124
C(27)	2.451410	0.801534	3.058400	0.0024
C(28)	2.256491	0.795101	2.837992	0.0048
C(29)	-1.878517	0.794748	-2.363663	0.0186
C(30)	2.528975	0.793613	3.186662	0.0015
C(31)	2.315134	0.798200	2.900444	0.0039
C(32)	2.520472	0.798472	3.156621	0.0017
C(33)	2.305701	0.798392	2.887930	0.0041
C(34)	2.742591	0.806983	3.398571	0.0007
C(35)	2.610479	0.801391	3.257434	0.0012
C(36)	1.341749	0.794232	1.689366	0.0919
C(37)	1.890583	0.801450	2.358953	0.0188
C(38)	-2.371339	0.810646	-2.925245	0.0036
C(39)	1.503274	0.799360	1.880597	0.0607
C(40)	1.977207	0.802673	2.463278	0.0142

---

Effects Specification

---

Cross-section fixed (dummy variables)

---

R-squared	0.805107	Mean dependent var	-0.155021
Adjusted R-squared	0.777061	S.D. dependent var	1.642724
S.E. of regression	0.775635	Akaike info criterion	2.448474
Sum squared resid	246.6600	Schwarz criterion	2.978610
Log likelihood	-515.3914	Hannan-Quinn criter.	2.657043
F-statistic	28.70708	Durbin-Watson stat	1.860971
Prob(F-statistic)	0.000000		

---

**2005q1 – 2009q4**

Modelo com todas as variáveis.

Dependent Variable: D(LR)  
Method: Panel Least Squares  
Date: 06/20/19 Time: 18:11  
Sample: 2005Q1 2009Q4  
Periods included: 20  
Cross-sections included: 25  
Total panel (unbalanced) observations: 489  
Convergence achieved after 4 iterations

$$D(LR) = C(1)*C(2) + C(1)*C(3)*LINF\_MED4Q + C(1)*C(4)$$

$$*GAP\_GDP\_IPEA\_LN + C(1)*LR(-1) + C(1)*C(5)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN(-1) + C(6)*D(LR(-1)) + C(6)*D(LINF\_MED4Q(-1)) + C(7)$$

