

Neuremberg de Matos da Costa

Regra de Taylor e não linearidades na política monetária: o caso brasileiro

Brasília - DF

Agosto de 2020

Neuremberg de Matos da Costa

**Regra de Taylor e não linearidades na política monetária:
o caso brasileiro**

Monografia apresentada ao Departamento de
Economia da Universidade de Brasília para
obtenção do título de Bacharel em Economia.

Universidade de Brasília - UnB
Faculdade de Economia, Administração e Gestão de Políticas Públicas.
Curso de Ciências Econômicas

Orientador: Prof. Dr. Nelson Henrique Barbosa Filho

Brasília - DF
Agosto de 2020

Neuremberg de Matos da Costa

Regra de Taylor e não linearidades na política monetária: o caso brasileiro

Monografia apresentada ao Departamento de
Economia da Universidade de Brasília para
obtenção do título de Bacharel em Economia.

Trabalho aprovado. Brasília - DF, 01 de setembro de 2020:

**Prof. Dr. Nelson Henrique Barbosa
Filho**
Orientador

Prof. Dr. Manoel Carlos Pires
Convidado

Brasília - DF
Agosto de 2020

Agradecimentos

Primeiramente agradeço a Deus, sem Ele não somos nada. E em segundo lugar, à minha família que sempre me incentivou e apoiou as minhas decisões, principalmente minha mãe Cleucimar de Matos da Costa e meu pai Luís Martins da Costa. Agradeço meus irmãos Fernando de Matos da Costa, Leonardo de Matos da Costa e Luana de Matos da Costa, que sempre compreenderam minha ausência.

Resumo

O objetivo desse trabalho é testar a existência de não linearidades na regra de reação de Banco Central do Brasil. Dessa forma, ao longo dele foi apresentado o papel da função de reação da autoridade monetária no âmbito do modelo de três equações, o papel das preferências no surgimento de não linearidades, um breve exposição da implantação do sistema de metas de inflação no Brasil e no mundo e, por fim, foi estimando a função de reação de Banco Central do Brasil. De modo geral, não foi encontrado evidência para a existência de não linearidades, entretanto, foram encontrado evidências em favor de que o Banco Central ajusta mais rapidamente a SELIC quando ocorre um desvio na inflação em relação à meta do que quando ocorre um desvio de mesma magnitude no hiato do produto.

Palavras-chaves: SELIC, Banco Central, Preferências, Não linearidades, Modelo de três equações.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Curva WS	19
Figura 2 – Divisão do produto entre firmas e trabalhadores	21
Figura 3 – Equilíbrio no mercado de trabalho	22
Figura 4 – Regra de Taylor para os EUA	32
Figura 5 – Preferências da autoridade monetária	33
Figura 6 – Evolução das expectativas, meta e SELIC	36
Figura 7 – Índice de produção industrial	37
Figura 8 – Produção industrial ajustado e tendência	37
Figura 9 – <i>Proxy</i> para hiato do produto.	38

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estimação em nível	39
Tabela 2 – J-test	40
Tabela 3 – Assimetria	41
Tabela 4 – Teste <i>Dickey-Fuller</i> aumentado	42
Tabela 5 – Teste <i>Dickey-Fuller</i> aumentado para primeira diferença	43
Tabela 6 – Estimação em primeira diferença	44
Tabela 7 – Teste <i>J</i> para estimação em primeira diferença	44

Lista de abreviaturas e siglas

BCB	Banco Central de Brasil
CMN	Conselho Monetário Nacional
FED	<i>Federal Reserve System</i>
GMM	Método dos momentos generalizados
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
PIB	Produto interno bruto
RMI	Regime de metas de inflação
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
SGS	Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central
SIDRA	Sistema IBGE de Recuperação Automática.

