

Resumo

O Brasil possui um regime de metas de inflação relativamente novo, e caracterizá-lo a partir da definição das preferências do Banco Central do Brasil (BCB) se mostra tarefa pertinente. Neste trabalho de pesquisa, espera-se caracterizar o BCB a partir da análise de possíveis não linearidades em sua função reação através da estimação de modelos da classe *Smooth Transition Regression* com a utilização de variáveis endógenas.

Abstract

Brazil has a relatively new inflation targeting system, and to characterize it under the definition of the preferences of the Central Bank of Brazil (BCB) is a task of relevance. This work expects to characterize the BCB analyzing the existence of possible nonlinearities in its reaction function by estimating models of the class of *Smooth Transition Regression* with the use of endogenous variables.

Sumário

1	Introdução	6
2	Revisão Bibliográfica	7
3	Modelo Teórico	10
4	Metodologia empírica	17
4.1	Método de estimação	17
4.2	Dados Utilizados	18
4.3	Teste de não-linearidade	21
5	Estimação e resultados	21
	REFERÊNCIAS	23
A	MEDIDA DE HIATO ALTERNATIVA	25

Lista de tabelas

Tabela 1 – Testes ADF	21
Tabela 2 – Função de reação linear - parâmetros estimados	22
Tabela 3 – Função de reação linear - parâmetros estimados	22
Tabela 4 – Variáveis Utilizadas	26

Lista de ilustrações

Figura 1 – Função de reação do banco central assimétrica ao hiato do produto (a) e a desvios da in	
Figura 2 – Em (a) e em (b), função logística com transição suave, em (c) e em (d) temos uma trans	
Figura 3 – Variáveis utilizadas.	19
Figura 4 – Componente Cíclico do IBC-Br	20

1 Introdução

A partir do Decreto Nº 3.088, de 21 de Junho de 1999, o Brasil passou a adotar oficialmente um regime de metas para a inflação, ficando o Conselho Monetário Nacional (CMN) a cargo de fixar a meta central para a inflação e os intervalos de tolerância ao redor da mesma. O CMN também fixou como padrão para a mensuração do nível da inflação a ser adotado para o sistema de metas o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), mensurado e divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

De acordo com [Mishkin \(2000\)](#), o regime de metas para a inflação é um arcabouço de política monetária que inclui cinco elementos: (i) o anúncio público de uma meta numérica para a inflação; (ii) um compromisso institucional com o objetivo de estabilidade de preços; (iii) a utilização de uma gama de variáveis – não só agregados monetários ou taxa de câmbio – na calibração dos instrumentos de política monetária; (iv) transparência com o público com a utilização de comunicação sobre os planos, objetivos e decisões de política e (v) responsabilização do banco central para atingir seus objetivos.

[Rigolon e Giambiagi \(1999\)](#), [Fischer \(1995\)](#), [Fischer \(1996\)](#) e [Taylor \(1996\)](#) argumentam sobre os benefícios da adoção do Regime de Metas, quais seriam: a busca por níveis inflacionários mais baixos, dados os custos econômicos e sociais associados ao processo inflacionário, a redução de incertezas, os ganhos de eficiência alocativa e crescimento econômico, além de possibilitar a avaliação do desempenho da política monetária (comparação com o nível de inflação observado em um período com a meta adotada para o mesmo).

Por conseguinte, a avaliação da dinâmica do regime de metas adotada pelo Brasil há mais de uma década se mostra tarefa pertinente. Usualmente, assume-se que o banco central reage de forma linear a desvios em relação à meta de inflação e ao produto potencial. Porém, este pode não ser necessariamente o caso.

O presente trabalho tem como objetivo testar uma possível não linearidade na função de reação do banco central e caracterizá-la, em linha com o trabalho realizado por [Pagano e Rossi \(2009\)](#), no caso brasileiro, e [Cukierman e Muscatelli \(2008\)](#), que realizaram um estudo para os Estados Unidos e Reino Unido.

Estes autores procuram por indicações de não linearidade na função de reação do banco central e o classificam como tendo preferências avessas

à inflação (PAI) ou avessas à recessão (PAR) através da estimação de um modelo de transição suave (*Smooth Transition Regression*, ou STR).

O presente trabalho se diferencia dos citados acima pela utilização de um método de estimação proposto por [Areosa, McAleer e Medeiros \(2011\)](#), que flexibiliza as hipóteses necessárias para a estimação de um modelo de regressão de transição suave, permitindo a utilização de variáveis endógenas na regressão.

Além da utilização de um método de estimação que relaxa a hipótese de exogeneidade fraca dos regressores, este trabalho também contribui para a literatura existente ao propor e utilizar uma medida alternativa de hiato do produto que é construída através da aplicação da técnica de análise de componentes principais a uma gama de séries de tempo relacionadas com o nível de atividade econômica, baseando-se nos trabalhos de [Drago e Ribeiro \(2013\)](#) e da OECD ([OECD \(1997\)](#) e [OECD \(2012\)](#)) na construção de indicadores de nível de atividade.

Este trabalho é organizado como a seguir: na seção dois, é apresentada a revisão bibliográfica; na seção três, o modelo teórico é exposto; na seção quatro, tem-se a metodologia empírica utilizada, com o método de estimação, os dados utilizados e o teste de não-linearidade formulado; na seção cinco, uma breve explanação dos resultados esperados.

2 Revisão Bibliográfica

A partir do trabalho de [Taylor \(1993\)](#), onde sugeriu um modelo de determinação da taxa de juros a partir da taxa de inflação corrente, da taxa real de juros de equilíbrio, do hiato de inflação e do hiato do produto, vários trabalhos acadêmicos se propuseram a testar a sua validade para diferentes bancos centrais.

[Judd e Rudebusch \(1998\)](#) analisaram a performance de três banqueiros centrais norte-americanos, concluindo que o arcabouço apresentado por [Taylor \(1993\)](#) se mostrou útil para analisar elementos chave da política monetária implementada por cada banqueiro central.

