

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

VICENTE MATHEUS MOREIRA ZUFFO

**ANÁLISE DOS EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A PERSISTÊNCIA  
INFLACIONÁRIA NO BRASIL**

SÃO PAULO

2015

VICENTE MATHEUS MOREIRA ZUFFO

**ANÁLISE DOS EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A PERSISTÊNCIA  
INFLACIONÁRIA NO BRASIL**

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

Campo de conhecimento:

Macroeconomia

Orientador: Prof. Dr. Rogério Mori

SÃO PAULO

2015

Zuffo, Vicente Matheus Moreira.

Análise dos Efeitos da Política Monetária sobre a Persistência Inflacionária no Brasil / Vicente Matheus Moreira Zuffo. - 2015.

56 f.

Orientador: Rogério Mori

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Política monetária - Brasil. 2. Inflação - Brasil. 3. Regra de Taylor. 4. Macroeconomia. I. Mori, Rogério. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.74(81)

VICENTE MATHEUS MOREIRA ZUFFO

**ANÁLISE DOS EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A PERSISTÊNCIA  
INFLACIONÁRIA NO BRASIL**

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

Campo de conhecimento:  
Macroeconomia

**Data de aprovação:**  
**10/02/2015**

**Banca Examinadora:**

---

Prof. Dr. Rogério Mori (Orientador)  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Sergio Goldbaum  
FGV-EAESP

## **DEDICATÓRIA**

Dedico este trabalho aos meus pais, Amália e Vicente, e aos pais deles, Luiz Pedro, Evanilde, Gentile e Ledovina, que sempre batalharam honestamente por um futuro melhor.

## **AGRADECIMENTOS**

Ao Professor Dr. Rogério Mori pela orientação, bem como aos demais professores da Fundação Getulio Vargas que contribuíram com minha formação durante o curso.

“Inflation is a policy.”

Ludwig Von Mises

## RESUMO

Este trabalho visa analisar a relação entre política monetária e persistência inflacionária no período recente, após a introdução do regime de metas de inflação no Brasil. Através de um modelo novo-keynesiano simplificado, o grau de persistência do hiato de inflação é modelado como função dos pesos da regra de política monetária.

A evolução temporal da regra de Taylor é confrontada com a curva estimada de persistência do hiato de inflação, demonstrando que mudanças na condução da política monetária levam a alterações do nível de persistência inflacionária na economia. Uma adaptação do modelo, com uma regra de Taylor que incorpora expectativas do hiato do produto, chega aos mesmos resultados com maior precisão.

Palavras chave: persistência inflacionária, política monetária, regra de Taylor, macroeconomia



## **ABSTRACT**

This work aims to analyze the relationship between monetary policy and inflation persistence in recent years, after the introduction of the inflation targeting regime in Brazil. Through a simplified new-Keynesian model, the degree of inflation-gap persistence is modeled as a function of the monetary policy rule weights.

The time-varying Taylor rule is confronted with the estimated curve of inflation-gap persistence, demonstrating that changes in monetary policy lead to changes in the level of inflation persistence in the economy. An adaptation of the model with a Taylor rule that incorporates the output gap expectations, reaches the same results more accurately.

Keywords: inflation persistence, monetary policy, Taylor rule, macroeconomics

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Persistência inflacionária (ordenada) em função do coeficiente $\theta\pi$ (abscissa) para 5 valores de coeficiente $\theta y$ .....	26
Figura 2 – Persistência inflacionária (ordenada) em função do coeficiente $\theta\pi$ (abscissa) para 5 valores de coeficiente $\theta y$ - Modelo adaptado com expectativas de produto .....	28
Figura 3 – Expectativa de Inflação .....	31
Figura 4 – Média Mensal da meta da taxa Selic.....	31
Figura 5 – Evolução do Hiato do Produto.....	33
Figura 6 – Evolução dos coeficientes da Regra de Taylor Inicial com PIB Mensal do BC ....	38
Figura 7 – Persistência do desvio das expectativas de inflação em relação à meta.....	40
Figura 8 - Evolução dos Coeficientes de Taylor para o Modelo Adaptado com Expectativas de PIB.....	44
Figura 9 – Persistência do hiato de inflação de acordo com o modelo.....	45
Figura 10 – Derivadas da persistência em relação ao coeficiente do hiato do produto (círculo vermelho) e da inflação (X azul) .....	46
Figura 11 – Meta Implícita (quadrado azul) e meta oficial de inflação (triângulo vermelho) ..	48

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste ADF de Raiz Unitária para o log da expectativa de inflação .....	32
Tabela 2 – Teste ADF de Raiz Unitária para o log da taxa nominal de juros Selic .....	32
Tabela 3 – Teste ADF para os logs dos hiatos do produto.....	33
Tabela 4 – Estimação da Regra de Taylor: período completo 2003-2014.....	34
Tabela 5 – Estimação da Regra de Taylor: subperíodo 2003-2008.....	34
Tabela 6 - Estimação da Regra de Taylor: subperíodo 2009-2014 .....	34
Tabela 7 – Estimação da Regra de Taylor com efeito externo: subperíodo 2009-2014.....	35
Tabela 8 - Estimação da Regra de Taylor com efeito externo: período 2003-2014 .....	36
Tabela 9 - Estimação de Taylor com PIB Potencial em tempo real e PIB Mensal: período 2003-2014 .....	37
Tabela 10 – Regressão da persistência em relação aos coeficientes de Taylor.....	40
Tabela 11 - Estimações da Regra de Taylor com Expectativas do PIB e potencial em tempo real .....	42
Tabela 12 - Estimações da Regra de Taylor com Expectativas do PIB e efeito externo.....	43
Tabela 13 - Regressão da persistência em relação aos coeficientes de Taylor do Modelo Adaptado .....	47
Tabela 14 - Regressão da persistência em relação aos coeficientes de Taylor para o Modelo Inicial com PIB Mensal e filtro HP como potencial .....	56
Tabela 15 - Regressão da persistência em relação aos coeficientes de Taylor para o Modelo Inicial com IBC-Br e filtro HP como potencial .....	56

## **LISTA DE ABREVIATURAS**

- BC – Banco Central
- HP – Hodrick e Prescott
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
- IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo
- PIB – Produto Interno Bruto
- TJLP – Taxa de Juros de Longo Prazo

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	13
<b>2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b>	14
2.1. INTRODUÇÃO	14
2.2. PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA	15
2.3. POLÍTICA MONETÁRIA E PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA	17
2.4. PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA NO BRASIL	19
<b>3. MODELO TEÓRICO</b>	22
3.1. EQUAÇÕES DO MODELO	22
3.2. PERSISTÊNCIA DO HIATO DE INFLAÇÃO	24
3.3. MODELO ADAPTADO COM EXPECTATIVAS DO PRODUTO	26
<b>4. ANÁLISE EMPÍRICA</b>	28
4.1. DADOS	28
4.2. ESTIMAÇÕES	30
4.2.1. REGRA DE TAYLOR PARA O MODELO INICIAL	30
4.2.2. VARIAÇÃO DA REGRA NO TEMPO E PERSISTÊNCIA	37
4.2.3. REGRA DE TAYLOR PARA O MODELO ADAPTADO E RELAÇÃO COM PERSISTÊNCIA	41
4.2.4. META DE INFLAÇÃO IMPLÍCITA DO MODELO	47
<b>5. CONCLUSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	48
<b>REFERÊNCIAS</b>	50
<b>APÊNDICE A</b>	53
<b>APÊNDICE B</b>	54
<b>APÊNDICE C</b>	54
<b>APÊNDICE D</b>	55
<b>APÊNDICE E</b>	56

## 1. INTRODUÇÃO

Após a adoção do Plano Real e do chamado “tripé econômico”, a inflação no Brasil foi estabilizada. Durante a década de 90, diversos países, o Brasil inclusive, implementaram regimes de metas de inflação, influenciados pela Teoria de Expectativas Racionais, desenvolvida ao longo das décadas anteriores.

Desde a implementação do regime de metas no Brasil, o Banco Central esforçou-se para manter a estabilidade da inflação e preservar a credibilidade da sua política monetária. No entanto, aparentemente, o esforço demandado para levar a inflação à meta manteve um ambiente de juros elevados e nos últimos anos ainda tem-se uma taxa de inflação insistentemente alta (próxima do teto tolerado pelo regime de metas), a despeito de um ambiente global desinflacionário presente desde a crise de 2008/2009.

O foco desse trabalho é testar se há efeito (e qual) da condução da política monetária pelo Banco Central sobre a persistência inflacionária. Através de um modelo novo-keynesiano do tipo *forward looking*, analisam-se as relações entre o grau de persistência da inflação e os coeficientes da regra de política monetária estimada para o Banco Central do Brasil. A regra utilizada baseia-se nas expectativas de inflação e no hiato do produto, estimado de diferentes maneiras.

Além disso, o estudo também desenvolve o modelo e efetua os testes para uma adaptação dessa regra de Taylor, considerando-se as expectativas do produto ao invés do produto observado. Adicionalmente, é discutida a utilização de dados em tempo real para as estimações.

O trabalho está estruturado da seguinte forma. No capítulo 2, é introduzido o conceito de persistência inflacionária e são apresentados os principais trabalhos da literatura sobre o tema, bem como alguns dos principais estudos que o analisam sob a perspectiva da economia brasileira.

No capítulo 3, é desenvolvido o modelo teórico utilizado, obtendo-se as principais equações utilizadas. Também é derivado o modelo adaptado para as expectativas de produto, bem como as respectivas equações, as quais serão utilizadas para as estimações da análise empírica, escopo do capítulo 4. Neste, são implementadas as estimações e realizados os testes com os dados do Brasil para os modelos do capítulo 3. As conclusões do trabalho e algumas considerações finais são tecidas no capítulo 5.

## 2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo, serão apresentados o conceito de persistência inflacionária e algumas contribuições da literatura sobre a dinâmica desse efeito em diferentes economias. Serão abordadas análises das relações entre a persistência da inflação e aspectos de política econômica como, por exemplo, a implementação do regime de metas de inflação. Alguns trabalhos nacionais relacionados ao tema também fazem parte dessas contribuições.

### 2.1. INTRODUÇÃO

Apesar dos conceitos de inflação e estabilidade de preços estarem presentes no estudo da economia há séculos – apenas como alegoria, a “bolha das tulipas” na Holanda data de 1637 e foi analisada em profundidade no começo do século XIX por Charles Mackay – e a História registrar inúmeros episódios de inflação persistente que porventura veio a gerar hiperinflação, o estudo da persistência inflacionária é relativamente recente.

De maneira intuitiva, persistência representa a tendência de uma variável econômica de se manter no nível em que está. Utilizando-se dos termos de Fuhrer (2009), persistência é análoga à inércia em física; uma variável econômica dita persistente requer uma “força” econômica para movê-la. Quanto mais persistente a inflação, maior será a “força” necessária para reduzi-la.

A inércia ou persistência da inflação é um fenômeno simples de ser identificado, mas difícil de explicar. Nos últimos anos, uma gama de estudos vem tentando relacionar essa persistência a aspectos de política econômica como, por exemplo, indexação de preços administrados<sup>1</sup>, política cambial, regime de metas de inflação, credibilidade da autoridade monetária<sup>2</sup>, etc.

---

<sup>1</sup> Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) analisam efeitos de indexação de preços

<sup>2</sup> González e Hamann (2011) estudam o efeito da credibilidade da política monetária na Colômbia sobre a persistência inflacionária

## 2.2. PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA

Robert J. Gordon (1982), ao analisar a ineficácia de política monetária e a inércia de preços, introduziu “efeitos de persistência” em um de seus modelos de dinâmica de preços. À época, após os choques do petróleo e um período de alta inflação nos Estados Unidos, a literatura econômica explorou em profundidade os efeitos da política monetária sobre a estabilidade de preços. Gordon, King e Modigliani (1982), pela primeira vez, introduziram o termo “taxa de sacrifício”. As componentes de inflação defasada começavam a surgir na Curva de Phillips dos modelos, como na forma simplificada do modelo de Gordon (1982) abaixo:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^k a_i \pi_{t-i} - b(U_t - \bar{U}) + cx_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde a inflação depende, além do hiato do desemprego ( $U_t - \bar{U}$ ), de termos defasados dela própria (em geral, respeitando a chamada regra de estabilidade de Friedman-Phelps<sup>3</sup> e tendo a somatória dos coeficientes limitada à unidade) e, neste caso, de um termo  $x_t$  representando mudanças nos preços relativos.

Nos primeiros modelos de Curva de Phillips que apresentaram os termos defasados da inflação, as justificativas para incluir essa “persistência intrínseca” variavam entre a necessidade de uma estimativa para as expectativas de inflação (no caso, uma ponderação das inflações passadas) e fricções dos contratos de trabalho e da formação dos preços. Com o desenvolvimento das teorias de expectativas racionais e dos trabalhos de Okun (1978), inúmeros modelos surgiram relacionando o nível de preços às expectativas dos formadores de preços (comumente chamados de modelos novo-keynesianos puramente *forward looking*), em particular, os modelos de Taylor e Calvo, de acordo com a equação simplificada a seguir:

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \theta y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Onde  $y$  representa o hiato do produto e  $E_t \pi_{t+1}$  a expectativa de inflação futura.

---

<sup>3</sup> Friedman (1968) e Phelps (1968) explicam a dinâmica da Curva de Phillips chamada aceleracionista



No entanto, Fuhrer e Moore (1995) mostraram que modelos inspirados em Taylor e Calvo subestimavam o grau de persistência inflacionária obtida empiricamente para os Estados Unidos. A partir de então, diversos trabalhos passaram a agregar termos auto-regressivos nos modelos, fundamentando essa necessidade de diversas maneiras. Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) introduziram formas de indexação de preços na análise. Galí e Gertler (1999) avaliaram comportamentos “regra-de-bolso” na formação dos preços. Bils e Klenow (2004) observaram que alguns preços de fato permanecem constantes por períodos prolongados.

No que se pode interpretar como sua “forma reduzida”, a persistência inflacionária é definida como a influência da inflação passada sobre a inflação corrente. Logo, a maioria dos trabalhos a considera como sendo o coeficiente da primeira defasagem da inflação ou o somatório de todos os coeficientes de componentes defasadas.