Lista de símbolos

α	Letra grega minúscula alpha
β	Letra grega minúscula beta
γ	Letra grega minúscula gama
λ	Letra grega minúscula lambda
ϕ	Letra grega minúscula phi
π	Letra grega minúscula pi
θ	Letra grega minúscula theta
Δ	Letra grega maiúscula delta
\approx	Símbolo matemático para aproximando
\equiv	Símbolo matemático para equivalente.

Sumário

	Introdução	14
1	MODELO DE TRÊS EQUAÇÕES	16
1.1	Curva IS	16
1.2	Curva de Philips	18
1.3	Regra monetária	25
1.4	Resolvendo o modelo	25
2	REGRA MONETÁRIA	29
2.1	Regime de metas de inflação	29
2.2	Regra de Taylor e assimetrias	31
3	ESTIMAÇÃO ECONOMETRICA	35
3.1	Especificação	35
3.2	Os dados	36
3.3	Estimação em nível	38
3.4	Estimação em primeira diferença	41
	Conclusão	46
	REFERÊNCIAS	47

Introdução

O objetivo deste trabalho é estimar a regra Taylor para o Brasil e testar a existência de não linearidades na regra de reação do Banco Central. Mais especificamente, testar a existência de não linearidades, significa testar se a velocidade de ajuste taxa de juro muda quando a expectativa de inflação está acima ou abaixo da meta estipulada.

O [ARAGÓN e PORTUGAL \(2010\)](#) aponta que a regra de Taylor é estrutura mais amplamente usada para representar a função de reação da autoridade monetária. Essa regra pode ser derivada como a solução de um problema de minimização de uma função de perda quadrática sujeita a restrições importa pela economia: curva *IS* e a curva de Philips. Segundo ela, o Banco Central ajusta a taxa de juro nominal em resposta à desvios do produto e da inflação em relação às metas de inflação e produto.

Entretanto, segundo esses autores, duas abordagens recentes rejeitam uma estrutura linear para a função de reação do Banco Central. A primeira abordagem, deriva uma função de reação não linear como consequência de uma curva de Philips não linear, mesmo a função de perda sendo quadrática.

A segunda abordagem teórica considera que *policymakers* podem ter preferências assimétricas quanto ao valor das variáveis alvo da política monetária em relação às metas fixadas. Por exemplo, os decisores da política econômica podem ser mais tolerantes com uma inflação acima do que abaixo da meta em troca de um produto maior no curto prazo.

Em geral, diz-se que a autoridade monetária possui preferências assimétricas quando ela atribui diferentes pesos para inflação e hiato do produto na condução da política fiscal. Entretanto, no parágrafo acima a noção de assimetria das preferências é num sentido mais restrito. A assimetria é em relação ao valor assumido pelas variáveis e não entre a importância das variáveis na condução a política monetária.

O presente trabalho pretende testar a existência de não linearidades na regra de reação em razão desta última abordagem. A escolha por essa linha se deve em parte por [ARAGÓN e PORTUGAL \(2010\)](#) não terem encontrado evidências de não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil em razão de uma especificação não linear da curva de Philips. Nesse artigo, foi adotado uma especificação convexa da curva de Philips, entretanto, o efeito dela na função de reação não se mostrou significativa estatisticamente.

Além dessa introdução, este trabalho está organizado em três capítulos e a conclusão. No primeiro capítulo, *Modelo de Três Equações*, será abordado estrutura da economia e como a regra de reação da autoridade monetária se encaixa nesse esquema. No segundo capítulo, *A Regra Monetária*, a regra de monetária será derivada como a solução de um

problema de otimização e será feita um breve panorama da adoção do regime de metas de inflação no Brasil. No terceiro capítulo, *Estimação Econométrica*, a regra de Taylor será estimada para o Brasil e será testada a existência de não linearidades na regra monetária quando a expectativa de inflação está acima ou abaixo da meta.