$$*D(LINF\_MED4Q) + C(8)*DRU08Q4 + C(9)*DQUAT09Q1 + C(10)$$

$$*DQUAT05Q1 + C(11)*DINDO05Q4 + C(12)*DNIG05Q4 + C(13)$$

$$*DBULG07Q3 + C(14)*DRU09Q2 + C(15)*DTURK09Q3 + C(16)$$

$$*DBR05Q1 + C(17)*DINDO06Q4 + C(18)*DINDO07Q1 + C(19)$$

$$*DNIG08Q3 + C(20)*DTURK09Q4 + C(21)*DQUAT05Q2 + C(22)$$

$$*DINDO06Q1 + C(23)*DVIET09Q1 + C(24)*DCHI08Q1 + C(27)$$

$$*DBANG08Q4 + C(28)*DQUAT08Q2 + C(29)*DMAL09Q4 + C(30)$$

$$*DPHIL09Q4 + C(31)*DTHAI08Q4 + C(32)*DTHAI09Q4 + C(33)$$

$$*DNIG09Q1 + C(34)*DCHI07Q3$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.321079	0.032286	-9.944745	0.0000
C(2)	-2.718432	0.519187	-5.235936	0.0000
C(3)	0.486485	0.094078	5.171076	0.0000
C(4)	-0.619271	0.402125	-1.539997	0.1243
C(5)	0.154308	0.404456	0.381520	0.7030
C(6)	0.322207	0.033650	9.575320	0.0000
C(7)	-0.869125	0.052710	-16.48888	0.0000
C(8)	10.36122	1.043336	9.930856	0.0000
C(9)	7.531072	1.053431	7.149085	0.0000
C(10)	4.581947	1.033687	4.432625	0.0000
C(11)	-4.758261	1.034830	-4.598108	0.0000
C(12)	5.483867	1.038326	5.281450	0.0000
C(13)	-4.921995	1.031177	-4.773183	0.0000
C(14)	-5.113036	1.070258	-4.777387	0.0000
C(15)	-2.789403	1.044984	-2.669326	0.0079
C(16)	2.602753	1.034163	2.516772	0.0122
C(17)	4.389873	1.044291	4.203686	0.0000
C(18)	-3.754293	1.044344	-3.594881	0.0004
C(19)	-3.708886	1.040018	-3.566176	0.0004
C(20)	-2.782043	1.053315	-2.641226	0.0086
C(21)	-4.377633	1.048441	-4.175372	0.0000
C(22)	4.030448	1.042085	3.867676	0.0001
C(23)	4.016671	1.055787	3.804432	0.0002
C(24)	-3.252294	1.025303	-3.172032	0.0016
C(27)	3.280335	1.026542	3.195518	0.0015
C(28)	-3.413706	1.030844	-3.311565	0.0010
C(29)	-2.748968	1.023277	-2.686436	0.0075
C(30)	-2.626588	1.021016	-2.572525	0.0104
C(31)	2.719069	1.026384	2.649174	0.0084
C(32)	-2.597556	1.028577	-2.525387	0.0119
C(33)	3.527030	1.054191	3.345721	0.0009
C(34)	-3.019013	1.024379	-2.947164	0.0034

#### Effects Specification

##### Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.749473	Mean dependent var	0.038446
Adjusted R-squared	0.717651	S.D. dependent var	1.869382
S.E. of regression	0.993325	Akaike info criterion	2.931896
Sum squared resid	427.2386	Schwarz criterion	3.412003
Log likelihood	-660.8486	Hannan-Quinn criter.	3.120467
F-statistic	23.55195	Durbin-Watson stat	1.978269
Prob(F-statistic)	0.000000		

Modelo sem a variável GAP\_GDP\_IPEA\_LN(-1).

Dependent Variable: D(LR)  
Method: Panel Least Squares  
Date: 06/21/19 Time: 02:56  
Sample: 2005Q1 2009Q4  
Periods included: 20  
Cross-sections included: 25  
Total panel (unbalanced) observations: 489  
Convergence achieved after 4 iterations  

$$D(LR) = C(2) + C(1)*C(3)*LINF\_MED4Q + C(1)*C(4)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN +$$