Cogley e Sargent (2005) e Stock e Watson (2007) modelam variações da inflação sobre uma tendência de longo prazo, a qual contribuiria consideravelmente para uma componente inercial na inflação corrente. Essa tendência de longo-prazo da inflação foi explorada nos estudos sobre regimes de metas de inflação. Em geral, os modelos dinâmicos de equilíbrio geral consideram variações da inflação em volta da meta estipulada pelo regime de metas, ou seja, a introdução do regime influenciou a dinâmica de formação de preços nas economias que o adotaram.

De fato, Benati (2008) mostrou que a adoção do regime de metas de inflação ajudou a reduzir a persistência inflacionária (ao menos em sua “forma reduzida”) de maneira significativa, no sentido de diminuir a tendência de longo-prazo. Mishkin e Schmidt-Hebbel (2007) compararam, em painel, países com e sem regime de metas, e também identificaram a vantagem do regime na redução da persistência inflacionária.

A adoção de um regime explícito de metas de inflação trouxe à tona o peso das expectativas sobre a inflação, o termo *forward looking*. Sob uma política econômica com credibilidade, os formadores de preço têm uma predisposição a manter suas expectativas de inflação em torno da meta formal. González e Hamann (2011) estudaram o efeito da falta de credibilidade da autoridade monetária na persistência inflacionária na Colômbia entre 1990 e 2010, utilizando-se de um modelo bayesiano com base no modelo de Erceg e Levin (2003) de credibilidade

imperfeita. Eles identificaram uma forte influência da falta de credibilidade sobre a persistência, em comparação com modelos novo-keynesianos convencionais.

Srinivasan e Kumar (2012) analisaram a credibilidade e transparência dos regimes monetários dos Estados Unidos e do Reino Unido, dando suporte à hipótese de que a mesma contribui para a redução do grau de persistência na inflação.

### 2.3. POLÍTICA MONETÁRIA E PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA

O estudo da persistência inflacionária está diretamente relacionado à condução da política monetária. No fim da década de 80 e início de 90, a literatura econômica voltou a explorar os efeitos da política monetária sobre a economia real, face à evolução da análise de ciclos de negócios reais<sup>4</sup>. Taylor (1993) sugeriu uma regra simplificada de política monetária, hoje amplamente conhecida como regra de Taylor. Ainda na década de 90, diversos países passaram a adotar formalmente o regime de metas de inflação (a começar pela Nova Zelândia em 1991). Os modelos de equilíbrio geral passaram a relacionar o comportamento das principais variáveis econômicas, incluindo, por exemplo, as curvas de Phillips novo-keynesianas (*forward looking* como as de Calvo ou híbridas) com regras de política monetária *a la Taylor*.

Como argumentam Clarida, Galí e Gertler (1999), a autoridade monetária pode buscar, via política monetária, um produto insistentemente acima do potencial, de forma a gerar uma inflação persistentemente acima da meta e acabar não colhendo o benefício de ganhos do produto. Este comportamento está intimamente ligado à credibilidade da política monetária e afeta as expectativas de inflação dos agentes. Nomear, por exemplo, um Presidente do Banco Central ou Ministro da Fazenda reconhecidamente disposto a conduzir a inflação para a meta afeta as expectativas, reduzindo possíveis vieses que a política monetária pode eventualmente apresentar, devidos a incentivos políticos.

A regra proposta por Taylor (1993) considera variações em torno de uma meta de inflação (a qual pode estar implícita na condução da política econômica) e de uma taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo, conforme a equação a seguir:

---

<sup>4</sup> Ver Romer e Romer (1988), Bernanke e Blinder (1992) e Galí (1992).

$$i_t^* = (\bar{r} + \bar{\pi}) + \theta_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) + \theta_x x_t \quad (3)$$

Com  $\theta_\pi > 1$  (condição de estabilidade ou Princípio de Taylor),  $\theta_x > 0$ , e  $i_t^*$  a meta de taxa de juros determinada pelo Banco Central. Desde então, outras regras desse tipo foram propostas, por exemplo, Henderson e McKibbin (1993). Taylor, testando empiricamente a regra para os Estados Unidos, propôs coeficientes de  $\theta_\pi = 1.5$  para o hiato de inflação e  $\theta_x = 0.5$  para o hiato do produto, dada uma meta de inflação implícita de 2% ao ano.

Clarida, Galí e Gertler (1999) propuseram uma versão *forward looking* para a regra, de forma que a política monetária seja responsiva a mudanças de expectativa e não a alterações passadas do ritmo inflacionário:

$$i_t^* = (\bar{r} + \bar{\pi}) + \theta_\pi(E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \theta_x x_t \quad (4)$$

Os autores analisaram como a regra e seus coeficientes evoluem ao longo do tempo, realizando regressões em períodos diferentes. Esse processo identifica, por exemplo, que o peso dado à inflação no período desinflacionário com o *Federal Reserve* sob o comando de Volcker e Greenspan (entre 1979 e 1996) foi cerca de duas vezes maior que durante os vinte anos anteriores (entre 1960 e 1979). Para o período pré-Volcker, eles obtiveram um coeficiente  $\theta_\pi = 0.83$ , evidenciando a leniência com que o *Federal Reserve* estava lidando, dada a alta das expectativas de inflação.

É interessante notar que o coeficiente relativo ao hiato do produto  $\theta_x$  obtido pelos autores no período desinflacionário não foi estatisticamente diferente de zero, destacando que o foco do período estava na estabilização dos preços e não do crescimento. Esse período demonstrou empiricamente uma diminuição da persistência inflacionária, sugerindo uma relação desta com a regra de política monetária.

Na última década, alguns estudos têm explorado essa relação. Notadamente Levin e Piger (2004), Carlstrom et al (2009) e Conrad e Eife (2012) suportam a ideia de que a persistência inflacionária não seria uma característica estrutural da

economia (ou intrínseca) no sentido de Lucas<sup>5</sup>, mas passível de influência da política monetária vigente.

Nesse sentido, Conrad e Eife (2012) avaliam a relação entre a condução da política monetária e o grau de persistência inflacionária, medido através das expectativas (da mesma maneira que sugerido por Roache, na seção a seguir, e presente em uma gama de trabalhos recentes) na forma reduzida. Baseados em um modelo simplificado de Clarida e Waldman (2008) aplicado para os dados americanos, trimestrais entre 1975 e 2010, confirmam as hipóteses do modelo de que atribuir maior peso da política monetária em levar a inflação à meta reduz a persistência inflacionária e, por outro lado, dar mais peso ao hiato do produto, apesar de uma evidência mais fraca, acaba aumentando a persistência da inflação.

Os autores utilizam uma medida de meta de inflação implícita através da regra de Taylor estimada e consideram como medida de persistência o coeficiente do termo defasado do hiato da inflação (desvio para a meta), a fim de evitar o viés ocorrido devido a mudanças na meta de inflação. Os resultados obtidos seguem em linha com as observações anteriores sobre a implementação do regime de metas (principalmente os obtidos por Benati para o Canadá e Reino Unido).

## 2.4. PERSISTÊNCIA INFLACIONÁRIA NO BRASIL

Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003) analisaram a reação das variáveis macroeconômicas à introdução do regime de metas brasileiro. Dentre os principais resultados, os autores destacam o fato de o regime atuar como coordenador de expectativas, na mesma linha que os modelos *forward looking* da década de 90.

Além disso, nos primeiros anos do regime de metas, período analisado, os autores perceberam uma forte reação do Banco Central a alterações nas expectativas de inflação, evidenciando que a regra de política monetária implicitamente atribuída ao Banco Central contém uma componente de expectativas. Foi observado também uma redução no grau de persistência da inflação e na volatilidade da mesma, bem como do produto.

Na linha de Clarida, Galí e Gertler (2000), os autores estimam uma regra de política monetária *forward looking*, porém, ao contrário dos primeiros utilizando-se

---

<sup>5</sup> De acordo com Benati (2008)

das expectativas dos agentes para a inflação futura, e não uma estimativa via GMM (Método dos Momentos Generalizado, em inglês). Como *proxy* para o produto, os autores utilizam a série mensal de Produção Industrial dessazonalizada do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e como produto potencial, o filtro HP<sup>6</sup> desta série.

Como dado de expectativas de inflação, os autores utilizam a estimativa do Relatório Trimestral de Inflação do Banco Central e também a expectativa do Índice de Preços do Consumidor Amplo (IPCA) da pesquisa Focus, a qual, naquela época, estava registrando suas primeiras observações. Como a pesquisa divulga dados de expectativa de inflação para o ano corrente e para o ano seguinte, eles utilizaram uma média ponderada pelo mês, conforme abaixo:

$$D_j = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (5)$$

Onde  $D$  significa a medida de expectativa de hiato de inflação futuro,  $j$  o mês corrente,  $t$  o ano e  $\pi_t^*$  a meta de inflação estipulada para o ano  $t$ .

Segundo os autores, as expectativas irão gravitar ao redor da meta, desde que a comunicação da autoridade monetária seja eficiente e a condução da política monetária seja crível. Apesar da presença de muitos choques de preços relativos durante a década de 90, prosseguindo ao período analisado pelos autores, foi possível identificar a redução da persistência inflacionária após a adoção do regime de metas. No entanto, cabe salientar que os níveis de inflação desse período partiram de bases elevadas, a volatilidade do câmbio foi elevada e a amostra ainda era relativamente pequena.

Shaun Roache (2014) analisou se a introdução do regime de metas de inflação reduziu a persistência inflacionária do Brasil, em comparação com mais de vinte países, baseado no estudo de Benati (2008), o qual identificou tal redução no Reino Unido e no Canadá. Ele sugere medições de persistência utilizando não apenas dados históricos (“*backward-looking*”), mas expectativas de inflação (*forward looking*), de forma que a persistência seja mais confiavelmente medida, pois avalia o impacto da inflação atual através das expectativas correntes.

---

<sup>6</sup> Técnica de estimação de tendência proposta por Robert Hodrick e Edward C. Prescott (1997), amplamente utilizada em modelos econométricos.

O autor avalia que, no caso do Brasil, durante os quinze anos de regime de metas de inflação, a persistência inflacionária (medida através das expectativas) tem se mantido relativamente alta, o que evidencia que os agentes formam suas expectativas assimetricamente. Ele pondera que as altas taxas de inflação do passado recente e uma indexação institucionalizada podem ser fatores que afetam essa assimetria. Isso também demonstra a dificuldade que as autoridades têm em construir credibilidade e mantê-la por prazos relativamente longos.

O estudo sugere que a persistência inflacionária é viesada para cima no caso brasileiro e que, por causa disso, os ganhos devidos à credibilidade do regime de metas são colhidos com dificuldade. Inclusive, entre 2002 e 2013, o autor observa um aumento da persistência, a qual começa a ceder levemente a partir do ciclo de alta dos juros iniciado em abril de 2013.

Há ainda alguns estudos avaliando a relação entre a persistência inflacionária no Brasil com aspectos macroeconômicos, como em Alves e Correia (2013). Através de uma Curva de Phillips desagregada, eles identificam como o hiato do mercado de trabalho afeta a persistência da inflação de não-comercializáveis e, por outro lado, o hiato da capacidade instalada, a persistência de comercializáveis.

Mori e Holland (2010) adotam um modelo expandido da Curva de Phillips (com expectativas racionais) em uma economia aberta para analisar os efeitos de fatores globais sobre o processo inflacionário. Durante o período analisado, foi observado uma diminuição da contribuição do hiato do produto interno sobre a inflação, mas sem mudanças significativas sobre a persistência inflacionária.

Machado e Portugal (2013) estimam a persistência inflacionária brasileira com um modelo multivariado, no qual os fatores considerados que a influenciam foram: desvios das expectativas em relação à meta de inflação; persistência de fatores que influenciam a inflação (o que os autores chamam de “influência extrínseca”); e a medida de persistência intrínseca usual, através dos termos defasados. Eles concluem que a persistência baseada nas expectativas afetam consideravelmente a persistência inflacionária de modo geral.

### 3. MODELO TEÓRICO

Neste trabalho, foi utilizado um modelo novo-keynesiano simplificado, basicamente em três equações. Uma para a demanda agregada, uma para a oferta agregada e uma regra de política monetária *a la Taylor*. O modelo é o mesmo utilizado por Conrad e Eife (2012), baseado em uma versão com economia fechada do estudo de Clarida e Waldman (2008). Além disso, foi proposta uma modificação na regra de política monetária, visando acrescentar informação à decisão da autoridade monetária, utilizando, para isso, expectativas de produto.

Através desse modelo simplificado, é possível analisar a relação entre a condução da política monetária e o grau de persistência inflacionária, este medido em sua forma reduzida. Devido a essa simplificação, no entanto, não é possível observar fatores externos (através da taxa de câmbio) detalhadamente, bem como mudanças de preços relativos explicitamente. Logo, o foco consistiu em analisar as variações do grau de persistência inflacionária, dadas mudanças na condução da política monetária.

#### 3.1. EQUAÇÕES DO MODELO

O modelo é composto por três equações, todas na forma log-linearizada. A demanda agregada é dada por uma curva I/S adaptada através da equação de Euler do consumo obtida pela decisão de consumo das famílias, conforme Clarida e Waldman (2008) para uma economia fechada:

$$y_t = E_t\{y_{t+1}\} - (i_t - E_t\{\pi_{t+1}\}) + u_t \quad (6)$$

Onde  $y_t$  representa o hiato do produto. O termo  $(i_t - E_t\{\pi_{t+1}\})$  significa a taxa real de juros, já decomposta na taxa de juros nominal  $i_t$  e na expectativa de inflação  $E_t\{\pi_{t+1}\}$  pela equação de Fisher  $i_t = r_t + E_t\{\pi_{t+1}\}$ . O ruído branco  $u_t$  representa possíveis choques de demanda.

A oferta agregada é obtida através de uma Curva de Phillips aceleracionista (do tipo “*backward-looking*”) simplificada nos moldes de Conrad e Eife (2012), utilizando-se de coeficientes unitários. Essa simplificação não afeta a análise qualitativa dos resultados, mas permite obter uma estimativa do grau de persistência

do hiato da inflação<sup>7</sup> através do modelo, por isso sua utilização. Desse modo, a equação é dada por:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + y_t + e_t \quad (7)$$

Onde a relação da “aceleração” da inflação é diretamente, e na mesma magnitude, proporcional ao hiato do produto  $y_t$ . O termo  $e_t$  é um ruído branco, representando choques de oferta.