1 Modelo de três equações

Neste trabalho, será abordado o caso de uma economia fechada. Assim, o modelo de três equações usa a curva de demanda - curva *IS* -, curva de inflação - curva de *Philips* - e uma regra monetária para descrever o funcionamento da economia. Entretanto, a solução desse modelo depende crucialmente de uma hipótese sobre as expectativas de inflação.

1.1 Curva IS

A curva IS modela o lado da demanda da economia, o I representa *Investment* e o S *Savings*. Segundo [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#), a curva IS foi formulada originalmente como versão simplificada da descrição de Maynard Keynes sobre o lado da demanda em sua *Teoria Geral*.

A curva IS é o meio para sumarizar como a produção agregada da economia é afetada por mudanças nas decisões de gastos das famílias, firmas e governo. Ela mostra as combinações de taxa de juro e produto, tal que o dispêndio agregado da economia é igual ao produto.

Considerando uma economia fechada, a demanda agregada é dada por:

$$y^D = C + I + G \quad (1.1)$$

Isto é, a demanda agregada é soma do consumo das famílias, C , investimento das firmas, I , e gastos do governo G . A condição de equilíbrio no mercado de bens implica que o produto y é igual à demanda agregada, isto é:

$$y = y^D$$

Segundo [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#), será assumido que o consumo agregado das famílias é uma simples função linear da renda disponível às famílias após o pagamento dos impostos:

$$C = c_0 + c_1(y - T) \quad (1.2)$$

Tal que, c_0 é o consumo autônomo, c_1 a propensão marginal a consumir e T os impostos líquidos de transferências. Alternativamente, os impostos é uma fração t do

produto, de modo que, $T = ty$, assim a função consumo por ser reformulada como:

$$C = c_0 + c_1(1 - t)y \quad (1.3)$$

Tal que $0 < t < 1$, equação acima é a função de consumo keynesiana de acordo com (CARLIN; SOSKICE, 2015).

Substituindo a equação 1.3 na equação 1.1, segue:

$$y^D = c_0 + c_1(1 - t)y + I + G \quad (1.4)$$

Da condição de equilíbrio, obtém-se:

$$\begin{aligned} y &= c_0 + c_1(1 - t)y + I + G \\ [1 - c_1(1 - t)]y &= c_0 + I + G \\ y &= \frac{1}{1 - c_1(1 - t)}[c_0 + I + G] \end{aligned}$$

Seja $k \equiv \frac{1}{1 - c_1(1 - t)}$, segue:

$$y = k[c_0 + I + G] \quad (1.5)$$

Sendo k o multiplicado keynesiano.

Entretanto, falta a taxa de juro na equação 1.5. A taxa de juro entra através da definição da função investimento que, seguindo CARLIN e SOSKICE (2015), é definida como:

$$I = a_0 - a_1r \quad (1.6)$$

Sendo r a taxa real de juros, a_0 e a_1 são constantes tal que $a_1 > 0$. O coeficiente a_1 captura o efeito da taxa de juro sobre o nível de investimentos, já a_0 captura outros efeitos. Sendo a expectativa de lucro após os impostos o mais importante dos efeitos sobre o investimento capturado por a_0 .

Substituindo a função investimento na equação 1.5, segue:

$$\begin{aligned} y &= k[c_0(a_0 - a_1r) + G] \\ y &= k(c_0 + a_0 + G) - ka_1r \end{aligned}$$

Definindo $\gamma_0 \equiv k(c_0 + a_0 + G)$ e $\gamma_1 \equiv ka_1$, obtém-se:

$$y = \gamma_0 - \gamma_1 r \quad (1.7)$$

Que é a curva IS da para uma economia fechada. Como já mencionado, a curva IS é o conjunto de combinações de juros e produto compatível com o equilíbrio no mercado de bens. Assim, conforme a equação 1.7, o produto é negativamente relacionado com a taxa real de juros, isto é, níveis altos de produto estão associados a níveis altos de taxa de juro e vice-versa.