$$C(1)*LR(-1) + C(6)*D(LR(-1)) + C(6)*D(LINF\_MED4Q(-1)) + C(7)$$

$$*D(LINF\_MED4Q) + C(8)*DRU08Q4 + C(9)*DQUAT09Q1 + C(10)$$

$$*DQUAT05Q1 + C(11)*DINDO05Q4 + C(12)*DNIG05Q4 + C(13)$$

$$*DBULG07Q3 + C(14)*DRU09Q2 + C(15)*DTURK09Q3 + C(16)$$

$$*DBR05Q1 + C(17)*DINDO06Q4 + C(18)*DINDO07Q1 + C(19)$$

$$*DNIG08Q3 + C(20)*DTURK09Q4 + C(21)*DQUAT05Q2 + C(22)$$

$$*DINDO06Q1 + C(23)*DVIET09Q1 + C(24)*DCHI08Q1 + C(27)$$

$$*DBANG08Q4 + C(28)*DQUAT08Q2 + C(29)*DMAL09Q4 + C(30)$$

$$*DPHIL09Q4 + C(31)*DTHAI08Q4 + C(32)*DTHAI09Q4 + C(33)$$

$$*DNIG09Q1 + C(34)*DCHI07Q3$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.885976	0.219998	4.027197	0.0001
C(1)	-0.322605	0.032009	-10.07866	0.0000
C(3)	0.492537	0.091921	5.358278	0.0000
C(4)	-0.484437	0.189795	-2.552427	0.0110
C(6)	0.321801	0.033600	9.577404	0.0000
C(7)	-0.867631	0.052514	-16.52190	0.0000
C(8)	10.31758	1.036097	9.958125	0.0000
C(9)	7.532176	1.052392	7.157196	0.0000
C(10)	4.574178	1.032473	4.430314	0.0000
C(11)	-4.757191	1.033809	-4.601615	0.0000
C(12)	5.491620	1.037109	5.295123	0.0000
C(13)	-4.927136	1.030076	-4.783273	0.0000
C(14)	-5.158420	1.062653	-4.854284	0.0000
C(15)	-2.796875	1.043775	-2.679576	0.0077
C(16)	2.553716	1.025224	2.490887	0.0131
C(17)	4.404429	1.042576	4.224564	0.0000
C(18)	-3.733610	1.041926	-3.583372	0.0004
C(19)	-3.700094	1.038743	-3.562088	0.0004
C(20)	-2.778376	1.052236	-2.640449	0.0086
C(21)	-4.375017	1.047389	-4.177072	0.0000
C(22)	4.026443	1.041009	3.867829	0.0001
C(23)	4.026865	1.054415	3.819050	0.0002
C(24)	-3.257569	1.024203	-3.180590	0.0016
C(27)	3.277341	1.025504	3.195835	0.0015
C(28)	-3.409703	1.029778	-3.311106	0.0010
C(29)	-2.739447	1.021970	-2.680555	0.0076
C(30)	-2.621547	1.019927	-2.570327	0.0105
C(31)	2.708514	1.025006	2.642437	0.0085
C(32)	-2.591199	1.027433	-2.522014	0.0120
C(33)	3.509462	1.052161	3.335480	0.0009
C(34)	-3.008864	1.023031	-2.941128	0.0034

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.749388	Mean dependent var	0.038446
Adjusted R-squared	0.718206	S.D. dependent var	1.869382
S.E. of regression	0.992348	Akaike info criterion	2.928146
Sum squared resid	427.3838	Schwarz criterion	3.399679
Log likelihood	-660.9316	Hannan-Quinn criter.	3.113350
F-statistic	24.03260	Durbin-Watson stat	1.974858
Prob(F-statistic)	0.000000		

## 2010q1 – 2014q4

Modelo com todas as variáveis.

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/21/19 Time: 02:17

Sample: 2010Q1 2014Q4

Periods included: 20

Cross-sections included: 26

Total panel (unbalanced) observations: 510

Convergence achieved after 2 iterations

$D(LR) = C(2) + C(1)*C(3)*LINF\_MED4Q + C(1)*C(4)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN +$   
 $C(1)*C(5)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN(-1) + C(1)*LR(-1) + C(6)*D(LR(-1)) +$   
 $C(6)*D(LINF\_MED4Q(-1)) + C(7)*D(LINF\_MED4Q) + C(8)$   
 $*DTURK10Q4 + C(9)*DTURK14Q1 + C(10)*DTURK11Q3 + C(11)$   
 $*DTURK11Q2 + C(12)*DTURK11Q4 + C(13)*DCHILE10Q1 +$   
 $C(14)*DEGY14Q3 + C(15)*DBANG11Q1 + C(16)*DIND10Q1 +$   
 $C(17)*DIND12Q2 + C(18)*DIND14Q1 + C(18)*DINDO14Q3 +$   
 $C(19)*DVIET11Q2 + C(20)*DVIET11Q4 + C(21)*DRU10Q4 + C(22)$   
 $*DRU11Q1 + C(23)*DRU11Q2 + C(24)*DRU14Q4 + C(25)$   
 $*DBULG12Q3 + C(27)*DEGY13Q1 + C(28)*DBR13Q1 + C(32)$   
 $*DBR12Q4 + C(29)*DTURK13Q1 + C(30)*DTURK13Q3 + C(31)$   
 $*DTURK10Q1 + C(33)*DPERU10Q1 + C(34)*DEGY13Q4 + C(35)$   
 $*DRU10Q3 + C(36)*DCHILE14Q4 + C(37)*DQUAT10Q2 + C(38)$   
 $*DVIET12Q2 + C(39)*DNIG11Q1 + C(40)*DBANG10Q4 + C(41)$   
 $*DRU10Q2 + C(42)*DIND13Q4 + C(43)*DINDO13Q3 + C(44)$   
 $*DQUAT10Q4 + C(45)*DNIG13Q3 + C(46)*DIND10Q4 + C(47)$   
 $*DNIG12Q2$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	1.104477	0.132913	8.309802	0.0000
C(1)	-0.491538	0.026864	-18.29718	0.0000
C(3)	0.443123	0.051781	8.557552	0.0000
C(4)	0.226807	0.307262	0.738155	0.4608
C(5)	2.22E-05	0.297775	7.45E-05	0.9999
C(6)	0.347009	0.027345	12.69010	0.0000
C(7)	-0.786616	0.057082	-13.78046	0.0000
C(8)	-4.363782	0.658421	-6.627642	0.0000
C(9)	2.743286	0.655268	4.186508	0.0000
C(10)	1.742082	0.658111	2.647094	0.0084
C(11)	-3.859366	0.660249	-5.845316	0.0000
C(12)	-3.679363	0.659363	-5.580178	0.0000
C(13)	-3.086841	0.651325	-4.739329	0.0000
C(14)	-3.330673	0.658990	-5.054207	0.0000