Por fim, a regra de política monetária é dada através de uma regra de Taylor que inclui expectativas para a inflação, dada abaixo:

$$i_t = \theta_0 + \theta_\pi (E_t\{\pi_{t+1}\} - \bar{\pi}_j) + \theta_y y_t \quad (8)$$

Onde  $i_t$ , a taxa nominal de juros, é definida pela autoridade monetária com base na diferença entre a expectativa presente de inflação futura  $E_t\{\pi_{t+1}\}$  e a meta de inflação do período  $j$ , dada por  $\bar{\pi}_j$ , atribuindo a essa diferença um peso  $\theta_\pi$ . Ou seja, o Banco Central baseia-se nas expectativas de inflação para determinar a taxa de juros, por isso diz-se que a equação é *forward looking*. Ao hiato do produto  $y_t$ , o Banco Central atribui um peso  $\theta_y$ . A constante  $\theta_0$  representa o nível de equilíbrio da taxa nominal de juros, quando a equação encontra-se na meta e o produto está crescendo conforme seu potencial.

Taylor (1993), baseado na condição de Friedman-Phelps, determina que  $\theta_\pi > 1$  para garantir a estabilidade do processo. Essa condição é facilmente compreendida expandindo a taxa nominal de juros da equação (8) pela Equação de Fisher e obtendo a equação da taxa real de juros, abaixo:

$$r_t = \theta_0 - \bar{\pi}_j + (\theta_\pi - 1)(E_t\{\pi_{t+1}\} - \bar{\pi}_j) + \theta_y y_t \quad (9)$$

Para que o processo da taxa real de juros seja estável, a condição de Taylor torna-se necessária. Na literatura, encontra-se também a condição  $\theta_y > 0$ , como por exemplo, o resultado obtido pelo próprio Taylor ( $\theta_y=0.5$ ). No entanto, aqui essa

---

<sup>7</sup> Seguindo Conrad e Eife (2012) e evitando o viés na estimação da persistência inflacionária devido a mudanças na meta de inflação. Obviamente, caso a meta mantenha-se constante durante o período analisado, medir a persistência da inflação ou do hiato dará o mesmo resultado.



condição será relaxada, pois não há nenhum impedimento conceitual que a exija. Inclusive, diversas estimações de Regra de Taylor para o Brasil obtiveram valores negativos para o coeficiente do hiato do produto, sugerindo que a política monetária brasileira possui uma tendência pró-cíclica em relação ao produto. Um exemplo está em um estudo do Banco Central de 2003, no qual foram obtidos, por dois modelos distintos, coeficientes do hiato do produto iguais a -0.25 e -0.27. Outros estudos, como Modenesi, Modenesi e Martins (2013) até ignoram o hiato do produto como fator de decisão do Banco Central do Brasil, focando em inflação e fatores externos, dado o mandato único de controle da estabilidade de preços.

### 3.2. PERSISTÊNCIA DO HIATO DE INFLAÇÃO

Conforme explicado, a equação da oferta agregada possui os coeficientes unitários, visando obter uma relação simples para estimar a persistência do hiato da inflação. Essa relação é obtida por Conrad e Eife (2012) e consiste em um processo auto-regressivo de ordem 1 do hiato de inflação. O coeficiente do termo defasado representa a persistência do hiato na sua forma reduzida, o que Pivetta e Reis (2007) consideram uma medida incondicional do grau de persistência, pelo hiato depender apenas do seu termo defasado e não de outras variáveis.

A equação (10) implica que há uma solução única para a inflação  $\pi_t$ , satisfazendo-se a Regra de Política Monetária (8) e a condição de Taylor  $\theta_y > 1$ . A sua demonstração encontra-se no Apêndice A.

$$(\pi_t - \bar{\pi}_j) = d(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_j) + \kappa_t \quad (10)$$

onde  $\kappa_t \stackrel{\text{def}}{=} \frac{u_t + e_t(1 + \theta_y)}{1 + \theta_y} d$  e  $d$  representa a raiz estável ( $0 < d < 1$ ) da equação:

$$(\theta_\pi - 2)d^2 + (2 + \theta_y)d - (1 + \theta_y) = 0 \quad (11)$$

A equação (10) representa precisamente o processo AR(1) do hiato de inflação, onde  $d$  é o grau de persistência e  $\kappa_t$  é um ruído branco (combinação linear dos ruídos brancos da oferta e da demanda agregada). Mudanças na política monetária são realizadas por meio dos coeficientes  $\theta_\pi$  e  $\theta_y$  da regra de Taylor. As

relações entre essas mudanças e a persistência do hiato de inflação são dadas pelas derivadas parciais de  $d$  em relação aos coeficientes. Calculando tais derivadas<sup>8</sup>, encontra-se que:

$$\frac{\partial d}{\partial \theta_{\pi}} < 0 < \frac{\partial d}{\partial \theta_y} \quad (12)$$

O desenvolvimento do modelo sugere, pela expressão (12), que a persistência do hiato de inflação diminui conforme o aumento de  $\theta_{\pi}$ , ou seja, quanto mais o Banco Central reagir a desvios da inflação, menos persistente tende a ser a inflação e mais rápido convergirá para a meta. No caso do hiato do produto, quanto mais peso a autoridade monetária atribuir à estabilização do produto no seu nível potencial, maior será o grau de persistência da inflação, resultado compatível com o observado qualitativamente por Clarida e Waldman (2008).

De fato, esse comportamento pode ser visualizado na Figura 1. No eixo y está o grau de persistência do hiato de inflação, no eixo x o valor do coeficiente relativo à expectativa de inflação da Regra de Taylor (8). Para analisar o efeito do coeficiente relativo ao hiato do produto, foram plotadas cinco séries para valores diferentes do mesmo. É nítido que, quanto maior o coeficiente  $\theta_{\pi}$ , menor a persistência e, quanto maior o coeficiente  $\theta_y$ , maior a persistência.

Entre os valores do coeficiente  $\theta_y$ , nota-se a presença de dois valores negativos, evidenciando que a condição  $\theta_y > 0$  não é necessária, desde que a condição de Taylor sobre o coeficiente da inflação esteja satisfeita.

---

<sup>8</sup> O cálculo encontra-se no apêndice B.

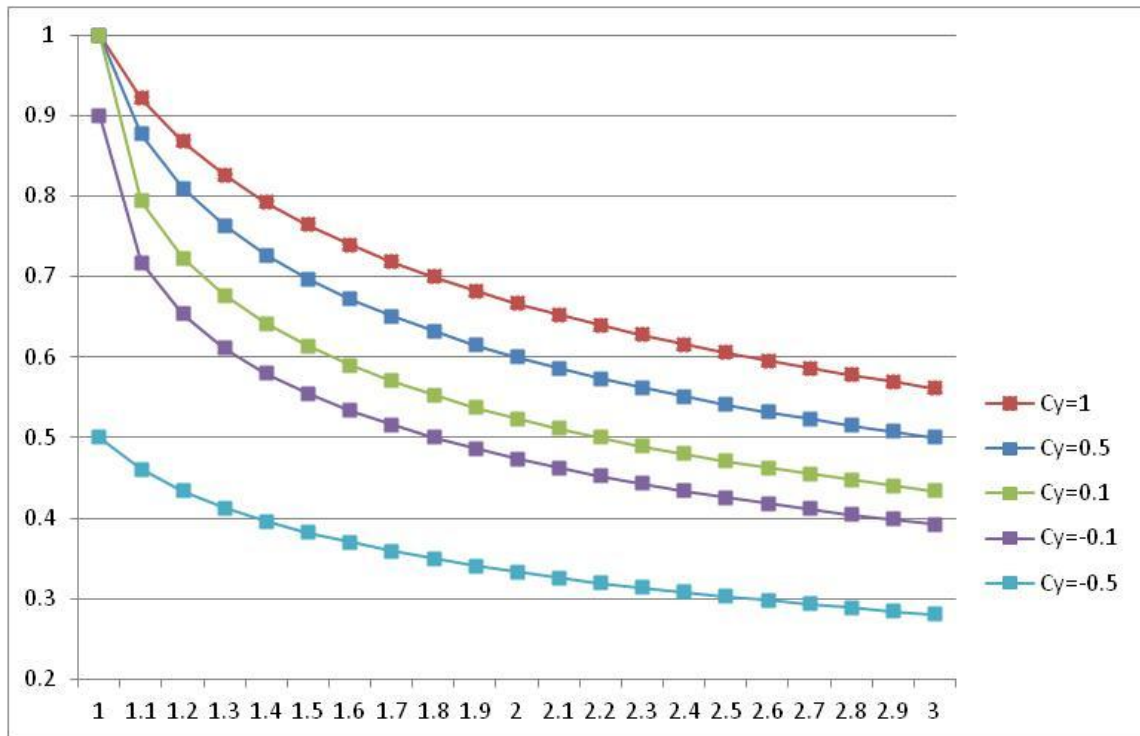


Figura 1 – Persistência inflacionária (ordenada) em função do coeficiente  $\theta_\pi$  (abscissa) para 5 valores de coeficiente  $\theta_y$

Fonte: Elaboração do autor

### 3.3. MODELO ADAPTADO COM EXPECTATIVAS DO PRODUTO

Além da Regra de Taylor (8), baseada em Clarida et al (1998,2000), este trabalho propõe uma adaptação dessa equação, com a finalidade de considerar as mudanças nas expectativas dos agentes em relação ao produto para as decisões de política monetária. Ao invés de a regra de política monetária ser *forward looking* apenas em relação à inflação e “*backward-looking*” em relação ao produto, a equação (13) considera as expectativas futuras de ambos os fatores, acrescentando mais informação e mais recente sobre o desempenho da economia ao conduzir a política monetária. Essa adaptação também contribui para a análise do produto em tempo real, explicado em detalhes no Capítulo 4.

O modelo consiste nas mesmas equações para a demanda e oferta agregadas, respectivamente (6) e (7), e como regra de Taylor puramente *forward looking* a equação (13) abaixo:

$$i_t = \theta_0 + \theta_\pi(E_t\{\pi_{t+1}\} - \bar{\pi}_j) + \theta_y E_t\{y_{t+1}\} \quad (13)$$

Da mesma forma que para o modelo inicial, é possível chegar em um processo AR(1) do hiato inflacionário, satisfeita a condição de Taylor  $\theta_\pi > 1$ . Esse processo é representado pela seguinte equação:

$$(\pi_t - \bar{\pi}_j) = d(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_j) + \xi_t \quad (14)$$

Onde  $\xi_t = (u_t + e_t)d$  é um ruído branco e  $d$  o grau de persistência do hiato de inflação, obtido calculando-se a raiz estável da equação (15) a seguir. O desenvolvimento algébrico encontra-se no Apêndice C.

$$(2 - \theta_\pi - \theta_y)d^2 + (\theta_y - 2)d + 1 = 0 \quad (15)$$

Analogamente, calculando as derivadas parciais da persistência em relação aos coeficientes da regra de Taylor adaptada (13), é possível analisar como as mudanças na política monetária afetam-na. O cálculo das derivadas, feito no Apêndice D, implica na mesma relação (12) obtida para o modelo inicial, replicada a seguir:

$$\frac{\partial d}{\partial \theta_\pi} < 0 < \frac{\partial d}{\partial \theta_y} \quad (12)$$

No entanto, como explicado no Apêndice D, esta expressão só é válida para valores de  $\theta_y < 2$ . Empiricamente, para o Brasil, foi obtido valor do coeficiente (das expectativas do hiato do produto) menor que 2 em todas as estimações. Além disso, na literatura não se observa valores tão altos para tal coeficiente, o que é compreensível, pois em geral hiatos do produto grandes demais tendem a acompanhar níveis de inflação elevados. A autoridade monetária reage com mais ênfase a hiatos de inflação altos que a hiatos do produto elevados, devido a incentivos políticos.

O comportamento da persistência do hiato de inflação conforme os coeficientes da regra de Taylor adaptada está representado na Figura 2. A diferença desse comportamento entre os dois modelos dá-se apenas na sua convexidade, não alterando, portanto, as conclusões qualitativas.

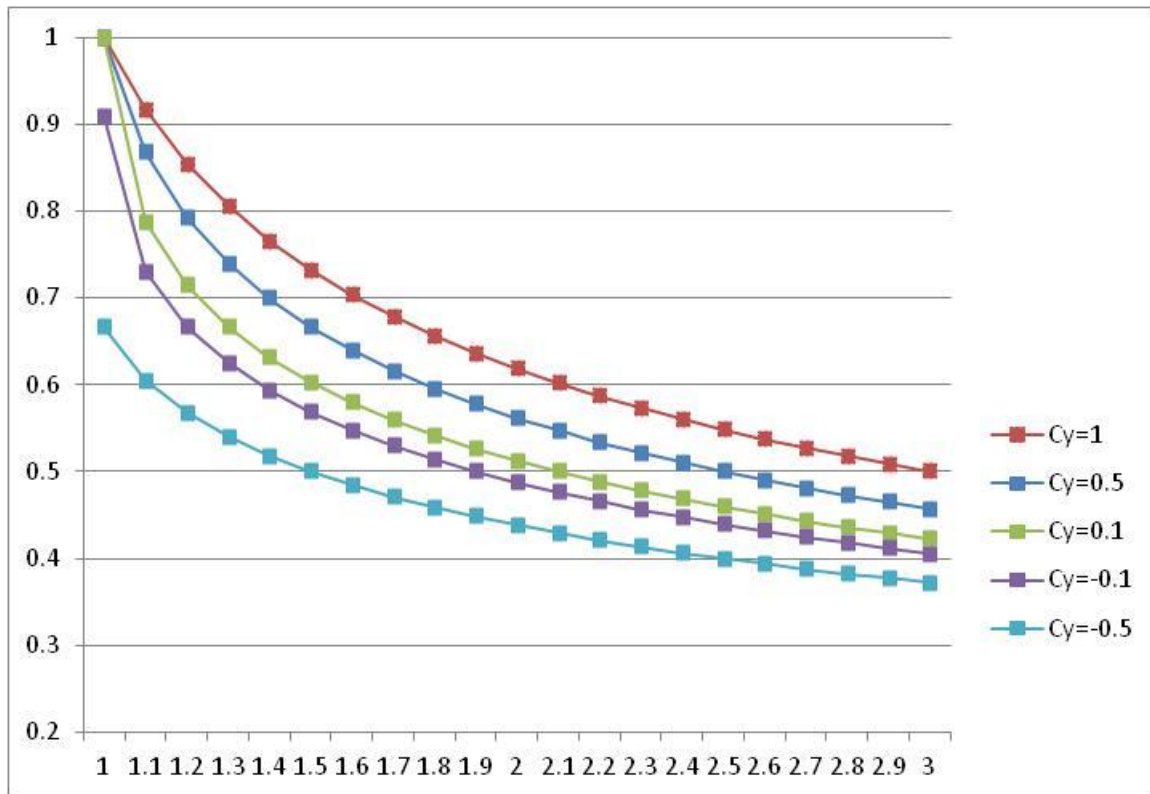


Figura 2 – Persistência inflacionária (ordenada) em função do coeficiente  $\theta_\pi$  (abscissa) para 5 valores de coeficiente  $\theta_y$  - Modelo adaptado com expectativas de produto

Fonte: Elaboração do autor

#### 4. ANÁLISE EMPÍRICA

Neste capítulo, foram utilizados os dados macroeconômicos do Brasil para testar empiricamente se as relações entre a política monetária e a persistência inflacionária, presentes no modelo, aplicam-se ao país durante o período analisado.