Uma representação estocástica da curva IS pode ser dada por:

$$y = \gamma_0 - \gamma_1 r + v^d \quad (1.8)$$

Em que v^d são choques estocásticos de demanda.

1.2 Curva de Philips

Enquanto a curva *IS* descreve o lado da demanda da economia, a Curva de Philips (*CP*) descreve o lado da oferta da economia. Além disso, essa curva descreve como a economia se ajusta no médio prazo de acordo com [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#).

De acordo com [SACHS e LARRAIN \(2000\)](#), a Curva de Philips recebeu esse nome em razão dos trabalhos empíricos de A. W. Philips sobre desemprego e salários no Reino Unido. A primeira versão da *CP* focava-se na relação entre salários nominais e taxa de desemprego, sendo especificada como:

$$W = c - bU \quad (1.9)$$

Sendo b o coeficiente que captura o efeito da taxa de desemprego sobre os salários nominais. Como pode ser visto, tal relação não levava em conta expectativas de inflação ou taxa natural de desemprego.

Até a década de 70, a formulação original da *CP* era corroborada pelos dados empíricos. Partir dessa década, com aumento do processo inflacionário na economia dos EUA, tal relação deixou de ser observável empiricamente.

Segundo Milton Friedman e Edmund Phelps, a razão para isso é que para os trabalhadores é o poder de compra do salário que importa e não o seu valor nominal. Ao mesmo tempo em que para os empregadores o que importa é o custo de mão-de-obra em relação ao preço de produção e não o valor do salário nominal em si. Dessa forma, a formulação inicial da *CP* estava incorreta.

No âmbito do modelo de três equações, a curva de Philips é originária do equilíbrio entre a oferta de trabalho - definida pela curva WS - e demanda por trabalho, definida pela curva PS .

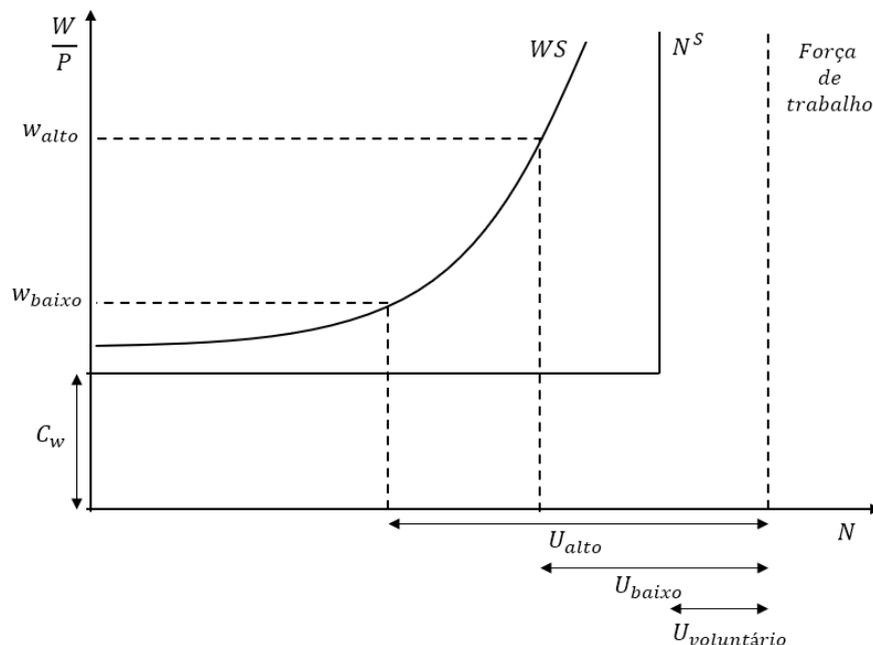
A WS - *wage setting* - reflete o salário desejado pelos trabalhadores. Assim, ela é afetada por dois fatores: 1) O benefício de estar desempregado e 2) as condições do mercado de trabalho.