C(15)	-2.758935	0.645288	-4.275507	0.0000
C(16)	-2.739449	0.661744	-4.139743	0.0000
C(17)	-2.624436	0.652483	-4.022228	0.0001
C(18)	2.684343	0.458131	5.859337	0.0000
C(19)	-3.134540	0.668722	-4.687357	0.0000
C(20)	3.215501	0.678401	4.739821	0.0000
C(21)	-3.152092	0.653795	-4.821224	0.0000
C(22)	-3.580162	0.661757	-5.410085	0.0000
C(23)	-2.874957	0.670237	-4.289462	0.0000
C(24)	2.012471	0.661627	3.041702	0.0025
C(25)	-2.131188	0.641938	-3.319928	0.0010
C(27)	-2.594686	0.658777	-3.938637	0.0001
C(28)	-1.808365	0.656996	-2.752475	0.0062
C(32)	-1.695226	0.649103	-2.611643	0.0093
C(29)	-2.178898	0.655704	-3.322991	0.0010
C(30)	-2.014931	0.653056	-3.085386	0.0022
C(31)	-1.927406	0.665437	-2.896452	0.0040
C(33)	-1.505927	0.646182	-2.330498	0.0202
C(34)	-1.973919	0.659392	-2.993546	0.0029
C(35)	-2.050786	0.651559	-3.147505	0.0018
C(36)	-1.631004	0.645346	-2.527332	0.0118
C(37)	2.191558	0.675124	3.246155	0.0013
C(38)	1.823134	0.678664	2.686358	0.0075
C(39)	-2.315483	0.650313	-3.560565	0.0004
C(40)	-1.990407	0.644706	-3.087311	0.0021
C(41)	-1.805980	0.649400	-2.780998	0.0057
C(42)	-1.798447	0.650954	-2.762785	0.0060
C(43)	-1.703225	0.642703	-2.650099	0.0083
C(44)	1.912805	0.664385	2.879063	0.0042
C(45)	-2.129842	0.645437	-3.299844	0.0010
C(46)	-1.877795	0.653588	-2.873057	0.0043
C(47)	-1.942066	0.650053	-2.987549	0.0030

---

Effects Specification

---

Cross-section fixed (dummy variables)

---

R-squared	0.751695	Mean dependent var	-0.005098
Adjusted R-squared	0.712102	S.D. dependent var	1.164371
S.E. of regression	0.624756	Akaike info criterion	2.025610
Sum squared resid	171.3507	Schwarz criterion	2.615106
Log likelihood	-445.5305	Hannan-Quinn criter.	2.256731
F-statistic	18.98555	Durbin-Watson stat	1.889237
Prob(F-statistic)	0.000000		

---

Modelo sem a variável GAP\_GDP\_IPEA\_LN(-1).