Na mesma linha de Conrad e Eife (2012), baseando-se em Orphanides e Van Norden (2002) e ainda Cusinato, Minella e Pôrto Jr. (2013), para a estimação da Regra de Taylor, foi construída uma série de produto potencial, utilizando dados em tempo real. Dessa forma, é possível estimar uma regra de política monetária com os dados disponíveis à autoridade monetária no momento da decisão, tornando a estimação das reações do Banco Central à inflação e ao hiato do produto mais fidedigna possível.

##### 4.1. DADOS

Como a regra de Taylor utilizada pelo modelo é do tipo *forward looking*, foram utilizados dados de expectativas obtidos através das séries da pesquisa Focus do

Banco Central. Elas dispõem de dados de expectativas a partir de 2003. Portanto, a fim de trabalhar com uma amostra de tamanho razoável, a frequência utilizada na análise foi mensal. Desse modo, o período analisado foi de janeiro de 2003 a julho de 2014, totalizando  $N = 139$  observações.

Para a taxa de juros nominal, utilizou-se a média mensal da meta da taxa Selic determinada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM). Essa série é obtida do Banco Central, juntamente com a série de expectativas de inflação para o ano presente ( $t$ ) e para o ano seguinte ( $t+1$ ).

A meta de inflação está disponível na base de dados do Banco Central. No regime de metas brasileiro, ela é fixada anualmente por lei, para o ano posterior ao seguinte ( $t+2$ ).

Como aproximação do produto, foram utilizadas três séries mensais: a série do Índice de Atividade Econômica (IBC-Br), dessazonalizado, calculado e publicado pelo Banco Central (BC); a série da Produção Industrial Mensal, calculada pelo IBGE através da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física; e a série de Produto Interno Bruto (PIB) Mensal estimada pelo Banco Central.

O PIB mensal é um indicador mensal produzido pelo Banco Central do Brasil para utilização no cálculo da relação entre agregados econômicos mensais (como dívida pública, saldo em transações correntes e saldo de crédito) e o PIB. Isto é feito porque o PIB, oficialmente calculado no Brasil pelo IBGE, é divulgado apenas em frequência trimestral, diferentemente de várias informações econômicas compiladas pelo Banco Central, como as citadas acima. Não se trata de cálculo do PIB a partir de informações primárias, mas apenas de uma estimativa que é feita via interpolação dos valores trimestrais já divulgados ou dos projetados.

Como estimativa de produto potencial, para as três séries, primeiramente foram utilizados seus respectivos filtros HP com  $\lambda = 129600$ , de acordo com Ravn e Uhlig (2002), para frequência mensal de dados. No entanto, uma melhor estimativa foi obtida utilizando um filtro HP da série trimestral do Produto Interno Bruto do IBGE. Pela frequência ser trimestral, foi utilizado  $\lambda = 1600$ . Além disso, a série foi interpolada linearmente para adaptá-la à frequência mensal.

Para o modelo adaptado da seção 3.3, o qual utiliza expectativas de produto, foram utilizadas as séries de expectativas de produto para o ano corrente ( $t$ ) e para o ano seguinte ( $t+1$ ) da pesquisa Focus do Banco Central. Nesse caso, o produto potencial utilizado foi aquele obtido pelo filtro da série trimestral do IBGE. Foi

realizado um teste com a expectativa de prazo mais longo do produto presente na pesquisa Focus (geralmente quatro anos à frente), no entanto, os resultados foram muito insatisfatórios, pois percebe-se um claro viés para cima das expectativas mais longas, mostrando-se pouco confiáveis.

Nos últimos anos, com o aumento substancial do balanço do BNDES, é provável que a meta da taxa Selic não seja mais uma representação ideal para a taxa de juros nominal vigente no Brasil que afeta o produto. Essa seria um pouco inferior à Selic devido ao efeito da taxa praticada pelo BNDES ser vinculada à Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), a qual não acompanha os ciclos da Selic.

## 4.2. ESTIMAÇÕES

### 4.2.1. REGRA DE TAYLOR PARA O MODELO INICIAL

Primeiramente foi realizada uma estimação para a Regra de Taylor. Considerando-se o modelo inicial, foram realizadas três regressões, uma para cada série de produto (IBC-Br, Produção Industrial e PIB Mensal do BC), do seguinte formato:

$$i_t = \alpha_0 + \theta_\pi e_t + \theta_y y_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

Na expressão,  $i_t$  é o log da taxa nominal de juros, a constante  $\alpha_0 = \theta_0 - \theta_\pi \bar{\pi}$ ,  $y_t$  é o log do hiato do produto,  $\varepsilon_t$  o resíduo e  $e_t$  é o log da expectativa de inflação futura  $E_t$ , dada pela expressão (17) a seguir:

$$E_t = \frac{(13 - t \bmod 12)}{12} E_t \pi_1 + \frac{(t \bmod 12 - 1)}{12} E_t \pi_2 \quad (17)$$

Essa expressão é uma média ponderada pelo mês das expectativas de inflação do ano corrente e do ano seguinte, baseada na equação (5), retirada de Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003).  $E_t \pi_1$  significa a expectativa de inflação do consumidor (IPCA) para o ano corrente no mês  $t$ , enquanto  $E_t \pi_2$  a expectativa de inflação para o ano seguinte. Além disso, ela dá um pouco mais de peso ao ano atual do que a equação (5), a fim de que a expectativa de inflação em janeiro seja totalmente para o respectivo ano e em dezembro ainda mantenha uma fração

relativa ao ano corrente, já que o IPCA de dezembro é divulgado apenas em janeiro do ano posterior.

As Figuras 3 e 4 mostram a evolução, respectivamente, das expectativas de inflação dadas pela equação (17) e da média mensal da taxa Selic, durante o período analisado, mensalmente entre janeiro de 2003 e julho de 2014. Em seguida, as Tabelas 1 e 2 mostram os resultados do teste de raiz unitária ADF<sup>9</sup> sobre as séries do log das expectativas de inflação ( $\hat{e}_t$ ) e da taxa de juros ( $i_t$ ), explicitando seu caráter estacionário.

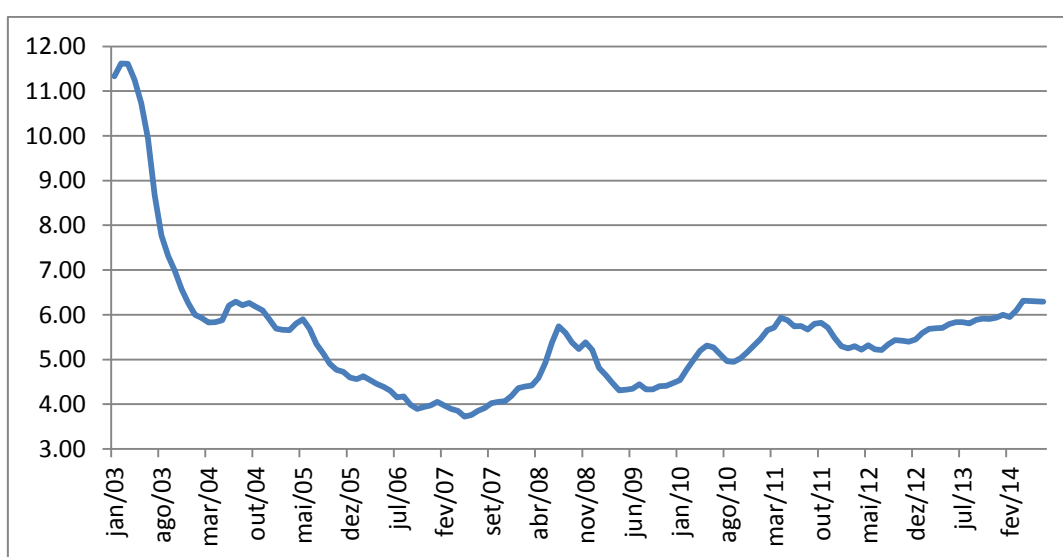


Figura 3 – Expectativa de Inflação

Fonte: Elaboração do autor

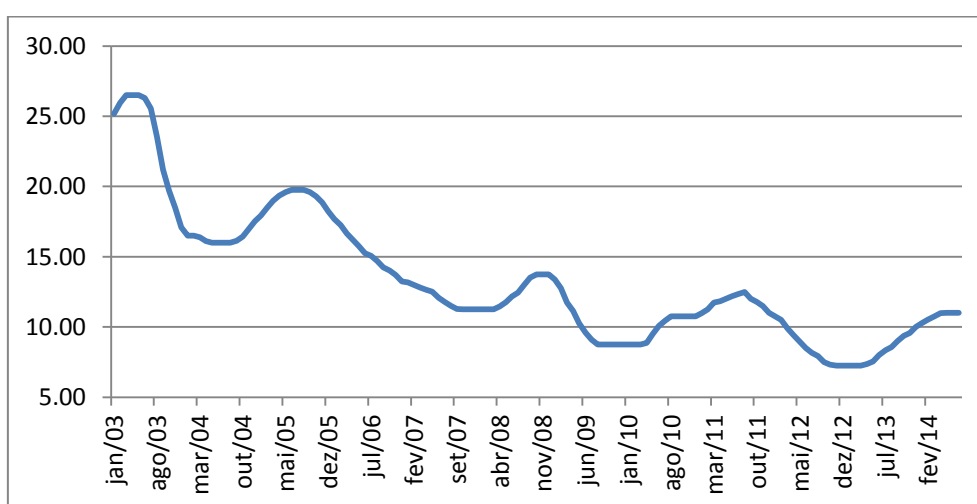


Figura 4 – Média Mensal da meta da taxa Selic

Fonte: Elaboração do autor

<sup>9</sup> Teste Augmented-Dick-Fuller de estacionariedade. Uma estatística t menor que os valores críticos determina a rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária



Tabela 1 – Teste ADF de Raiz Unitária para o log da expectativa de inflação

	<i>Estatística t Prob.</i>	
Teste ADF	-6.00366	0.0000
Nível crítico de 1%	-3.4785	

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 2 – Teste ADF de Raiz Unitária para o log da taxa nominal de juros Selic

	<i>Estatística t Prob.</i>	
Teste ADF	-3.9605	0.0022
Nível crítico de 1%	-3.4785	

Fonte: Elaboração do autor

Para o hiato do produto foram testadas as séries do IBC-Br, da Produção Industrial e do PIB Mensal do BC. As duas primeiras séries já são divulgadas com ajuste sazonal (respectivamente pelo BC e pelo IBGE). A série do PIB Mensal foi dessazonalizada utilizando o método X12-Arima. Como produto potencial, foram utilizados os respectivos filtros HP de cada série, considerando  $\lambda = 129600$  para frequências mensais, conforme Ravn e Uhlig (2002). A figura 5 a seguir mostra os gráficos do hiato do produto para cada uma das séries. É notável que a variância do hiato medido pela produção industrial (0.124%) é muito maior que a variância do hiato medido pelo IBC-BR (0.031%) e pelo PIB Mensal (0.051%). No entanto, as três séries são estacionárias de acordo com o teste ADF, mostrado na Tabela 3.

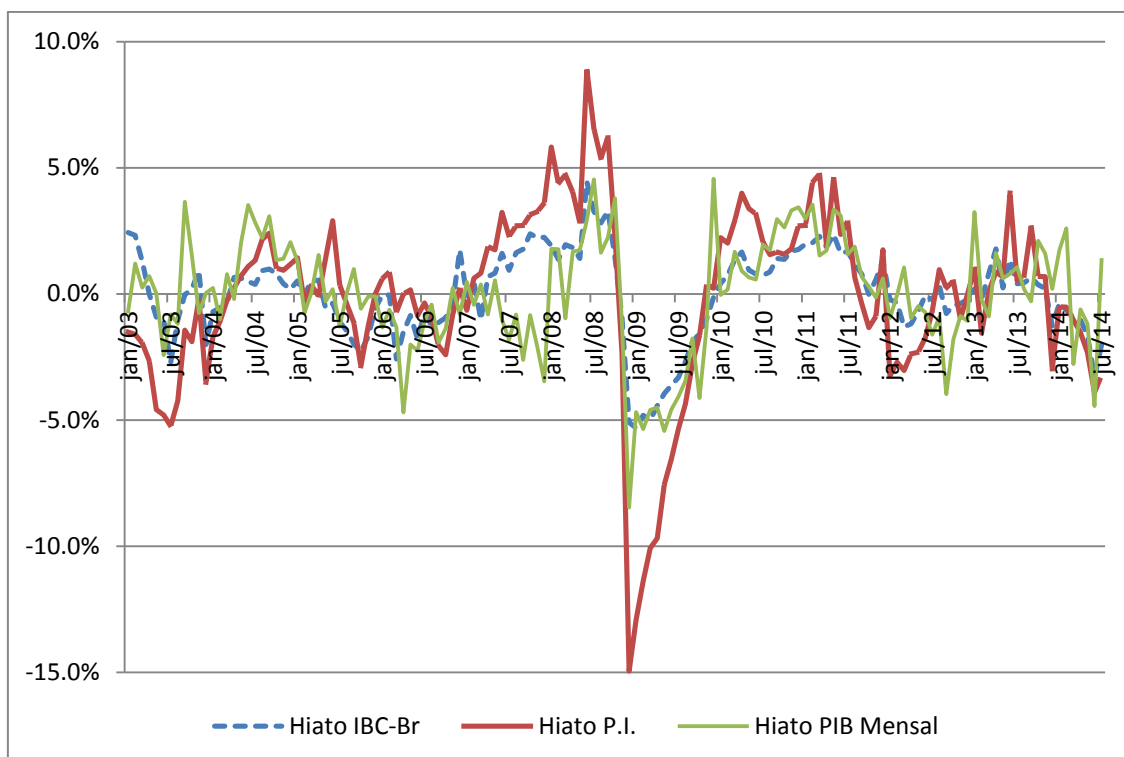


Figura 5 – Evolução do Hiato do Produto

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 3 – Teste ADF para os logs dos hiatos do produto

<i>Teste ADF</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Prob.</i>
Hiato com IBC-Br	-3.2823	0.0176
Hiato com Produção Industrial	-3.2163	0.0211
Hiato com PIB Mensal do BC	-3.7223	0.0047
Nível crítico de 1%	-3.4785	
Nível crítico de 5%	-2.8824	

Fonte: Elaboração do autor

A regressão (16) foi estimada para o período completo (janeiro de 2003 a julho de 2014) e para dois subperíodos, um entre janeiro de 2003 e dezembro de 2008 e outro entre janeiro de 2009 e dezembro de 2014, a fim de analisar possíveis mudanças na condução da política monetária devido à crise internacional e a política de juro próxima à zero nas principais economias (“*zero interest rate policy*”). Os resultados das três estimações, considerando-se as três séries utilizadas para o cálculo do produto, encontram-se nas Tabela 4, 5 e 6 a seguir.