Arthur Burns, Paul Volcker e Alan Greenspan, sobre a ótica da regra de Taylor, estimando funções de reação para cada período. Para Burns, encontram uma resposta fraca a desvios da inflação, sendo que a política monetária parecia responder mais fortemente ao ciclo do produto. Volcker, por sua vez,

parece ter adotado uma função reação que respondia fortemente à inflação. Já o banco central comandado por Greenspan parecia responder ao hiato do produto de forma mais agressiva do que a assumida inicialmente por [Taylor \(1993\)](#).

No caso europeu, [Gerlach e Schnabel \(1999\)](#) analisaram os movimentos de taxas de juros nos países que iriam à época fazer parte da Zona do Euro. Demonstraram que, ao agregar as respostas dos bancos centrais de cada país, a função de reação encontrada seguia uma relação como a sugerida pela regra de Taylor.

[Ullrich \(2003\)](#) analisou se o banco central americano, o *Federal Reserve Bank* (Fed), e se o banco central europeu (ECB) utilizam políticas que podem ser descritas a partir da regra proposta por [Taylor \(1993\)](#). Para o período anterior a 1999, início da união monetária na Zona do Euro, a resposta média de política monetária dos países que passaram a compor a Zona do Euro parecia incorporar uma forte reação à inflação, com coeficiente de longo prazo estimado que excede o valor unitário, em linha com os achados de [Gerlach e Schnabel \(1999\)](#). Porém, após 1999, o coeficiente estimado se mostra como menor que um. Já o Fed mostrou respostas em linha com a regra de Taylor proposta a partir de 1999, porém o estudo é inconclusivo para o período de 1995 a 1998.

Já [Surico \(2006\)](#) investigou a possibilidade do Fed adotar pesos diferentes para desvios positivos ou negativos a desvios da inflação à meta ou de hiatos do produto positivos ou negativos. Encontrou evidências de que, no período anterior a 1979, o Fed parecia incorporar uma resposta maior a hiatos do produto em campo negativo, o que gerou um viés inflacionário médio da ordem de 1,5%.

Com o início da era Volcker, no entanto, este viés inflacionário deixou de existir, com o Fed adotando respostas simétricas aos desvios do hiato do produto e da inflação. Os autores argumentam que este fato contribuiu para uma porção significativa da desinflação observada no período.

Para o caso brasileiro, [Mendonça \(2001\)](#) estruturou uma regra de Taylor linear onde assume pesos iguais ao hiato do produto e da inflação, incluindo também a taxa de juros americana para capturar a conjuntura macroeconômica externa, preocupando-se também com o resultado da determinação de juros no Balanço de Pagamentos. Chega à conclusão que o banco central brasileiro não segue a regra de Taylor proposta.

Alves e Areosa (2005) derivam uma curva de Phillips Novo Keynesiana incorporando, além da indexação à inflação passada, a própria meta de inflação, encontrando que o parâmetro associado à meta é estatisticamente significativo.

Bevilaqua, Mesquita e Minella (2008) coletam evidências de que a existência de metas de inflação contribuiu para o aperfeiçoamento do ambiente macroeconômico no Brasil, criando um ambiente mais estável e previsível. Apontam como argumento a favor disto o fato de, após a parada abrupta de influxos de capital e a forte depreciação da moeda brasileira em 2002, os erros de previsão da inflação 12 meses a frente em comparação com a inflação observada caíram, indicando que, após um período inflacionário, a reversão da aceleração de preços contribuiu para a formação de expectativas ancoradas.

Buscando possíveis assimetrias nos objetivos do banco central brasileiro, Aragón e Portugal (2008) encontraram, para o período amostral de 2000 a 2007, evidências de que o Banco Central do Brasil foi mais avesso a desvios negativos da inflação à meta. Porém, reconhecem que este resultado pode ter sido influenciado por decisões de política tomadas em momentos de crise, como em 2001 e 2002, e focaram então o estudo no período de 2004 a 2007, não encontrando evidências de assimetrias na função reação do banco central.

Por fim, Pagano e Rossi (2009) utilizaram o arcabouço apresentado por Cukierman e Muscatelli (2008), onde classificam um banco central entre tendo preferências avessas à inflação, quando reagem mais fortemente a hiatos da inflação positivos, ou avessas à recessão, com reações mais relevantes a hiatos do produto negativos. Seus resultados rejeitam a hipótese de linearidade na função reação do banco central, além de indicar preferências de aversão à recessão (PAR).

Cukierman e Muscatelli (2008) elaboram quatro possibilidades de preferências do banco central:

1. Caso o banco central tenha preferências de aversão à recessão (PAR), mas não à inflação (PAI), a função reação é côncava tanto no hiato da inflação quanto no do produto;
2. Ao contrário, caso o banco central apresente PAI mas não PAR, a função reação é convexa em ambos;
3. Caso o banco central seja tanto PAI quanto PAR, a função de reação

é linear caso os efeitos sejam de magnitude semelhante, ou côncava ou convexa dependendo do efeito dominante;

4. A função de reação é linear, não havendo nem PAI nem PAR.

3 Modelo Teórico

Segundo [Cukierman e Muscatelli \(2008\)](#), o objetivo da autoridade monetária pode ser entendido como o de minimizar a função:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t L_t \quad (1)$$

onde δ é o fator de desconto e L_t representa a função perda do banco central, dada pela equação:

$$L_t = Af(x_t) + h(\pi_t - \pi^*), \quad (2)$$

onde x_t é o hiato do produto, π_t a inflação corrente e π_t^* a meta de inflação vigente. As funções f e h possuem as seguintes propriedades.

$$f'(x_t) < 0 \text{ para } x_t < 0, f'(x_t) \geq 0 \text{ para } x_t \geq 0, f(0) = f'(0) = 0 \quad (3)$$

de onde tem-se que as perdas advindas do hiato do produto atingem seus valores mínimos o hiato é igual a zero. Ao mesmo tempo, quanto maior o hiato do produto em termos absolutos, maiores são as perdas associadas.