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/24/19 Time: 21:43

Sample: 2010Q1 2014Q4

Periods included: 20

Cross-sections included: 26

Total panel (unbalanced) observations: 510

Convergence achieved after 4 iterations

$$\begin{aligned}
 D(LR) = & C(2) + C(1)*C(3)*LINF\_MED4Q + C(1)*C(4)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN \\
 & + C(1)*LR(-1) + C(6)*D(LR(-1)) + C(6)*D(LINF\_MED4Q(-1)) + C(7) \\
 & *D(LINF\_MED4Q) + C(8)*DTURK10Q4 + C(9)*DTURK14Q1 + C(10) \\
 & *DTURK11Q3 + C(11)*DTURK11Q2 + C(12)*DTURK11Q4 + C(13)
 \end{aligned}$$



\*DCHILE10Q1 +C(14)\*DEGY14Q3 +C(15)\*DBANG11Q1 +  
 C(16)\*DIND10Q1 + C(17)\*DIND12Q2 + C(18)\*DIND14Q1 +C(18)  
 \*DINDO14Q3 + C(19)\*DVIET11Q2 + C(20)\*DVIET11Q4 +C(21)  
 \*DRU10Q4 + C(22)\*DRU11Q1 + C(23)\*DRU11Q2 + C(24)\*DRU14Q4  
 +C(25)\*DBULG12Q3 + C(27)\*DEGY13Q1 +C(28)\*DBR13Q1 +  
 C(32)\*DBR12Q4 +C(29)\*DTURK13Q1 + C(30)\*DTURK13Q3 +  
 C(31)\*DTURK10Q1 +C(33)\*DPERU10Q1 + C(34)\*DEGY13Q4 +  
 C(35)\*DRU10Q3 + C(36)\*DCHILE14Q4 +C(37)\*DQUAT10Q2 +  
 C(38)\*DVIET12Q2 + C(39)\*DNIG11Q1 + C(40)\*DBANG10Q4 + C(41)  
 \*DRU10Q2 + C(42)\*DIND13Q4 + C(43)\*DINDO13Q3 + C(44)  
 \*DQUAT10Q4 + C(45)\*DNIG13Q3 + C(46)\*DIND10Q4 + C(47)  
 \*DNIG12Q2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	1.104479	0.128869	8.570566	0.0000
C(1)	-0.491538	0.026423	-18.60239	0.0000
C(3)	0.443123	0.050447	8.784004	0.0000
C(4)	0.226829	0.079195	2.864176	0.0044
C(6)	0.347009	0.027310	12.70635	0.0000
C(7)	-0.786616	0.057002	-13.79991	0.0000
C(8)	-4.363778	0.655486	-6.657312	0.0000
C(9)	2.743286	0.654523	4.191273	0.0000
C(10)	1.742084	0.656913	2.651923	0.0083
C(11)	-3.859363	0.658604	-5.859911	0.0000
C(12)	-3.679362	0.658297	-5.589209	0.0000
C(13)	-3.086845	0.648982	-4.756438	0.0000
C(14)	-3.330671	0.657721	-5.063956	0.0000
C(15)	-2.758934	0.644494	-4.280775	0.0000
C(16)	-2.739446	0.659561	-4.153440	0.0000
C(17)	-2.624438	0.651414	-4.028830	0.0001
C(18)	2.684343	0.457606	5.866063	0.0000
C(19)	-3.134538	0.667246	-4.697727	0.0000
C(20)	3.215503	0.676884	4.750449	0.0000
C(21)	-3.152091	0.652937	-4.827560	0.0000
C(22)	-3.580163	0.660815	-5.417801	0.0000
C(23)	-2.874958	0.669266	-4.295689	0.0000
C(24)	2.012470	0.660720	3.045877	0.0025
C(25)	-2.131189	0.641176	-3.323877	0.0010
C(27)	-2.594688	0.657354	-3.947168	0.0001
C(28)	-1.808373	0.646227	-2.798355	0.0054
C(32)	-1.695231	0.644949	-2.628473	0.0089
C(29)	-2.178897	0.654652	-3.328330	0.0009
C(30)	-2.014930	0.652069	-3.090056	0.0021
C(31)	-1.927404	0.664482	-2.900613	0.0039
C(33)	-1.505926	0.645414	-2.333271	0.0201
C(34)	-1.973920	0.658499	-2.997607	0.0029
C(35)	-2.050785	0.650645	-3.151928	0.0017
C(36)	-1.631006	0.644015	-2.532557	0.0117
C(37)	2.191552	0.669588	3.272986	0.0011
C(38)	1.823137	0.676974	2.693069	0.0074
C(39)	-2.315485	0.648516	-3.570434	0.0004
C(40)	-1.990407	0.643949	-3.090940	0.0021
C(41)	-1.805979	0.648366	-2.785433	0.0056
C(42)	-1.798446	0.650058	-2.766591	0.0059
C(43)	-1.703226	0.641944	-2.653230	0.0083
C(44)	1.912805	0.663624	2.882362	0.0041
C(45)	-2.129843	0.644576	-3.304252	0.0010
C(46)	-1.877793	0.651983	-2.880124	0.0042
C(47)	-1.942061	0.646872	-3.002236	0.0028