No primeiro caso, há um desutilidade em trabalhador devido ao esforço necessário e, ao mesmo tempo, o trabalho tem o lazer como custo de oportunidade. Assim, para que o trabalhador aceite trabalhar o salário deve compensar a desutilidade do trabalho e o benefício de estar desempregado.

Já o segundo fator, capta o efeito da facilidade de encontrar emprego ao salário desejado. Neste caso, se o desemprego estiver baixo, significa que é relativamente mais fácil encontrar trabalho. Portanto, o empregador deve oferecer um salário mais alto para que o trabalhador não mude emprego. Logo, quanto menor o desemprego, maior o salário desejado pelos trabalhadores e vice versa.

Na figura 1 é ilustrada a curva WS . O eixo horizontal representa o emprego N , o eixo vertical o salário real $\frac{W}{P}$. Desta forma, a curva WS apresenta uma inclinação positiva: quanto maior o nível de emprego, maior o salário desejado pelo trabalhador.

Figura 1 – Curva WS



Fonte: Adaptado de [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#).

Além da curva WS é mostrada também a oferta de trabalho N^S , ela é representada por uma curva em L invertida. A sua parte horizontal com altura C_w reflete o salário necessário para compensar a desutilidade do trabalho e benefício do desemprego, isto é, o

custo de oportunidade de trabalhar. Já a sua parte vertical reflete o fato de que a oferta de trabalho é inelástica no curto prazo.

De um modo mais generalizado, o salário desejado pelos trabalhadores por ser definido pela seguinte equação:

$$W = P^e B(N, Z_w) \quad (1.10)$$

Tal que, P^e é o nível de preços esperado, N o nível de emprego, Z_w variáveis institucionais que afetam a fixação dos salários - como sindicatos e etc - e B uma função que é crescente em N e Z_w .

Sob o modelo de três equações, supõe-se que a firma possui um certo poder de mercado e define o preço do seu produto adicionando uma rentabilidade desejada a partir do custo. Considerando que o único fator de produção é o trabalho, então o custo de cada produto é o salário por unidade de produto produzido por trabalhador, em termos formais:

$$P = (1 + \mu) \frac{W}{MPL} \quad (1.11)$$

Tal que MPL é a produtividade marginal do trabalho e μ a rentabilidade desejada pelas empresas, também chamando de *mark-up*.

Entretanto, a MPL não é necessariamente constante em razão da produtividade marginal decrescente do trabalho, assim como o *mark-up* aplicado pelas firmas, ele pode mudar. Dessa forma, para obter uma curva PS constante deve-se assumir a hipótese de que a MPL e μ são constantes.

Nesse caso, a MPL é dada pelo produto médio da economia. Assim, definindo $\lambda \equiv \frac{Y}{N} = MPL$ e reescrevendo a equação 1.11 segue:

$$P = (1 + \mu) \frac{W}{\lambda}$$

Assim, a fixação de preço pode ser definida como a adição de uma *mark-up* percentual sobre o custo unitário do trabalho, dado que a fração $\frac{W}{\lambda}$ mede o salário por produto produzido por trabalhador. Além disso, sob a suposição de que μ e λ são constantes, os preços respondem apenas a mudanças no salário nominal, isto é, os preços são viscosos a mudanças na demanda e flexíveis em resposta a mudança nos custos.

Usando a aproximação $\frac{1}{(1+\mu)} \approx 1 - \mu$, a equação acima pode ser reescrita como:

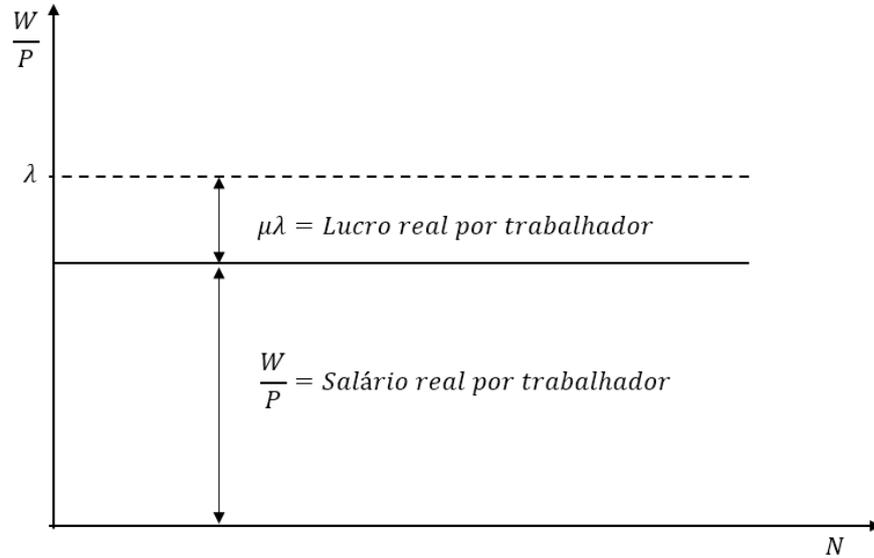
$$\frac{W}{P} = (1 - \mu)\lambda \quad (1.12)$$

Alternativamente, a equação acima pode ser reescrita como:

$$\lambda = \mu\lambda + \frac{W}{P}$$

Isto é, o produto por trabalhador é a soma do lucro da firma por trabalhador, $\mu\lambda$, e o salário real, $\frac{W}{P}$. Isso pode ser visto na figura 2. A equação anterior sugere um certo conflito entre as firmas e os trabalhadores sobre como o produto é dividido entre ambos.

Figura 2 – Divisão do produto entre firmas e trabalhadores



Fonte: Adaptado de [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#).

Usando uma forma funcional mais geral, a curva PS pode ser definida como:

$$W^{PS} = \lambda F(\mu, Z_p) \quad (1.13)$$

Sendo Z_p outras variáveis além da produtividade, λ , e o *mark-up* que afeta a fixação de preços. Ela captura efeitos como carga tributária, nível de competição entre empresas etc. Já F é uma função crescente em μ e Z_p .

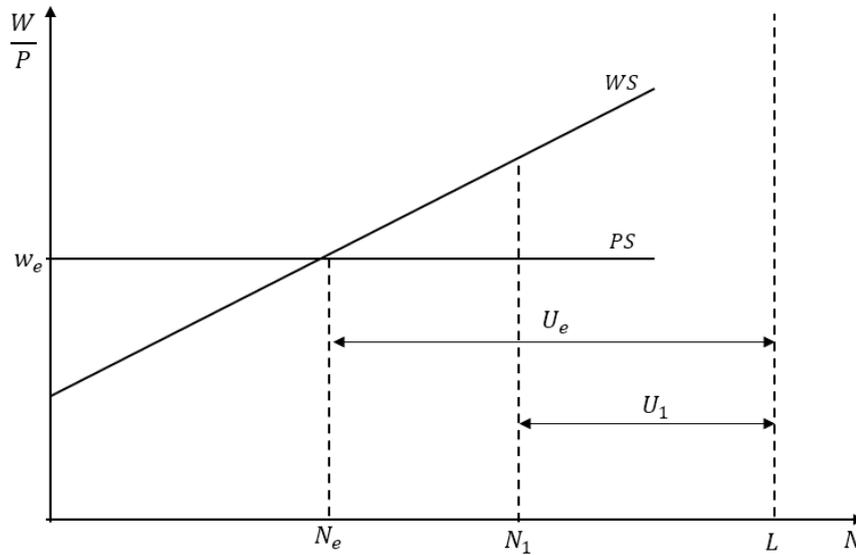
O equilíbrio no mercado de trabalho ocorre quando as curvas WS e PS se encontram, isto é:

$$\begin{aligned} W^{WS} &= W^{PS} \\ B(N, Z_W) &= \lambda F(\mu, Z_P) \end{aligned} \quad (1.14)$$

Sendo o equilíbrio um par (N_e, W_e) , isto é, um par nível de emprego e salário de equilíbrio. A figura 3 mostra graficamente como ocorre o equilíbrio.