$$h'(\pi_t - \pi^*) \leq 0 \text{ para } \pi_t - \pi^* \leq 0, h'(\pi_t - \pi^*) > 0 \text{ para } \pi_t - \pi^* > 0 \quad (4)$$

por onde tem-se que as perdas advindas dos desvios da inflação em torno da meta atingem seus valores mínimos quando o desvio é igual a zero. Ao mesmo tempo, quanto maiores os desvios da inflação em termos absolutos, maiores são as perdas associadas.

$$f''(x_t) > 0, f'''(x_t) \leq 0, h(0) = h'(0) = 0, h''(\pi_t - \pi^*) > 0, h'''(\pi_t - \pi^*) \geq 0 \quad (5)$$

mostrando que, como em uma função quadrática de perda do banco central, as derivadas parciais de segunda ordem são assumidas como positivas, porém,

diferentemente do caso quadrático, elas não necessariamente são simétricas em torno de zero, podendo as derivadas parciais de terceira ordem assumirem valores diferentes de zero.

Assim, de acordo com [Cukierman e Muscatelli \(2008\)](#), a análise sobre a aversão do banqueiro central à recessão ou à inflação se dá através da terceira derivada das funções f e h dentro da função perda do banco central.

Uma terceira derivada negativa na função f representa maior aversão a hiatos negativos do produto do que a hiatos positivos pois, no caso de uma terceira derivada negativa de f , quanto mais positivamente o hiato do produto se torna, menor é a perda marginal por estar distante do hiato neutro de produto. Analogamente, uma terceira derivada positiva na função h representa um banqueiro central mais avesso a níveis de inflação acima da meta do que o contrário.

Para verificar tais afirmações, uma análise gráfica pode se mostrar útil. Tomando como exemplo as seguintes formas funcionais para f e h :

$$f(x_t) = \frac{(e^{\gamma x_t} - \gamma x_t - 1)}{\gamma^2} \quad (6)$$

$$h(\pi_t - \pi^*) = \frac{(e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - \alpha(\pi_t - \pi^*) - 1)}{\alpha^2} \quad (7)$$

tem-se que a função perda do banco central assume a seguinte caracterização, tal como proposto no trabalho realizado por [Aragón e Portugal \(2008\)](#):

$$L_t = A \frac{(e^{\gamma x_t} - \gamma x_t - 1)}{\gamma^2} + \frac{(e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} - \alpha(\pi_t - \pi^*) - 1)}{\alpha^2} \quad (8)$$

As derivadas terceiras de f e de h com relação a x_t e $(\pi_t - \pi^*)$, por sua vez, são dadas, respectivamente, por:

$$\frac{df^3}{dx_t^3} = \gamma e^{\gamma x_t} \quad (9)$$

$$\frac{dh^3}{d(\pi_t - \pi^*)_t^3} = \alpha e^{\alpha(\pi_t - \pi^*)} \quad (10)$$

É importante notar que para valores de γ e α diferentes de zero, as terceiras derivadas acima também são diferentes de zero, introduzindo assimetrias na função perda do banco central. Assumindo, por exemplo, $\gamma = -1.0$ e

$\alpha = 1.0$, tem-se que a terceira derivada de f é negativa em relação ao hiato do produto, enquanto a terceira derivada de h é positiva em relação aos desvios da inflação à meta.

Assim, ao analisar graficamente a função perda dada por (8), com os valores de γ e α assumidos acima, tem-se que a perda relacionada a um hiato do produto negativo é maior do que a relacionada ao mesmo hiato do produto positivo, enquanto a perda relacionada a desvios positivos da inflação à meta é maior que a desvios negativos da inflação à meta, para cada desvio absoluto, como é possível verificar na Figura (1).

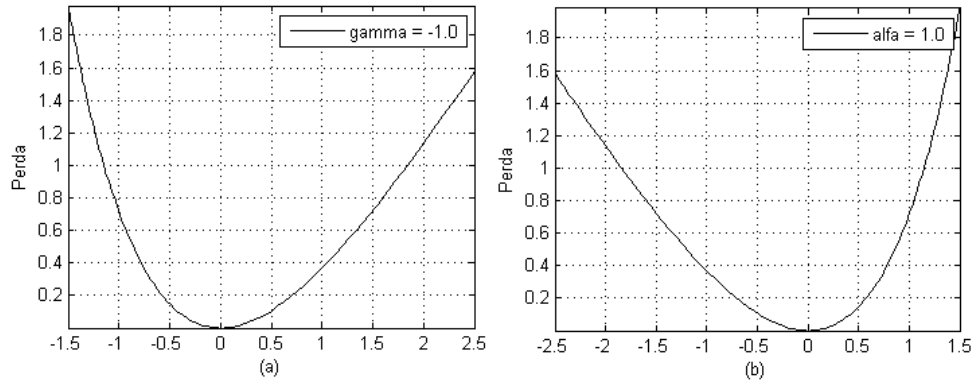


Figura 1 – Função de reação do banco central assimétrica ao hiato do produto (a) e a desvios da inflação em torno da meta (b)

A estrutura econômica assumida no modelo se dá por um arcabouço Novo Keynesiano linear de preços rígidos, conforme exposto por [Clarida, Galí e Gertler \(1998\)](#).

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + E_tx_{t+1} + g_t \quad (11)$$

$$\pi_t = \lambda x_t + bE_t\pi_{t+1} + u_t \quad (12)$$

onde E_tx_{t+1} e $E_t\pi_{t+1}$ representam os valores esperados do hiato do produto e da inflação condicionados às informações disponíveis até t . i_t é a taxa nominal de juros, g_t e u_t são inovações independentes assumidas como processos ruídos brancos representando choques de demanda e de oferta, respectivamente.