Tabela 4 – Estimação da Regra de Taylor: período completo 2003-2014

Parâmetros	IBC-Br	Produção Ind.	PIB Mensal
$\theta_\pi$	1.8066*** (0.2027)	1.7283*** (0.2048)	1.8113*** (0.2073)
$\theta_y$	-0.3017* (0.1565)	-0.0988 (0.0771)	-0.1441 (0.1241)
R <sup>2</sup>	0.3713	0.3618	0.3605

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

Tabela 5 – Estimação da Regra de Taylor: subperíodo 2003-2008

Parâmetros	IBC-Br	Produção Ind.	PIB Mensal
$\theta_\pi$	1.7061*** (0.0952)	1.5105*** (0.1229)	1.7363*** (0.1269)
$\theta_y$	-0.8023*** (0.1069)	-0.2767*** (0.0668)	-0.2199* (0.1126)
R <sup>2</sup>	0.8436	0.7725	0.7308

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

Tabela 6 - Estimação da Regra de Taylor: subperíodo 2009-2014

Parâmetros	IBC-Br	Produção Ind.	PIB Mensal
$\theta_\pi$	0.5084 (0.3685)	0.6471* (0.3527)	0.2748 (0.3717)
$\theta_y$	-0.1430 (0.1052)	-0.1227** (0.0494)	0.0107 (0.0797)
R <sup>2</sup>	0.0395	0.0987	0.0121

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

O coeficiente da inflação  $\theta_\pi$  é próximo do sugerido por Taylor (1.50) para o período completo e para o período pré-crise, além de possuir alta significância. O

coeficiente do hiato do produto  $\theta_y$ , mostra-se pouco significativo para o período completo, sendo a melhor estimação aquela usando o IBC-Br, mas ainda com baixo grau de significância. Para o período pré-crise o coeficiente do hiato mostra menor erro-padrão e valores negativos, endossando os valores obtidos por Minella et al (2003) para o período inicial do regime de metas de inflação. Os valores negativos denotam uma política monetária pró-cíclica em relação ao produto.

No entanto, para o período pós-crise, as três estimações obtêm resultados fracos com baixíssimo  $R^2$  e ambos os coeficientes sem significância estatística. Para testar a influência externa sobre a política monetária local, foi empregada uma variável *dummy* na estimação da Regra de Taylor para o período de mínima taxa de juros (agosto de 2009) em diante. Esta variável *dummy* representa o efeito do ambiente global de taxas de juros próximas a zero nas principais economias. Apesar do modelo considerar uma economia fechada e, comercialmente, o Brasil apresentar um baixo grau de abertura, os diferenciais de taxas de juros atraem capital de investimento em renda fixa, os quais exercem pressão sobre as taxas locais.

Reestimando a regra (16) com a variável *dummy*, a significância dos coeficientes aumentou consideravelmente para o período pós-crise, conforme mostra a Tabela 7. Além disso, o  $R^2$  do período pós-crise, mas principalmente do período total analisado, conforme a Tabela 8, teve um aumento substancial, refletindo uma melhor estimação da regra monetária utilizada pelo Banco Central do Brasil.

Tabela 7 – Estimação da Regra de Taylor com efeito externo: subperíodo 2009-2014

Parâmetros	IBC-Br	Produção Ind.	PIB Mensal
$\theta_\pi$	0.9558** (0.3663)	0.9703** (0.3716)	0.8774** (0.3543)
$\theta_y$	0.1803 (0.1365)	0.0722** (0.0722)	0.2222** (0.0849)
$R^2$	0.1872	0.1647	0.2467

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

Tabela 8 - Estimação da Regra de Taylor com efeito externo: período 2003-2014

Parâmetros	IBC-Br	Produção Ind.	PIB Mensal
$\theta_\pi$	1.7468*** (0.1131)	1.7273*** (0.1142)	1.6939*** (0.1147)
$\theta_y$	-0.1202 (0.0879)	-0.0056 (0.0433)	0.1046* (0.0699)
R <sup>2</sup>	0.8058	0.8031	0.8063

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

Apesar do elevado R<sup>2</sup>, nesta nova estimação, o coeficiente do hiato segue estatisticamente insignificante para o período completo. Isso pode ser explicado de duas maneiras.

Primeiro, a política monetária brasileira nesse período (2003 a 2014) seria centrada apenas no controle da estabilidade de preços e de fato não possui um mandato duplo de controlar inflação e crescimento (ou desemprego), não reagindo a variações do hiato as quais não se reflitam em desvios inflacionários da meta. Segundo, a série histórica do hiato do produto pode estar refletindo dados não condizentes com os dados observados pelo Banco Central ao efetuar suas decisões de taxa de juros.

Com base em Orphanides e Van Norden (2002), podem haver mudanças significativas nas estimações utilizando-se dados em tempo real. Como a regra de política monetária visa replicar o comportamento da autoridade monetária com a informação disponível a ela no momento da decisão, uma estimação com dados em tempo real deveria ser melhor para séries que são revisadas com frequência e em magnitude razoável.

No Brasil não se dispõe das séries descontinuadas (antes das revisões), portanto, os dados de produto não podem ser utilizados em tempo real. No entanto, para a estimação do produto potencial, foi possível criar uma série em tempo real. Para cada “*vintage*” (observação mensal) foi obtido o filtro HP da série do PIB do IBGE até essa “*vintage*” e tomado o último termo. Interpolou-se linearmente para os meses entre os dados trimestrais. Assim, obteve-se uma série que consiste na estimação do produto potencial (através do filtro do PIB), mês a mês, com a

informação disponível até o respectivo mês. Por fim, defasou-se a série por dois meses, significando o tempo entre o fim de um trimestre e a divulgação do PIB do respectivo trimestre pelo IBGE.

Utilizando-se, então, dessa série de produto potencial em tempo real, foi reestimada a regra (16) para o período completo e com o PIB Mensal do BC como produto (cuja estimação anterior havia revelado o melhor resultado). O resultado segue na tabela 9 a seguir:

Tabela 9 - Estimação de Taylor com PIB Potencial em tempo real e PIB Mensal: período 2003-2014

Parâmetros	PIB Mensal
$\theta_\pi$	1.8571*** (0.1254)
$\theta_y$	0.1469** (0.0666)
R <sup>2</sup>	0.8100

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

A estimação, apesar de R<sup>2</sup> muito similar à anterior, obteve um valor mais significativo para o coeficiente do hiato do produto e mais próximo do sugerido por Taylor (1993) para os Estados Unidos. Isso sugere que, apesar de algumas estimações inferirem uma política pró-cíclica, principalmente no início do regime de metas, como em Minella et al (2003), em períodos mais longos, a relação entre os juros e o hiato do produto mostra-se positiva.

#### 4.2.2. VARIAÇÃO DA REGRA NO TEMPO E PERSISTÊNCIA

Para analisar a relação entre os coeficientes de Taylor e a persistência inflacionária, é necessário estimar como tais coeficientes comportam-se ao longo do tempo. Isso pressupõe a estimação de uma Regra de Taylor variante no tempo, ou seja, foram realizadas estimações da mesma regra (16) para subperíodos de tamanho fixo M dentre o período total.

Em Conrad e Eife (2012), esse subperíodo é arbitrado com tamanho  $M = 80$  dentre 141 observações (cerca de 56% do período total). Seguindo aproximadamente a mesma proporção, neste trabalho foi utilizado  $M = 72$  (exatos seis anos) de uma amostra total de 139 observações (52% do período total). Ou seja, foram estimados 68 valores para cada um dos coeficientes da regra de Taylor ( $\hat{\theta}_{\pi}^1, \dots, \hat{\theta}_{\pi}^{T-M+1} = \hat{\theta}_{\pi}^{68}$  e  $\hat{\theta}_y^1, \dots, \hat{\theta}_y^{T-M+1} = \hat{\theta}_y^{68}$ ), os primeiros estimados entre janeiro de 2003 e dezembro de 2008 e os últimos entre agosto de 2008 e julho de 2014. A Figura 6 mostra a evolução dos coeficientes das expectativas da inflação e do hiato do produto ao longo do tempo. A linha azul marca os valores obtidos para o coeficiente de inflação dentro de um intervalo de um erro padrão a mais ou a menos. A linha vermelha marca os valores obtidos para o coeficiente do hiato do produto, também dentro de um intervalo de um erro padrão acima e abaixo. A área sombreada representa os pontos em que o coeficiente do hiato não foi estatisticamente significativo ao nível de 10%. O coeficiente da inflação foi estatisticamente significativo ao nível de 1% para todas as estimações.

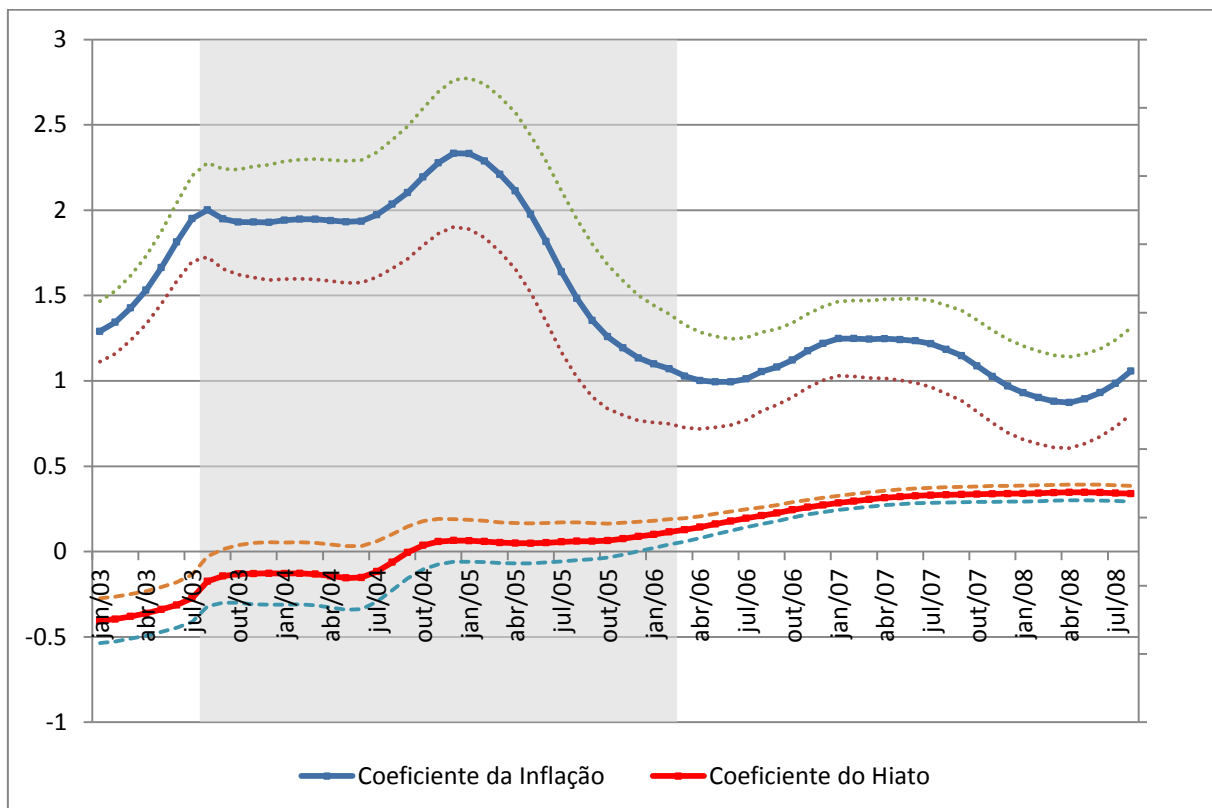


Figura 6 – Evolução dos coeficientes da Regra de Taylor Inicial com PIB Mensal do BC  
Fonte: Elaboração do autor

Observa-se que, inicialmente, o coeficiente do hiato do produto era negativo, representando uma política pró-cíclica, conforme obtido por Minella et al (2003) e *Working Papers* do Banco Central. No entanto, esse valor aparentemente pró-cíclico vinha acompanhado de valores elevados do coeficiente relativo às expectativas de inflação, atingindo um pico na estimação que iniciou em dezembro de 2004.

Ao longo do tempo, foi aumentado o peso do hiato do produto e consideravelmente diminuído o peso dado às expectativas de inflação na regra de política monetária.