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.751695	Mean dependent var	-0.005098
Adjusted R-squared	0.712756	S.D. dependent var	1.164371
S.E. of regression	0.624046	Akaike info criterion	2.021688
Sum squared resid	171.3507	Schwarz criterion	2.602882
Log likelihood	-445.5305	Hannan-Quinn criter.	2.249555
F-statistic	19.30457	Durbin-Watson stat	1.889237
Prob(F-statistic)	0.000000		

2015q1 – 2018q4

Dependent Variable: D(LR)

Method: Panel Least Squares

Date: 06/21/19 Time: 02:51

Sample: 2015Q1 2018Q4

Periods included: 16

Cross-sections included: 26

Total panel (unbalanced) observations: 411

Convergence achieved after 4 iterations

$$D(LR) = C(2) + C(1)*C(3)*LINF\_MED4Q + C(1)*C(4)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN +$$

$$C(1)*C(5)*GAP\_GDP\_IPEA\_LN(-1) + C(1)*LR(-1) + C(6)*D(LR(-1)) +$$

$$C(6)*D(LINF\_MED4Q(-1)) + C(7)*D(LINF\_MED4Q) + C(8)$$

$$*DEGY17Q1 + C(9)*DTURK18Q2 + C(10)*DRU15Q2 + C(11)$$

$$*DTURK18Q3 + C(12)*DEGY17Q4 + C(13)*DEGY18Q1 + C(14)$$

$$*DRU16Q1 + C(15)*DTURK17Q1 + C(16)*DMAL17Q1 + C(17)$$

$$*DRU15Q3$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.556980	0.128972	4.318606	0.0000
C(1)	-0.400628	0.030976	-12.93365	0.0000
C(3)	0.238047	0.067408	3.531438	0.0005
C(4)	1.631063	0.436512	3.736583	0.0002
C(5)	-1.186736	0.414049	-2.866172	0.0044
C(6)	0.091664	0.035137	2.608794	0.0095
C(7)	-0.964376	0.069898	-13.79681	0.0000
C(8)	-8.380046	0.742741	-11.28259	0.0000
C(9)	6.027875	0.681057	8.850769	0.0000
C(10)	-4.126410	0.698121	-5.910738	0.0000
C(11)	2.934089	0.748089	3.922111	0.0001
C(12)	4.478155	0.739533	6.055382	0.0000
C(13)	4.804092	0.785227	6.118095	0.0000
C(14)	2.474216	0.699531	3.536965	0.0005
C(15)	-2.234331	0.676954	-3.300567	0.0011
C(16)	-2.438242	0.674952	-3.612469	0.0003
C(17)	-2.513355	0.717053	-3.505121	0.0005

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.762215	Mean dependent var	-0.013625
Adjusted R-squared	0.735794	S.D. dependent var	1.267455
S.E. of regression	0.651484	Akaike info criterion	2.077455

Sum squared resid	156.6152	Schwarz criterion	2.488114
Log likelihood	-384.9171	Hannan-Quinn criter.	2.239907
F-statistic	28.84926	Durbin-Watson stat	1.905722
Prob(F-statistic)	0.000000		

---