Os parâmetros φ , λ e b são todos positivos. Ou seja, a inflação corrente depende das expectativas sobre a inflação futura e do hiato do produto,

enquanto o hiato do produto depende da taxa real de juros e da expectativa sobre o hiato futuro do produto.

Para o restante do presente trabalho, não serão assumidas formas funcionais explícitas para f e h . A regra de política monetária é encontrada na minimização da equação (1) sujeita às restrições presentes em (11) e (12). Substituindo (11) e (12) em (1), temos:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \{ Af(-\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t) + h(\lambda x_t + b E_t \pi_{t+1} + u_t) \} \quad (13)$$

Ainda de acordo com Cukierman e Muscatelli (2008), os formuladores de política monetária, sob discricionariedade, reotimizam o problema a cada período tomando as expectativas futuras das variáveis como dadas. Para tanto, o banqueiro central escolhe i_t de tal forma a minimizar a equação (13). A condição de primeira ordem é dada por:

$$AE_t f'[\cdot] + \lambda E_t h'[\cdot] = 0, \quad t = 0, 1, 2, \dots, \quad (14)$$

Com isto, a taxa de juros é escolhida como função dos hiatos de inflação e produto esperados para o período seguinte. Caso a função perda do banco central representada por (2) seja quadrática, com as funções $f(\cdot)$ e $h(\cdot)$ possuindo terceiras derivadas iguais a zero, é possível verificar que satisfazer a condição de primeira ordem acima resulta em uma regra de política monetária (função reação do banco central) linear, após tomarmos a primeira derivada de uma função quadrática. Caso contrário, com uma função perda assimétrica, a regra de política monetária conterá termos não lineares.

Como as formas funcionais de $f(\cdot)$ e $h(\cdot)$ não são explicitadas, não é possível resolver explicitamente a minimização da função de perda do banco central, como seria no caso de uma função quadrática. Diante disto, podemos apenas inferir algumas características da função de reação do mesmo e as relações com os dois tipos de assimetrias estudadas para as preferências do banqueiro central utilizando estatísticas comparativas. Diferenciando a condição de primeira ordem em $t = 0$ com relação a $E_0 \pi_1$, temos:

$$\frac{di_0}{dE_0\pi_1} = \frac{1}{\varphi} \frac{\varphi AE_0 f_0''[\cdot] + \lambda(\varphi\lambda + b)E_0 h_0''[\cdot]}{AE_0 f_0''[\cdot] + \lambda^2 E_0 h_0''[\cdot]} \equiv \frac{\varphi AE_0 f_0''[\cdot] + \lambda(\varphi\lambda + b)E_0 h_0''[\cdot]}{\varphi D} \quad (15)$$

É importante notar dois pontos: (1), a derivada acima é positiva, o que implica que o banco central reaje a aumentos da inflação esperada aumentando a taxa de juros e (2) o numerador é maior que o denominador, implicando que o aumento na taxa de juros nominal é maior do que o aumento nas expectativas de inflação.

Ao realizar a derivada acima em relação a $E_0 x_1$, temos:

$$\frac{di_0}{dE_0 x_1} = \frac{1}{\varphi} \frac{A(1 + \varphi\lambda)E_0 f_0''[\cdot] + \lambda^2(1 + \varphi\lambda + b)E_0 h_0''[\cdot]}{D} \quad (16)$$

Esse resultado também é positivo, implicando que a taxa de juros se eleva em resposta a um aumento nas expectativas acerca do hiato do produto.

Conforme visto, caso o banco central não apresente nem PAR e nem PAI, sua função de reação é linear, sendo que a função de perda é quadrática tanto na inflação quanto no hiato do produto. Assim, como *benchmark*, será utilizada a seguinte função de reação para o banco central, generalizada a partir de [Taylor \(1993\)](#) por [Cukierman e Muscatelli \(2008\)](#), que relaciona linearmente a taxa de juros aos hiatos da inflação e produto:

$$i_t^* = \bar{i} + \beta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \Phi E(x_{t+j}) \quad (17)$$

Aqui, $E_t(\pi_{t+k} - \pi^*)$ representa o desvio esperado da inflação em relação à meta k períodos à frente, x_{t+j} representa o hiato do produto j períodos à frente e \bar{i} é uma constante, representando a taxa de juros neutra da economia. Para observar a possibilidade de suavização dos movimentos de taxa de juros, é adotado um mecanismo de ajuste parcial, conforme [Cukierman \(1989\)](#):

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* \quad (18)$$

onde ρ é um coeficiente que indica o grau de suavização do banqueiro central com relação a movimentos na taxa de juros. Utilizando este parâmetro de suavização na função de reação adotada, temos:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \{ \bar{i} + \beta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \Phi E(x_{t+j}) \} \quad (19)$$

Na ausência de formas explícitas para as funções h e f , a análise das terceiras derivadas dentro da função perda do banco central se dará de forma indireta, através da análise de possíveis não linearidades na regra de política monetária apresentada.

Por fim, para modelar a resposta não linear do banqueiro central, um modelo da classe *Smooth Transition Regression* (STR) é utilizado para a função de reação do banco central, incorporando funções de transição para o hiato do produto e desvios da inflação. Para tanto, estas funções são adicionadas à forma linear anteriormente exposta como variáveis de transição:

$$i_t^* = X_t + X_t \alpha_\pi \theta(\Gamma, c, z_{t-d}^\pi) + X_t \alpha_x \theta(\Gamma, c, z_{t-j}^x) + e_t \quad (20)$$

onde X_t representa as variáveis do modelo linear, z_{t-d}^x e z_{t-j}^π são as variáveis de transição referentes ao hiato do produto e o desvio da inflação, c é o limiar a partir do qual ocorre a mudança de regime, Γ é o parâmetro de suavização da transição (velocidade no qual a transição se dá), $\theta(\cdot)$ é uma função logística, escolhida segundo o trabalho de [Areosa, McAleer e Medeiros \(2011\)](#) e os resultados obtidos por [Pagano e Rossi \(2009\)](#), tal qual:

$$\theta(\Gamma, c, z_{t-k}) = \frac{1}{1 + e^{\Gamma(z_{t-k} - c)}} \quad (21)$$

Uma característica essencial da equação (20) é que, para valores positivos ou negativos de α_π e de α_x , a função perda é convexa ou côncava, respectivamente, nos desvios da inflação e no hiato do produto, conforme [Cukierman e Muscatelli \(2008\)](#). Assim, o sinal encontrado na estimação destes parâmetros permite a caracterização das preferências do banco central, tal como elaborado também por [Cukierman e Muscatelli \(2008\)](#).