Para analisar a relação entre esse comportamento dos coeficientes e o grau de persistência do hiato de inflação (desvio da inflação da meta), foi preciso primeiramente estimar esse grau de persistência e como ele evoluiu no período considerado. Como no Brasil, há uma meta explícita de inflação, essa estimação é simples de ser realizada. Adaptando a equação (10) para os dados de expectativa de inflação utilizados conforme a equação (17), o grau de persistência do hiato de inflação pode ser estimado pelo coeficiente do processo AR(1) dado pela equação (18) a seguir:

$$H_t = d.H_{t-1} + \kappa_t \quad (18)$$

Onde o hiato da inflação  $H_t$  é obtido empiricamente através da expectativa de inflação da pesquisa Focus e da meta de inflação do respectivo ano, conforme a equação (19) a seguir:

$$H_t = \frac{(13 - t)}{12}(E_t\pi_1 - \bar{\pi}_1) + \frac{(t - 1)}{12}(E_t\pi_2 - \bar{\pi}_2) \quad (19)$$

Efetuada as regressões do hiato de inflação para os mesmos 68 subperíodos utilizados para as estimações dos coeficientes de Taylor, obtém-se a evolução do grau de persistência do hiato inflacionário representada na Figura 7. Observa-se que a forte redução da inflação no início do período é acompanhada por forte redução da persistência. No entanto, em geral, o cálculo da persistência pela forma reduzida apresenta um valor elevado (acima de 0.90), o que não impede a análise qualitativa da relação entre a política monetária utilizada e a persistência do hiato da inflação.



É nítido que a forte queda da persistência no início do período é acompanhada de uma forte alta do peso da inflação na regra de Taylor. Também percebe-se que o máximo desse coeficiente coincide com o mínimo local da persistência em dezembro de 2004.

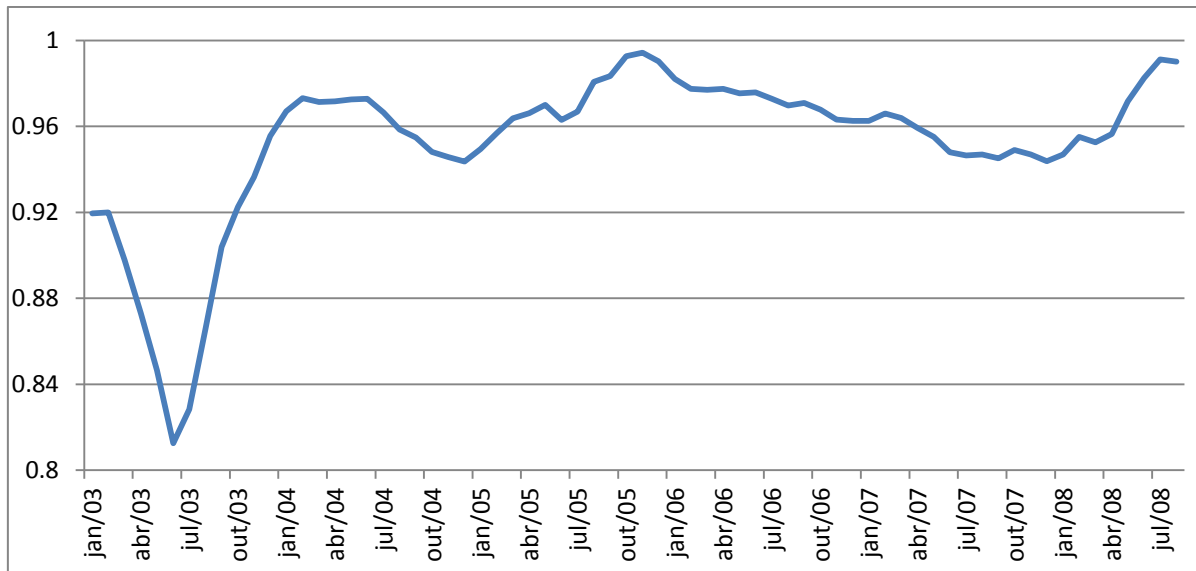


Figura 7 – Persistência do desvio das expectativas de inflação em relação à meta

Fonte: Elaboração do autor

Para testar a conclusão do modelo, de que o aumento do coeficiente da inflação contribui para a redução da persistência inflacionária, e que o coeficiente do hiato do produto aumenta a persistência conforme ganha mais peso, foi realizada a regressão (20) a seguir:

$$\hat{d}^i = c_0 + c_\pi \hat{\theta}_\pi^i + c_y \hat{\theta}_y^i + \xi \quad (20)$$

Onde  $i = 1, \dots, 68$ ,  $\hat{d}^i$  são os valores estimados do grau de persistência do hiato de inflação e  $\hat{\theta}_\pi^i$  e  $\hat{\theta}_y^i$  são os coeficientes de inflação e hiato do produto, respectivamente, estimados para os sub-períodos da regra de Taylor variante no tempo. Segundo o modelo, o esperado deve ser um valor negativo para o parâmetro  $c_\pi$  e um valor positivo para o valor  $c_y$ . Os valores estimados para os parâmetros encontram-se na tabela 10 a seguir:

Tabela 10 – Regressão da persistência em relação aos coeficientes de Taylor

Parâmetros	Período Completo	Subperíodo
------------	------------------	------------

	01/03 – 08/08	01/03 – 12/04
$c_0$	0.9345*** (0.0169)	1.6388*** (0.1447)
$c_\pi$	0.0067 (0.0104)	-0.3102*** (0.0660)
$c_y$	0.0975*** (0.0214)	0.7540*** (0.1248)

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

O parâmetro  $c_y$  estimado foi positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1%, de acordo com o modelo. No entanto, o parâmetro  $c_\pi$  estimado não foi estatisticamente significativo, denotando que, aparentemente, para esse conjunto de dados, o peso da inflação nas decisões de política monetária não afeta o grau de persistência do hiato de inflação.

A relação intuitivamente observada entre os máximos e mínimos locais no início do período, para o coeficiente de Taylor da inflação e o grau de persistência, corresponde ao esperado pelo modelo. Essa relação é formalmente obtida estimando os parâmetros da regressão (20) para o subperíodo entre janeiro de 2003 e dezembro de 2004, ponto no qual situa-se o máximo valor do coeficiente de Taylor da inflação e um mínimo local da persistência do hiato inflacionário. Tais parâmetros encontram-se na última coluna da Tabela 10.

Resultados similares foram obtidos utilizando-se o produto potencial como o filtro HP do PIB Mensal e também utilizando-se como aproximação do produto o índice IBC-Br, porém, com menor significância nos parâmetros. Tais resultados encontram-se no Apêndice E.

#### 4.2.3. REGRA DE TAYLOR PARA O MODELO ADAPTADO E RELAÇÃO COM PERSISTÊNCIA

Conforme explicado na Seção 3.3, o modelo inicial foi adaptado para a regra de Política Monetária considerar alterações nas expectativas do hiato do produto e

não apenas no hiato em si, constituindo uma decisão mais *forward looking* que o modelo inicial, baseado em Clarida e Waldman (2008).

Para a estimação da regra de Taylor, ao invés de utilizar séries *proxy* do produto, utilizou-se diretamente as expectativas do produto da pesquisa Focus, através de uma média entre as expectativas do produto do ano corrente e do ano seguinte, ponderada pelo mês, análoga à equação (17).

Para o produto potencial, foi utilizada a série obtida pelo filtro HP do PIB trimestral do IBGE interpolada mensalmente e construída em tempo real (mecanismo explicado na seção 4.2.1). Além disso, como mencionado na seção 4.1, utilizar simplesmente a expectativa de mais longo prazo do produto como estimativa de produto potencial gera um viés de superestimação do potencial, possivelmente devido à pequena amostra de respostas da pesquisa Focus para prazos mais longos.

Analogamente ao modelo inicial, foi estimada uma regra de Taylor através da regressão (16), porém, com  $y_t$  representando dessa vez o hiato da expectativa do produto em relação ao produto potencial. Os resultados da estimação para o período completo e também para os sub-períodos pré e pós-crise estão discriminados na Tabela 11 a seguir.

Tabela 11 - Estimações da Regra de Taylor com Expectativas do PIB e potencial em tempo real

Parâmetros	Período Completo	Subperíodo	Subperíodo
	2003 – 2014	2003 – 2008	2009 – 2014
$\theta_\pi$	1.7408*** (0.2023)	1.6911*** (0.1277)	0.4050 (0.3293)
$\theta_y$	0.5019* (0.2814)	0.3213 (0.3909)	-0.3281** (0.1459)
R <sup>2</sup>	0.3689	0.7187	0.0841

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

Da mesma forma que nas estimações da Seção 4.2.1, o coeficiente relativo à inflação compatível com a da literatura para o período completo e para o pré-crise. Apesar do coeficiente do hiato do produto estimado para o período completo ter sido

compatível com o sugerido por Taylor (1993), mostrou-se estatisticamente significativo apenas ao nível de 15%. Além disso, a estimação mostrou-se pouco aderente no pós-crise. Seguindo o teste efetuado para o modelo inicial, foi introduzida uma variável representativa do ambiente global de juro reduzido, tornando os coeficientes bastante significativos no período completo e a estimação como um todo mais aderente (maior  $R^2$ ) no período total e no pós-crise. Os resultados seguem na tabela 12.

Tabela 12 - Estimações da Regra de Taylor com Expectativas do PIB e efeito externo

Parâmetros	Período Completo	Subperíodo
	2003 – 2014	2009 – 2014
$\theta_\pi$	1.7028*** (0.1075)	1.0775** (0.4122)
$\theta_y$	0.5827*** (0.1496)	0.1353 (0.2299)
$R^2$	0.8230	0.1693

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

Nota-se que a estimação da Regra de Taylor utilizando-se o modelo adaptado com expectativas do produto apresenta um coeficiente relativo à inflação praticamente idêntico ao obtido pelo modelo inicial utilizando o PIB Mensal. No entanto, o coeficiente do hiato do produto obtido com a expectativa é estatisticamente bem mais significativo que aquele, além de ser próximo do sugerido pela literatura. Por fim, o  $R^2$  obtido pelo modelo adaptado foi o maior dentre todas as estimações.

Seguindo o raciocínio executado para o modelo inicial, foram realizadas estimações dos coeficientes  $(\hat{\theta}_\pi^i, \hat{\theta}_y^i)$  para  $i = 1, \dots, 68$  sub-períodos, obtendo-se curvas de evolução de tais coeficientes de Taylor para o modelo adaptado, conforme a figura 8.

O formato da curva do coeficiente da inflação é muito semelhante ao obtido anteriormente, com máximo em fevereiro de 2005 e todos os valores estimados estatisticamente significativos ao nível de 1%. Por sua vez, a curva do coeficiente do

hiato da expectativa do produto mostra-se bem distinta, partindo de um nível positivo e superior a 0.5 e descendo a um nível levemente maior que zero, porém sem significância estatística, conforme a região sombreada.

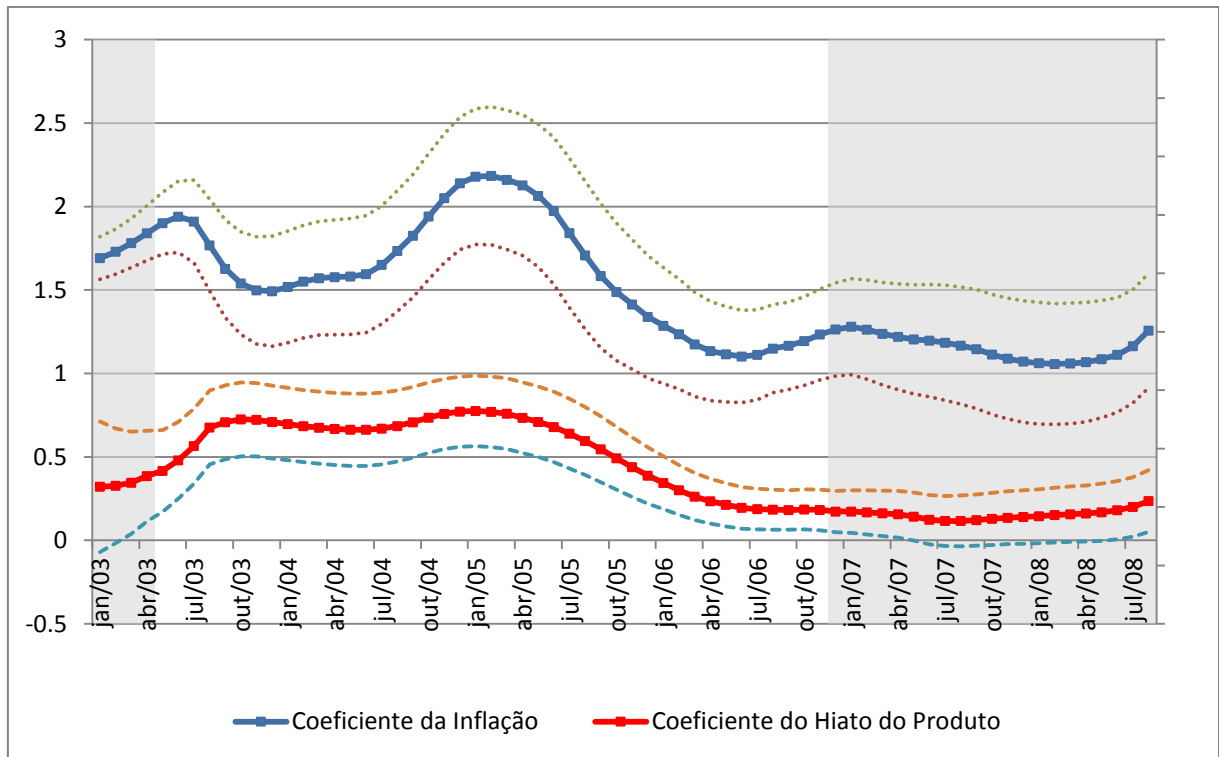


Figura 8 - Evolução dos Coeficientes de Taylor para o Modelo Adaptado com Expectativas de PIB  
Fonte: Elaboração do autor

Analisando a evolução dos coeficientes, percebe-se que ao longo do período 2006 a 2014, o Banco Central tornou-se mais leniente com a inflação, além de adotar uma postura mais pró-cíclica em relação ao produto (ou às expectativas do produto, conforme o modelo adaptado). Na Seção 4.2.4 a seguir, são determinados valores de meta de inflação implícitos ao modelo, endossando a percepção de que o Banco Central não perseguiu o centro da meta.

A queda do nível do coeficiente de Taylor da inflação ao longo do tempo, segundo o modelo, induz a um aumento do grau de persistência inflacionária. Além disso, para valores do coeficiente do hiato da expectativa do produto  $\theta_y$  menores que dois, o modelo afirma que o grau de persistência aumenta conforme menor o coeficiente. Como todos os valores obtidos para tal coeficiente são de fato menores que dois, a relação é válida.