A função logística permite mudanças entre dois regimes associados aos seus valores extremos, dados em $\theta(\Gamma, c, z_{t-k}) = 0$ e $\theta(\Gamma, c, z_{t-k}) = 1$. Dependendo do valor assumido pelo parâmetro Γ , ela pode assumir diferentes graus de suavização da transição entre estes valores extremos em termo do limiar de transição c , e, com $|\Gamma| \rightarrow \infty$, a transição se torna instantânea. Na

Figura (2), vemos exemplos de transições suave e rápida, a depender do valor assumido para Γ , assim como os impactos de valores positivos ou negativos.

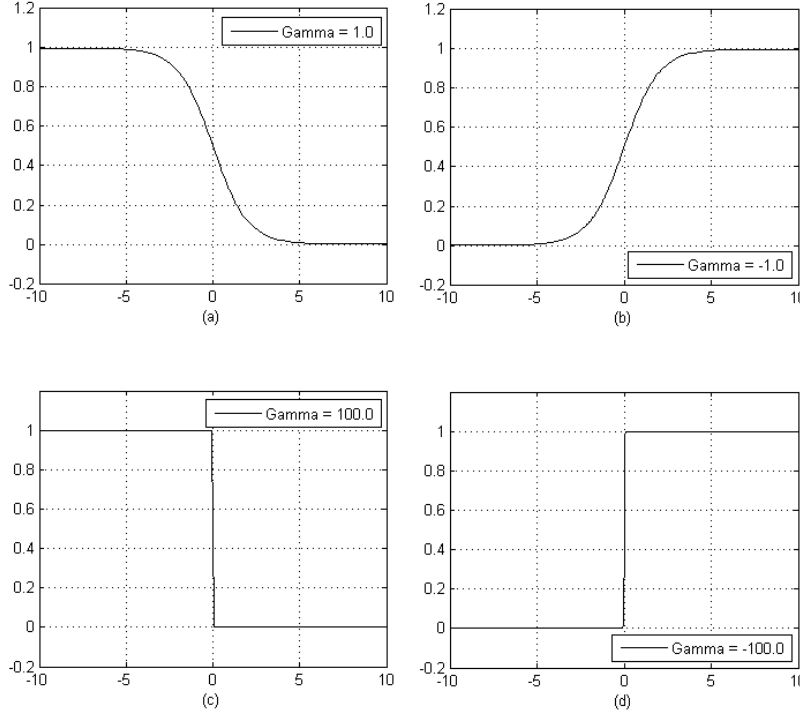


Figura 2 – Em (a) e em (b), função logística com transição suave, em (c) e em (d) temos uma transição quase instantânea.

Assim, para o hiato do produto, $\theta(\cdot)$ assume a seguinte forma:

$$\theta(\Gamma, c, z_{t-j}^x) = \theta(H_{t-j}^x) = \frac{1}{1 + e^{\Gamma(z_{t-j}^x - c)}} \quad (22)$$

enquanto, para o desvio da inflação, tem-se:

$$\theta(\Gamma, c, z_{t-d}^\pi) = \theta(H_{t-d}^\pi) = \frac{1}{1 + e^{\Gamma(z_{t-d}^\pi - c)}} \quad (23)$$

Desta forma, tem-se que a função de reação é dada por:

$$i_t^* = \bar{i} + \beta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \Phi E(x_{t+j}) + \alpha_\pi E(\pi_t - \pi^*) \theta(H_{t-d}^\pi) + \alpha_x E(x_{t+j}) \theta(H_{t-w}^x) + u_t \quad (24)$$

Seguindo o procedimento adotado no modelo não linear, utilizamos aqui também um termo de suavização dos movimentos da taxa de juros, chegando no seguinte formato para a função de reação:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \{ \bar{i} + \beta E_t(\pi_{t+k} - \pi^*) + \Phi E(x_{t+j}) + \alpha_\pi E(\pi_t - \pi^*) \theta(H_{t-d}^\pi) + \alpha_x E(x_{t+j}) \theta(H_{t-w}^x) \} + u_t \quad (25)$$

4 Metodologia empírica

4.1 Método de estimação

Modelos STR são largamente utilizados para capturar comportamentos assimétricos de séries de tempo. Sobre a hipótese de exogeneidade, o método de estimação usualmente utilizado é o de Mínimos Quadrados Não Lineares. [Cukierman e Muscatelli \(2008\)](#) e, por conseguinte, [Pagano e Rossi \(2009\)](#) assumiram a exogeneidade das variáveis utilizadas na função reação do banco central e utilizaram Mínimos Quadrados para estimar os parâmetros do modelo STR estudado. Porém, na hipótese de que o hiato do produto e os desvios da inflação à meta são endógenos, tal estimação torna-se viesada.

[Areosa, McAleer e Medeiros \(2011\)](#) relaxam a suposição de exogeneidade fraca ao propor um estimador GMM para recuperar os parâmetros dos modelos STR. Utilizando este método de estimação para a equação (25), não mais será necessária a hipótese de exogeneidade das variáveis de hiato do produto e desvios da inflação, mantendo não viesadas as estimações dos parâmetros mesmo na presença de endogeneidade destas variáveis.

Assim, o método de estimação proposto por [Areosa, McAleer e Medeiros \(2011\)](#) será utilizado na estimação da equação (25). Como instrumentos, serão utilizados os próprios regressores originais defasados em até quatro períodos.

Além do mais, [Pagano e Rossi \(2009\)](#) utilizaram, como medida do hiato do produto, o componente cíclico da produção industrial brasileira, tal qual é divulgada pelo IBGE. Neste trabalho, propomos a utilização de uma medida de hiato de produto mais ampla, baseada no IBC-Br, proxy de PIB mensal computado pelo Banco Central do Brasil que leva em consideração a produção industrial, as vendas no varejo e a produção agropecuária. Como não necessariamente o banqueiro central tem disponível o último dado referente a esta série em tempo real para a tomada de decisão de política monetária

(o IBC-Br é divulgado aproximadamente dois meses após o fechamento do mês de referência), propomos uma estimação do hiato do IBC-Br a partir da utilização de análise de componentes principais.

4.2 Dados Utilizados

Os dados utilizados têm início em janeiro de 2003 (início da série do IBC-Br) e fim em dezembro de 2014, com periodicidade mensal. Durante todo este período, o Brasil esteve sob regime de câmbio flutuante e de metas de inflação. Como medida de expectativa de inflação, será utilizada a expectativa 12 meses à frente suavizada das projeções Focus, pesquisa realizada pelo Banco Central do Brasil com participantes do mercado, do último dia útil de cada mês. O instrumento de política monetária a ser utilizado é a taxa Selic efetiva, definida pelo Banco Central através das operações de mercado aberto, enquanto a meta de inflação utilizada é aquela definida pelo CMN em cada período.

Para a expectativa acerca do hiato do produto, utiliza-se uma estimativa para o hiato do produto efetivamente observado em cada período. Aqui é assumido que a expectativa sobre o hiato do produto é igual, em média, ao hiato do produto realizado, sobre a hipótese de expectativas racionais ($Ex_t = x_t + u$, onde u é um erro com média zero e não predizível com base no conjunto de informações disponíveis em t).

Como medida de hiato do produto, é utilizada neste trabalho uma medida alternativa construída através da utilização de análise de componentes principais sobre uma gama de variáveis coincidentes de atividade. Isto é feito por dois motivos: extrair a tendência comum desta série de indicadores e conseguir uma medida quase em tempo real do nível de atividade, dado que o IBC-Br é divulgado com uma defasagem de aproximadamente dois meses do seu mês de referência. É importante notar, porém, que este processo é feito apenas uma vez utilizando-se a amostra inteira, não ocorrendo a reestimação do hiato do produto em cada período temporal.

As variáveis utilizadas se encontram na Figura (3).

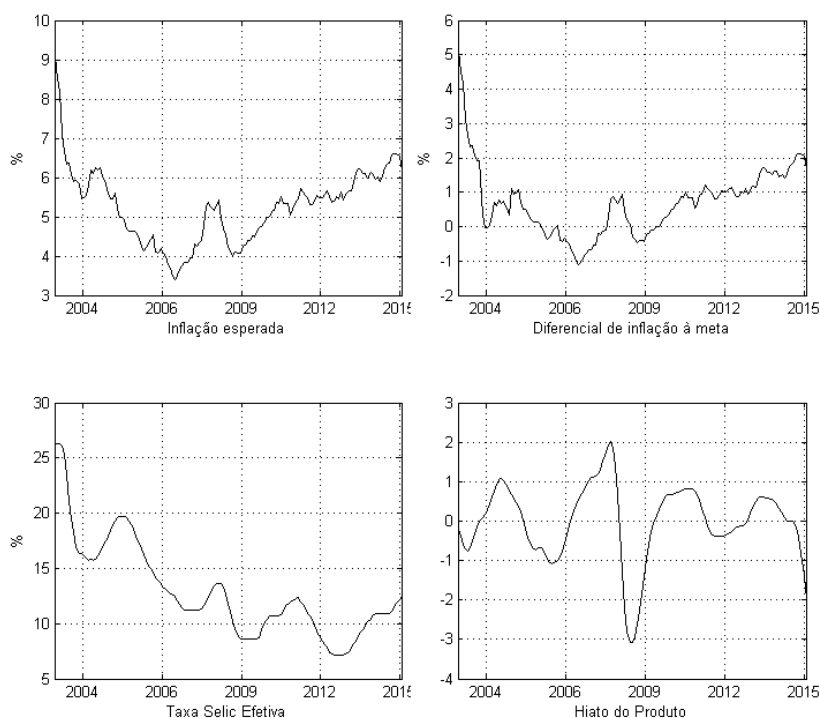


Figura 3 – Variáveis utilizadas.

A utilização desta medida alternativa se dá como maneira de projetar em um determinado instante do tempo as condições atuais da economia, resumidas pelo indicador mensal do Banco Central do Brasil chamado de IBC-Br. Como no momento da decisão de política monetária as últimas informações referentes a este indicador não necessariamente são conhecidas, aplicaremos a metodologia aqui descrita para projetá-lo em cada instante de tempo.

A OCDE (2012) propõe retirar a tendência e suavizar os indicadores utilizados para compor seus indicadores de nível de atividade através do uso do filtro Hodrick-Prescott, dada a sua maior estabilidade e transparência quando comparado com outros filtros estatísticos¹.

Após a extração dos componentes cíclicos das variáveis candidatas, a análise de componente principal é utilizada e os componentes resultantes que explicam a maior parte da variabilidade dos dados originais são regredidos contra o ciclo do IBC-Br até t_{-1} , para termos então a projeção deste indicador em t_0 .