Com os coeficientes obtidos ao longo do tempo, representados na Figura 8, é possível traçar a curva da persistência do hiato calculada pelo modelo. Conforme explicado na seção 3.3, seu valor é dado pela raiz estável da equação (15). A curva da persistência, de acordo com o modelo, para os coeficientes estimados ao longo do tempo, é mostrada na Figura 10 a seguir.

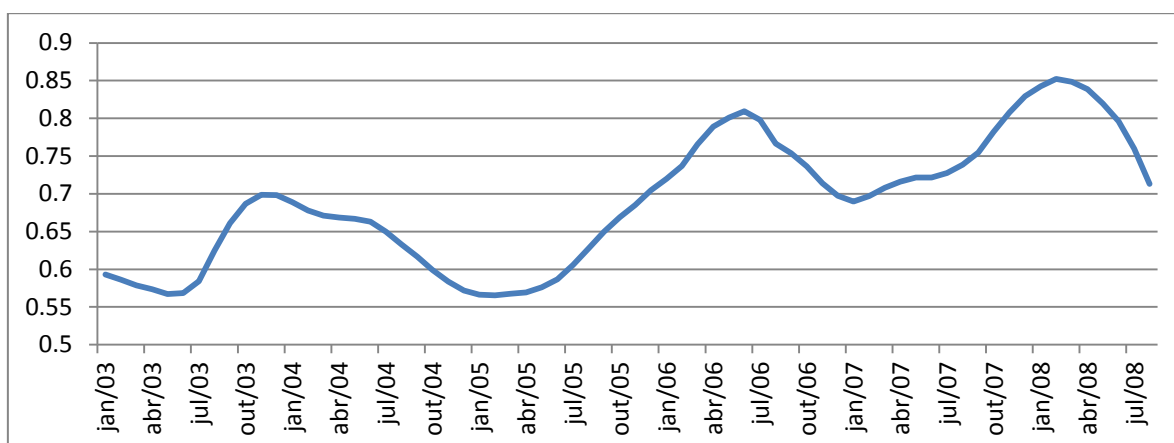


Figura 9 – Persistência do hiato de inflação de acordo com o modelo

Fonte: Elaboração do autor

É possível notar que, apesar da diferença de nível entre a persistência implicada pelo modelo e a estimada empiricamente na Figura 7, os máximos e mínimos locais situam-se em períodos muito semelhantes. Ou seja, o formato da curva obtida pelo modelo condiz com o encontrado empiricamente.

Essa característica indica que a relação dos coeficientes de Taylor com a persistência do hiato de inflação encontrada empiricamente deve corroborar as conclusões do modelo.

Pelo modelo, conforme apresentado na seção 3.3, as derivadas parciais do grau de persistência do hiato de inflação em relação a cada um dos coeficientes de Taylor determinam o comportamento do mesmo, conforme variações na condução da política monetária. As curvas de tais derivadas parciais, ponto a ponto, estão representadas na Figura 11 a seguir. As expressões para o cálculo das derivadas encontram-se no Apêndice D.

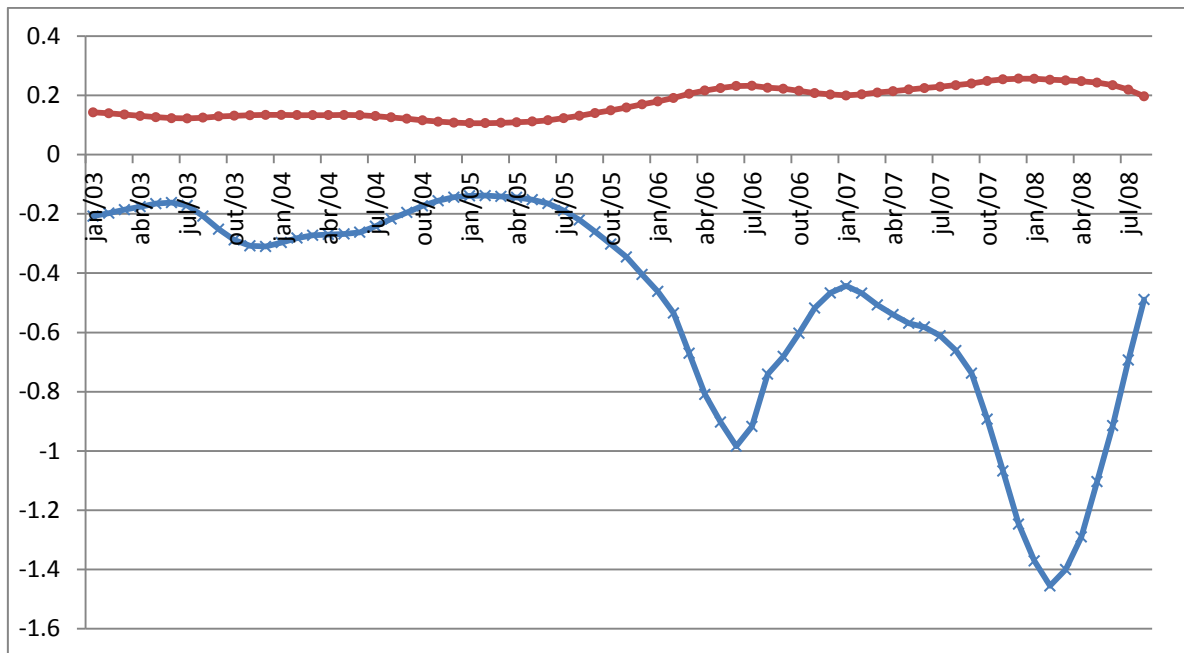


Figura 10 – Derivadas da persistência em relação ao coeficiente do hiato do produto (círculo vermelho) e da inflação (X azul)

Fonte: Elaboração do autor

A derivada parcial da persistência em relação ao coeficiente do hiato do produto é positiva em todo o período, conforme o modelo sugere (desde que tal coeficiente seja menor que dois) e possui média igual a 0.1736 e desvio padrão baixo (0.051).

Enquanto isso, a derivada parcial em relação ao coeficiente da inflação mostra-se negativa em toda sua extensão, também respeitando o modelo. No entanto, conforme o coeficiente  $\theta_\pi$  se aproxima da unidade, sua variância aumenta consideravelmente, trazendo a média abaixo para -0.4903 e o desvio padrão para o alto valor de 0.357. Considerando apenas a primeira metade da curva, tal derivada apresentaria média -0.2135 e desvio padrão 0.057, demonstrando um efeito de magnitude similar, porém de sentido oposto, do impacto sobre a persistência, de mudanças no peso da inflação ou no peso do hiato do produto na regra de Taylor *forward looking*.

Por fim, a mesma regressão (20) é estimada para o modelo adaptado com a expectativa do hiato do produto. Os valores dos parâmetros  $c_\pi$  e  $c_y$  estimados são menores, em módulo, que os valores sugeridos pelo modelo (as médias das derivadas parciais da Figura 11), no entanto possuem os mesmos sinais e proporção semelhante entre si. Os valores estimados encontram-se na Tabela 13 a seguir.

Tabela 13 - Regressão da persistência em relação aos coeficientes de Taylor do Modelo Adaptado

Parâmetros	Período Completo	Subperíodo
	01/03 – 08/08	01/03 – 12/04
$c_0$	1.0566*** (0.0216)	1.0121*** (0.0873)
$c_\pi$	-0.0983*** (0.0206)	-0.1060** (0.0436)
$c_y$	0.1002*** (0.0295)	0.1581*** (0.0544)

Fonte: Elaboração do autor

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

Diferente do modelo inicial, o qual utilizou o PIB Mensal como *proxy* do produto, a regressão (20), da persistência do hiato de inflação em relação aos coeficientes de Taylor, apresentou parâmetros com alto nível de significância para o modelo adaptado. A estimação foi realizada tanto para o período completo quanto para o subperíodo entre janeiro de 2003 e dezembro de 2004, a título de comparação com a estimação para o modelo inicial (Tabela 10).

Os resultados da Tabela 13 corroboram as expectativas do modelo. Quanto maior o peso dado pela autoridade monetária à convergência das expectativas de inflação para a meta, menor será o grau de persistência do hiato de inflação e da inflação em si. Quanto maior o peso do hiato do produto na regra monetária em detrimento à inflação, ou seja, quanto mais anticíclica for a política monetária em relação ao crescimento do produto, maior será a persistência inflacionária na economia.

#### 4.2.4. META DE INFLAÇÃO IMPLÍCITA DO MODELO

Com base em Conrad e Eife (2012), através da estimação da Regra de Taylor, é possível calcular uma meta de inflação implícita. Como a constante  $\alpha_0 = \theta_0 - \theta_\pi \bar{\pi}$ , a meta de inflação implícita  $\hat{\pi}$  pode ser calculada através da expressão (21) abaixo onde  $\bar{\theta}_0$  é a média da taxa de juros do período de estimação.

$$\hat{\pi} = \frac{\bar{\theta}_0 - \hat{\alpha}_0}{\hat{\theta}_\pi} \quad (21)$$



Com o objetivo de avaliar a disposição da autoridade monetária em seguir a meta de inflação determinada por lei no período de estudo, foram calculadas as metas implícitas para os subperíodos iniciados em janeiro de cada ano, além do último subperíodo (agosto de 2008 a julho de 2014). Os valores encontram-se na Figura 9, juntamente com os valores oficiais de meta de inflação para cada ano.

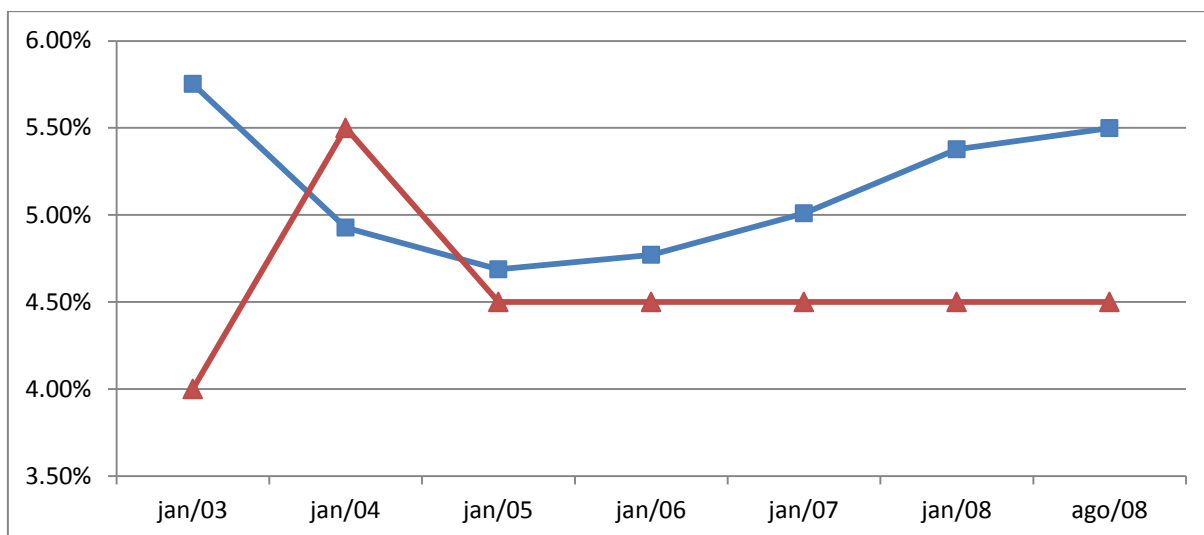


Figura 11 – Meta Implícita (quadrado azul) e meta oficial de inflação (triângulo vermelho)  
Fonte: Elaboração do autor

Visivelmente, nos últimos anos, principalmente após a crise (lembrando que os valores no eixo horizontal representam o início das estimações de seis anos de tamanho), apesar da meta oficial de inflação ser 4.5% ao ano, a meta implícita obtida pela regra de Taylor estimada pelo modelo adaptado mostra valores em torno de 5.5% ao ano, o que corrobora com a queda do coeficiente da inflação para valores menores que 1.50 (por volta de 1.00) em todas as estimações realizadas.

## 5. CONCLUSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho estudou a relação entre o grau de persistência inflacionária e a condução da política monetária para a economia brasileira. A principal observação foi que os resultados obtidos confirmaram as expectativas teóricas dos modelos, de que um aumento no peso dado à convergência da inflação para a meta pela autoridade monetária induz uma diminuição na persistência inflacionária e um aumento no peso dado ao hiato do produto gera, por sua vez, um aumento na persistência da inflação. Tais resultados mostram-se em linha com a literatura sobre

o assunto, em particular, Levin e Piger (2004), Carlstrom et al (2009) e Conrad e Eife (2012).

Tal literatura, assim como o presente trabalho, sugerem que a persistência inflacionária pode ser influenciada pela política monetária e não seria uma característica intrínseca da economia. Resultados obtidos por Benati (2008) concluíram que em regimes estáveis com âncoras nominais bem definidas, a inflação parece ser puramente *forward looking*, questionando a hipótese de existência de persistência inflacionária intrínseca estrutural.

Nesse trabalho, o modelo utilizado é bastante simplificado e a persistência inflacionária foi medida em sua forma reduzida. O efeito estimado dos coeficientes de Taylor na persistência inflacionária foi cerca de 0.10 apenas para cada unidade de alteração dos coeficientes. Portanto, é razoável supor que hajam características estruturais da economia (como indexação de mercado de trabalho, por exemplo) contribuindo significativamente para o alto grau de persistência inflacionária no país. Outra possibilidade é que a âncora nominal não esteja bem definida no caso do Brasil e a autoridade monetária esteja com sua credibilidade afetada. De fato, na seção 4.2.4, calcula-se que a meta de inflação implícita nos últimos anos está cerca de 1 p.p. acima da meta oficial.

Outro ponto interessante do trabalho foi a diferença das estimações da Regra de Taylor quando considerados dados em tempo real. Uma alta frequência de revisões de dados implica em uma maior probabilidade de o Banco Central efetuar decisões de política monetária que se mostram ineficazes ou contra produtivas em prazos mais longos. A utilização de expectativas de inflação e de produto no modelo mitiga em partes esse risco. Outra possível distorção na estimação da Regra de Taylor, apontada no fim da seção 4.1, advém da série utilizada como taxa de juro nominal no país (que deveria ser composta não apenas da Selic, mas de alguma forma também da TJLP).

A utilização de modelos que tenham mais fatores de impacto sobre a persistência e a análise desse impacto fica como sugestão de trabalhos futuros. Possíveis fatores contemplam grau de indexação da economia, credibilidade da política econômica, flexibilidade do mercado de trabalho, taxa de câmbio, etc.