Para isto, e de acordo com os trabalhos de [Drago e Ribeiro \(2013\)](#) e

¹ A OCDE (2012) testa a utilização, além do filtro HP, do Phase Average Trend Method (PAT), do Month for Cyclical Dominance method (MCD) e do Christiano-Fitzgerald Filter (CF), acabando por concluir pela utilização do filtro HP.

da OCDE (1997 e 2012), a modelagem aqui proposta se dá pelos seguintes passos:

1. Dessazonalização das séries dos indicadores escolhidos;
2. Extração de uma tendência de longo prazo com a utilização de um filtro HP com parâmetro de 14.400;
3. Aplicação de um filtro HP com parâmetro 10 ao componente cíclico (suavização do ciclo);
4. Extração do componente cíclico do IBC-Br através da mesma metodologia explicitada acima;
5. Construção da medida de hiato pela regressão dos componentes principais que explicam pelo menos 85% da variabilidade total dos dados com o componente cíclico do IBC-Br.

Como variáveis candidatas, foram escolhidas séries de tempo com divulgação rápida, geralmente conhecidas antes da divulgação da produção industrial de determinado mês. A relação completa das séries utilizadas se encontra no Apêndice A. A realização destes passos resulta na estimativa para o hiato do produto vista na Figura (4).

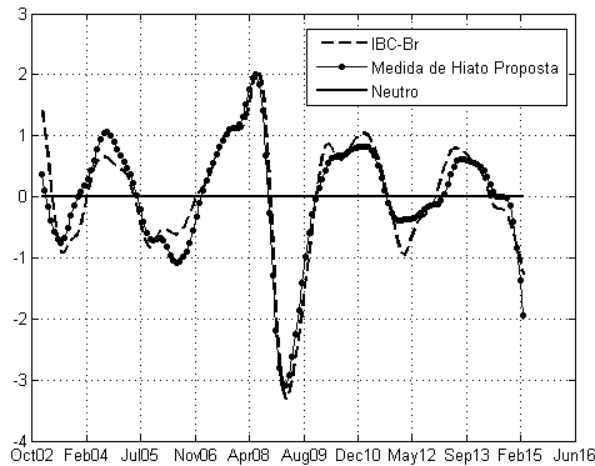


Figura 4 – Componente Cíclico do IBC-Br

Testes ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) de raiz unitária foram realizados sobre as variáveis utilizadas. A defasagem ótima foi escolhida de acordo

com o critério de informação de Schwarz. Para a Selic, foram incluídas uma constante e uma tendência linear. Todas as variáveis se mostraram estacionárias a um nível de significância de 10% (Tabela (1)).

	Defasagem	Estatística t
Selic	1	-3.4434
Desvio da inflação	1	-2.4411
Hiato do produto	1	-8.7925

Tabela 1: Testes ADF

4.3 Teste de não-linearidade

Considerando a equação (25), testar a existência de não linearidade é equivalente a realizar um teste de hipótese onde $H_0 : \Gamma = 0$ (que resulta na equação linear (19)) contra a hipótese alternativa $H_0 : \Gamma > 0$. Como a equação (25) é não identificável sobre a hipótese nula (a hipótese de linearidade também se daria com $\alpha = 0$), utiliza-se uma expansão de Taylor de terceira ordem sobre a função $\theta(\cdot)$ em torno do ponto $\Gamma = 0$, conforme Terasvirta (1994):

$$x_t = X_t \lambda_0 + (X_t z_{t-k})' \lambda_1 + (X_t z_{t-k}^2)' \lambda_2 + (X_t z_{t-k}^3)' \lambda_3 + \nu_t \quad (26)$$

onde $X_t = (1, x_1, x_2, \dots)$, ou seja, uma matriz com todos os regressores originais.

A partir da estimação da equação (26), testar a não-linearidade da função (25) equivale a testar se $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$. Ainda de acordo com Terasvirta (1994), este procedimento é realizado através de um teste LM, utilizando-se a estatística F:

$$F = \frac{(SSE_n - SSE_a)/k}{SSE_a/(T - k)} \quad (27)$$

onde SSE_n é a soma dos quadrados dos resíduos sobre a hipótese nula, SSE_a é a soma dos quadrados dos resíduos da equação sobre a hipótese alternativa, T é a quantidade de observações e k a quantidade de restrições impostas.

5 Estimação e resultados

Para o teste de não linearidade, utilizamos, como variáveis de transição, o hiato do produto e os desvios da inflação à meta, pois buscamos

caracterizar as preferências do Banco Central do Brasil acerca destas variáveis. O limiar de transição (parâmetro c) é igual a zero, pois se quer testar se existe não linearidade ao redor de desvios positivos ou negativos da inflação à meta e do hiato do produto ao redor do seu nível neutro.

Também foram incluídas as variáveis x_t e $E\pi_t$ com uma defasagem, procedimento que resultou em resíduos estimados sem estrutura de correlação. Como variáveis instrumentais, foram utilizadas quatro defasagens do hiato do produto, do diferencial de inflação e da taxa Selic efetiva.

Abaixo, o resultado do teste realizado. Como $H_0 : \Gamma = 0$ resulta na equação linear (19), temos que os p-valores apresentados abaixo apontam para a existência de não linearidades na função (25) tanto com relação ao hiato do produto quanto a desvios da inflação em relação à meta, conforme resultados contidos na Tabela (2).

	Estatística F	P-valor
Hiato do produto	9,7551	0,00
Desvios da inflação	4,0683	0,00

Tabela 2: Função de reação linear - parâmetros estimados

O próximo passo, então, é realizar a estimação da equação (25) utilizando o método não linear de variáveis instrumentais proposto por Areosa, McAleer e Medeiros (2011) e apresentado na subseção (4.1). Novamente Também foram incluídas as variáveis x_t e $E\pi_t$ com uma defasagem e, como variáveis instrumentais, foram utilizadas quatro defasagens do hiato do produto, do diferencial de inflação e da taxa Selic efetiva.

	Estimação
i^*	-0,0898 (0,3216)
i_{t-1}	0.9962 (0.0231)
Desvios da Inflação	9.9667

Tabela 3: Função de reação linear - parâmetros estimados

Referências

- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. *Targets and Inflation Dynamics*. [S.l.], 2005. (Working Paper Series).
- ARAGÓN, E. K. da S. B.; PORTUGAL, M. S. *Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences*. [S.l.], 2008.
- AREOSA, W. D.; MCALEER, M.; MEDEIROS, M. C. Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables. *Journal of Econometrics*, v. 165(1), p. 100–111, 2011.
- BEVILAQUA, A.; MESQUITA, M.; MINELLA, A. Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies. *Revista Economia e Sociedade*, Bank for International Settlements, n. 35, Maio 2008.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice some international evidence. *European Economic Review*, v. 42, n. 6, p. 1033–1067, Junho 1998.
- CUKIERMAN, A. Why does the Fed smooth interest rates? *Federal Reserve Bank of St. Louis, Proceedings*, p. 111–157, 1989.
- CUKIERMAN, A.; MUSCATELLI, A. Nonlinear Taylor rules and asymmetric preferences in central banking: Evidence from the United Kingdom and the United States. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, v. 8, n. 1, p. 1–31, Fevereiro 2008.
- DRAGO, A. D.; RIBEIRO, G. de P. Indicadores para projeção do nível de atividade econômica no Brasil. *Seminário sobre Crescimento Econômico: Ministério da Fazenda e Banco Interamericano de Desenvolvimento*, 2013.
- FISCHER, S. *Modern Approaches to Central Banking*. [S.l.], 1995.
- FISCHER, S. Why are central banks pursuing long-run price stability? *Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole*, p. 7–34, 1996.
- GERLACH, S.; SCHNABEL, G. The Taylor rule and interest rates in the EMU area: a note. *BIS Working Paper*, n. No. 73, 1999.
- JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. Taylor's rule and the Fed, 1970-1997. *Economic Review*, p. 3–16, 1998.
- MENDONÇA, H. F. d. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Revista Economia e Sociedade*, v. 16, p. 17, Janeiro 2001.

- MISHKIN, F. S. *Inflation Targeting in Emerging Market Countries*. [S.l.], 2000.
- OECD. *Business Tendency Surveys: A Handbook*. [S.l.], 1997.
- OECD. *OECD System of Composite Leading Indicators*. [S.l.], 2012.
- PAGANO, T. d. A.; ROSSI, J. L. J. *Uma análise da não-linearidade da função de reação do Banco Central do Brasil: Averso a Inflação ou a Recessão?* [S.l.], 2009.
- RIGOLON, F.; GIAMBIAGI, F. A atuação do banco central em uma economia estabilizada: é desejável adotar metas inflacionárias no brasil? *Revista de Economia Polca*, n. 19(3), p. 3–22, 1999.
- SURICO, P. The Feds monetary policy rule and U.S. inflation: The case of asymmetric preferences. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2006.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, n. 1, p. 195–214, Dezembro 1993.
- TAYLOR, J. B. Policy rules as a means to a more effective monetary policy. *Monetary and Economic Studies*, v. 14, n. 1, p. 28–39, Julho 1996.
- TERASVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 89, n. 425, p. 208–218, 1994.
- ULLRICH, K. A comparison between the Fed and the ECB: Taylor rules. *ZEW Discussion Paper*, n. 03-19, 2003.

A Medida de Hiato Alternativa

Conforme explicado, no momento da decisão de política monetária, os formuladores de política não necessariamente têm à sua disposição os últimos dados referentes ao nível de atividade e ao ciclo econômico. Por conseguinte, adotamos neste trabalho uma medida alternativa de hiato de produto, utilizando como base o IBC-Br, indicador em base mensal de atividade do Banco Central do Brasil.

Como forma de obter uma aproximação do ciclo da economia em determinado momento de tempo, são utilizadas uma gama de variáveis de preço, produção e confiança de diferentes setores da economia a serem utilizadas na construção da medida de hiato alternativa. A lista completa de variáveis utilizadas, assim como a fonte de cada série, pode ser vista na Tabela (4).

Variável	Fonte
NUCI	FGV
Confiança da Indústria - Índice	FGV
Confiança da Indústria - Cond. Atual	FGV
Confiança da Indústria - Expectativas	FGV
Confiança do Comércio	FECOMERCIO
Índice de Atividade no Comércio	Serasa Experian
Subíndice de Venda de Veículos	Serasa Experian
Subíndice de Venda em Supermercados	Serasa Experian
Subíndice de Venda de Eletrodomésticos	Serasa Experian
Subíndice de Venda de Combustíveis	Serasa Experian
Subíndice de Venda de Itens de Vestuário	Serasa Experian
Subíndice de Venda de Materiais de Construção	Serasa Experian
Produção Total de Veículos	ANFAVEA
Geração de Energia Elétrica	ONS
Fluxo de Veículos Pesados em Estradas Pedagiadas	ABCR
Emplacamento Total de Veículos	FENABRAVE
Emplacamento de Veículos Comerciais Leves	FENABRAVE
Emplacamento de Caminhões	FENABRAVE
Emplacamento de Ônibus	FENABRAVE
Emplacamento de Motocicletas	FENABRAVE
Índice de Commodities Total	CRB - <i>Commodity Research Bureau</i>
Índice de Commodities - Fat	CRB - <i>Commodity Research Bureau</i>
Índice de Commodities - Food	CRB - <i>Commodity Research Bureau</i>
Índice de Commodities - Live Stock	CRB - <i>Commodity Research Bureau</i>
Índice de Commodities - Metals	CRB - <i>Commodity Research Bureau</i>
Índice de Commodities - Raw Industrials	CRB - <i>Commodity Research Bureau</i>
ISM Manufacturing	<i>Institute for Supply Management</i>
Taxa de Câmbio Reais por Dólar	Banco Central do Brasil

Tabela 4: Variáveis Utilizadas

Abaixo, a extração do componente cíclico de cada uma das variáveis utilizadas e a comparação deste com o ciclo do IBC-Br.

Problemas ao adicionar as figuras no latex, figuras estão em arquivo Word anexo