## REFERÊNCIAS

BENATI, Luca. Investigating inflation persistence across monetary regimes. *Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 123, n. 3, p. 1005-1060, agosto 2008.

BERNANKE, Ben S.; BLINDER, Alan S. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, American Economic Association, v. 82, n. 4, p. 901-21, setembro 1992.

BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark; GILCHRIST, Simon. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of Macroeconomics*. Ed. 1, v. 1, cap. 21, p. 1341-1393, 1998.

BILS, Mark; Klenow, Peter J. Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*. V. 112, n. 5, p. 947-985, 2004.

CALVO, Guillermo. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*. Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383-398, setembro 1983.

CARLSTROM, Charles T.; FUERST, Timothy S.; PAUSTIAN, Matthias. Inflation Persistence, Monetary Policy, and the Great Moderation. *Journal of Money, Credit and Banking*. Blackwell Publishing, v. 41, n. 4, p. 767-786, junho 2009.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles. The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. *Review of Economic Statistics*. MIT Press, v. 78, n. 1, p. 16-34, fevereiro 1996.

CLARIDA, Richard; WALDMAN, Daniel. Is bad news about inflation good news for the exchange rate? In: Campbell, J.Y. (Ed.), *Asset Prices and Monetary Policy*. University of Chicago Press. 2008. p. 371-396.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. The science of monetary policy: a New Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*. American Economic Association, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, dezembro 1999.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*. MIT Press, v. 115, n. 1, p. 147-180, fevereiro 2000.

COGLEY, Timothy; SARGENT, Thomas J. Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US. *Review of Economic Dynamics*. Elsevier for the Society for Economics Dynamics, v. 8, n. 2, p. 262-302, abril 2005.

COGLEY, Timothy; SBORDONE, Argia M. Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the New Keynesian Phillips curve. *American Economic Review*. American Economic Association, v. 98, n. 5, p. 2101-26, dezembro 2008.

COGLEY, Timothy; PRIMICERI, Giorgio E.; SARGENT, Thomas J. Inflation-gap persistence in the US. *American Economic Journal: Macroeconomics*. American Economic Association, v. 2, n. 1, p. 43-69, janeiro 2010.

CONRAD, Christian; EIFE, Thomas A. Explaining inflation-gap persistence by a time-varying Taylor rule. *Journal of Macroeconomics*. Elsevier, v. 34, n. 2, p. 419-428. 2012.

CUSINATO, Rafael T.; MINELLA, André; PÔRTO Jr., Sabino Silva. Output gap in Brazil: a real time data analysis. *Empirical Economics*. Springer, v. 44, n. 3, p. 1113-1127, junho 2013.

FUHRER, Jeffrey C.; MOORE, George R. Inflation Persistence. *The Quarterly Journal of Economics*. MIT Press, v. 110, n. 1, p. 127-59, fevereiro 1995.

FRIEDMAN, Milton. The Role Of Monetary Policy. *American Economic Review*. V. 58, n. 1, p. 117, 1968.

GALI, Jordi. How Well Does the IS-LM Model Fit PostWar US Data? *The Quarterly Journal of Economics*. MIT Press, v. 107, n. 2, p. 709-38, maio 1992.

GONZÁLEZ, Andrés G.; HAMANN, Franz. Lack of Credibility, Inflation Persistence and Disinflation in Colombia. *Revista Desarrollo y Sociedad*. Universidad de Los Andes – CEDE. 2011.

GORDON, Robert J. Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890-1980. *Journal of Political Economy*. University of Chicago Press, v. 90, n. 6, p. 1087-1117, dezembro 1982.

GORDON, Robert J.; KING, Stephen R.; MODIGLIANI, Franco. The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models. *Brookings Papers on Economic Activity*. N. 1, p. 205-244, 1982.

HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. Blackwell Publishing, v. 29, n. 1, p. 1-16, fevereiro 1997.

HOLLAND, Márcio; MORI, Rogério. Dinâmica da Inflação no Brasil e os Efeitos Globais. *Revista Economia*. ANPEC, v. 11, n. 3, p. 649-670, 2010.

LEVIN, Andrew T.; PIGER, Jeremy M. Is inflation persistence intrinsic in industrial economies? *Computing in Economics and Finance*. Society for Computational Economics, v. 298. 2003.

MINELLA, André et al. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility Under Exchange Rate Volatility. *Journal of International Money and Finance*. Elsevier, v. 22, n. 7, p. 1015-1040, dezembro 2003.

MISHKIN, Frederic S.; SCHMIDT-HEBBEL, Klaus. Does Inflation Targeting Make a Difference? In: *Monetary Policy Under Inflation Targeting*. Ed. 1, V. 11, Cap. 9, Chile, 2007.

MODENESI, André de M.; MODENESI, Rui L.; MARTINS, Norberto M. A Modified Taylor Rule for the Brazilian Economy: convention and conservatism in eleven years of inflation targeting (2000-2010). *Journal of Post Keynesian Economics*. M.E. Sharpe Inc. v. 35, n. 3, p. 463-482, abril 2013.

OKUN, Arthur M. Efficient Disinflationary Policies. *American Economic Review*. V. 68, p. 348-52, maio 1978.

ORPHANIDES, Athanasios. Monetary policy rules, macroeconomic stability, and inflation: a view from the trenches. *Journal of Money, Credit and Banking*. Blackwell Publishing, v. 36, n. 2, p. 151-75, abril 2004.

ORPHANIDES, Athanasios; VAN NORDEN, Simon. The unreliability of output-gap estimates in real time. *The Review of Economics and Statistics*. MIT Press, v. 84, n. 4, p. 569-583, novembro 2002.

PHELPS, Edmund S. Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium. *Journal of Political Economy*. V. 76, n. 4, part 2, 1968.

PIVETTA, Frederic; REIS, Ricardo. The Persistence of Inflation in the United States. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Elsevier, v. 31, n. 4, p. 1326-1358, abril 2007.

RAVN, Morten O.; UHLIG, Harald. On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*. MIT Press, v. 84, n. 2, p. 371-375, 2002.

ROACHE, Shaun K. Inflation Persistence in Brazil – A Cross Country Comparison. *International Monetary Fund*. Working Papers Series 14/55, abril 2014.

ROMER, Christina D.; ROMER, David H. Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. *NBER Chapters*. In: NBER Macroeconomics Annual 1989, v. 4, p. 121-1184.

SRINIVASAN, Naveen; KUMAR, Pankaj. Inflation Persistence: Does Credibility of the Monetary Regime Matter? *Economics Bulletin*, v. 32, n. 4, p. 2944-2954, 2012.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Why has US inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit and Banking*. Blackwell Publishing, v. 39, n. 1, p. 3-33, fevereiro 2007.

TAYLOR, John B. Discretion versus policy Rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Elsevier, v. 39, n. 1, p. 195-214, dezembro 1993.

## APÊNDICE A

A partir da equação (6), tem-se:

$$i_t = E_t\{y_{t+1}\} - y_t + E_t\{\pi_{t+1}\} + u_t \quad (a)$$

Substituindo a taxa de juros nominal (a) na equação (8):

$$E_t\{y_{t+1}\} - y_t + E_t\{\pi_{t+1}\} + u_t = \theta_0 + \theta_\pi(E_t\{\pi_{t+1}\} - \bar{\pi}_j) + \theta_y y_t \quad (b)$$

Da equação (7), obtém-se:

$$y_t = \pi_t - \pi_{t-1} - e_t \quad (c)$$

$$E_t\{y_{t+1}\} = E_t\{\pi_{t+1}\} - \pi_t \quad (d)$$

Substituindo (c) e (d) em (b):

$$u_t + e_t(1 + \theta_y) - \theta_0 + \theta_\pi \bar{\pi} = -(2 - \theta_\pi)E_t\{\pi_{t+1}\} + (2 + \theta_y)\pi_t - (1 + \theta_y)\pi_{t-1}$$

Fazendo  $\chi_t \stackrel{\text{def}}{=} u_t + e_t(1 + \theta_y) - \theta_0 + \theta_\pi \bar{\pi}$ ,  $a \stackrel{\text{def}}{=} (2 - \theta_\pi)$ ,  $b = (2 + \theta_y)$ ,  $c \stackrel{\text{def}}{=} (1 + \theta_y)$ , tem-se uma equação de diferenças de segunda ordem não-homogênea do tipo:

$$\chi_t = -aE_t\{\pi_{t+1}\} + b\pi_t - c\pi_{t-1} \quad (\text{e})$$

Por fatoração, é possível resolver a equação não-homogênea (e), chegando-se ao resultado:

$$\pi_t = \bar{\pi}_j(1 - d) + d\pi_{t-1} + \kappa_t \quad (\text{f})$$

onde  $\kappa_t \stackrel{\text{def}}{=} \frac{u_t + e_t(1 + \theta_y)}{1 + \theta_y} d$  e  $d$  representa a raiz estável ( $0 < d < 1$ ) da equação

característica homogênea de (e), dada por:  $0 = -ad^2 + bd - c$

A condição de Taylor garante a existência de  $d$  real.

Reescrevendo (f), temos:  $(\pi_t - \bar{\pi}_j) = d(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_j) + \kappa_t$

## APÊNDICE B

Derivando a equação (11) em relação a  $\theta_\pi$ , tem-se:

$$1. d^2 + (\theta_\pi - 2). 2d. \frac{\partial d}{\partial \theta_\pi} + (2 + \theta_y) \frac{\partial d}{\partial \theta_\pi} = 0$$

$$\frac{\partial d}{\partial \theta_\pi} = \frac{-d^2}{\sqrt{\Delta}} < 0$$

Dado que  $d = \frac{-(2 + \theta_y) + \sqrt{\Delta}}{2(\theta_\pi - 2)}$

Analogamente, derivando a equação (11) em relação a  $\theta_y$ , tem-se:

$$\frac{\partial d}{\partial \theta_y} = \frac{1 - d}{\sqrt{\Delta}} > 0$$

## APÊNDICE C

Analogamente à demonstração do Apêndice A, substitui-se a taxa de juros obtida pela equação (6) na regra de Taylor adaptada (13):

$$E_t\{y_{t+1}\} - y_t + E_t\{\pi_{t+1}\} + u_t = \theta_0 + \theta_\pi(E_t\{\pi_{t+1}\} - \bar{\pi}_j) + \theta_y E_t\{y_{t+1}\} \quad (\text{g})$$

Substituindo em (g) o hiato obtido pela oferta agregada, conforme as equações (c) e (d) do Apêndice A e manipulando (g) algebricamente, chega-se em uma equação de diferenças de segunda ordem não-homogênea, dada abaixo:

$$u_t + e_t - \theta_0 + \theta_\pi \bar{\pi} = -(2 - \theta_\pi - \theta_y)E_t\{\pi_{t+1}\} - (\theta_y - 2)\pi_t - \pi_{t-1} \quad (h)$$

Da mesma forma como no Apêndice A, é possível chegar na solução:

$$\pi_t = \bar{\pi}_j(1 - d) + d\pi_{t-1} + \xi_t$$

Onde  $\xi_t = (u_t + e_t)d$  é um ruído branco e  $d$  a raiz estável da equação (15) – que é a equação característica da expressão (h). Reescrevendo, chega-se na mesma expressão AR(1) do hiato inflacionário:

$$(\pi_t - \bar{\pi}_j) = d(\pi_{t-1} - \bar{\pi}_j) + \xi_t$$

## APÊNDICE D

Derivando a equação (15) em relação a  $\theta_\pi$ , tem-se:

$$(-1) \cdot d^2 + (2 - \theta_\pi - \theta_y) \cdot 2d \cdot \frac{\partial d}{\partial \theta_\pi} + (\theta_y - 2) \frac{\partial d}{\partial \theta_\pi} = 0$$

$$\frac{\partial d}{\partial \theta_\pi} = \frac{d^2}{-\sqrt{\Delta}} < 0$$

Dado que  $d = \frac{-(\theta_y - 2) - \sqrt{\Delta}}{2(2 - \theta_\pi - \theta_y)}$

O sinal de  $\sqrt{\Delta}$  é negativo, pois:

$$\text{Se } (2 - \theta_\pi - \theta_y) > 0 \Rightarrow \sqrt{\Delta} < |\theta_y - 2|$$

Caso  $\theta_y < 2$ , então  $d$  estável é obtida com  $-\sqrt{\Delta}$ .

$$\text{Se } (2 - \theta_\pi - \theta_y) < 0 \Rightarrow \sqrt{\Delta} > |\theta_y - 2|$$

E  $d$  estável é obtida com  $-\sqrt{\Delta}$ ,  $\forall \theta_y \in \mathbb{R}$ .

Analogamente, derivando a equação (15) em relação a  $\theta_y$ , tem-se:



$$\frac{\partial d}{\partial \theta_y} = \frac{d^2 - d}{-\sqrt{\Delta}} > 0$$

Assim, dado  $\theta_y < 2$ , tem-se que:

$$\frac{\partial d}{\partial \theta_\pi} < 0 < \frac{\partial d}{\partial \theta_y}$$

## APÊNDICE E

Tabela 14 - Regressão da persistência em relação aos coeficientes de Taylor para o Modelo Inicial com PIB Mensal e filtro HP como potencial

Parâmetros	Período Completo	Sub-período
Pib Mensal + HP	01/03 – 08/08	01/03 – 12/04
$c_0$	0.9506*** (0.0160)	1.3451*** (0.1048)
$c_\pi$	-0.0083 (0.0092)	-0.2117*** (0.0535)
$c_y$	0.2036*** (0.0589)	0.4084*** (0.0871)

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%

Tabela 15 - Regressão da persistência em relação aos coeficientes de Taylor para o Modelo Inicial com IBC-Br e filtro HP como potencial

Parâmetros	Período Completo	Sub-período
IBC-Br + HP	01/03 – 08/08	01/03 – 12/04
$c_0$	0.9598*** (0.0149)	1.0620*** (0.1714)
$c_\pi$	-0.0001 (0.0107)	-0.0498 (0.0772)
$c_y$	0.0901*** (0.0297)	0.1304* (0.0809)

Fonte: Elaboração Própria

Notas: Os números entre parênteses denotam o erro-padrão do coeficiente logo acima.

\*\*\* Significativo ao nível de 1%

\*\* Significativo ao nível de 5%

\*Significativo ao nível de 15%