Apesar de toda a discussão feita até aqui, ainda não foi introduzida a Curva de Philips. Para introduzir a uma versão moderna dela é necessário introduzir o conceito de

Figura 3 – Equilíbrio no mercado de trabalho



Fonte: Adaptado de [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#).

desemprego natural na curva WS . Em termos mais genéricos, o desemprego natural é taxa de desemprego que equilibra o mercado de trabalho no longo prazo.

O mercado de trabalho é diferente dos outros mercados, nele o equilíbrio ocorre com excesso de oferta. Isto é, no equilíbrio existem trabalhadores que querem trabalhar a um valor abaixo do salário de equilíbrio, mas não encontram trabalho. A razão para isso se encontra no salário eficiência.

Existe assimetria de informação no mercado de trabalho: as empresas não sabem o quanto um trabalhador é esforçado e nem pode monitorar facilmente o seu esforço. Isso significa que a empresa não pode oferecer contratos de trabalho que levem conta essa variável. Para contornar esse problema, ela oferta um salário maior que o trabalhador aceitaria para trabalhar, assim seria custoso para ele perder o emprego e, portanto, ele se esforçaria para manter o seu trabalho.

Desta forma, reformulando a curva WS segue:

$$w^{WS} = B - \gamma(U_t - U_n) + Z_w \quad (1.15)$$

A lei de Okun postula uma relação negativa entre a taxa de variação do produto e a variação na taxa de desemprego. Tal relação pode descrita como:

$$U_t - U_{t-1} = -\phi(y_t - y_{t-1}) \quad (1.16)$$

Sendo U a taxa de desemprego e y o logaritmo do produto - assim $y_t - y_{t-1}$

representa a taxa de variação do produto - e ϕ um parâmetro positivo.

Incluindo a equação 1.16 na equação 1.15, segue:

$$w^{WS} = B - \gamma(-\phi)(y_t - y_n) + Z_W$$

Portanto,

$$w^{WS} = B + \alpha(y_t - y_n) + Z_W \quad (1.17)$$

Tal que $\alpha \equiv \gamma\phi > 0$.

Neste caso, o salário de equilíbrio é dado por:

$$w_n = B + Z_W \quad (1.18)$$

Isso ocorre quando $y_t = y_n$. Assim, w_n é igual a soma do benefício de estar de desempregado, com a desutilidade do emprego e condições institucionais do mercado de trabalho.

Considere a situação em que os trabalhadores desejam aumentar seus salários a partir do salário de equilíbrio. Assumindo que o equilíbrio ocorre no tempo $t - 1$, segue:

$$\begin{aligned} w^{WS}(y_t) - w_{t-1} &= w^{WS}(y_t) - w_n \\ w_t - w_{t-1} &= (B + \alpha(y_t - y_n) + z_w) - (B + Z_W) \\ w_t - w_{t-1} &= \alpha(y_t - y_n) \end{aligned} \quad (1.19)$$

De modo que a equação acima representa a variação do salário real. Considerando que os trabalhadores esperam que os preços aumentem $\left(\frac{\Delta P}{P}\right)_{t-1}$. E usando a aproximação $\left(\frac{\Delta W}{W}\right)_t - \left(\frac{\Delta P}{P}\right)_{t-1} \approx w_t - w_{t-1}$, segue:

$$\left(\frac{\Delta W}{W}\right)_t \approx \left(\frac{\Delta P}{P}\right)_{t-1} + \alpha(y_t - y_n)$$

Isso significa que a inflação dos salários é igual à soma entre a inflação dos preços e uma parcela α do hiato do produto.

Agora será necessário calcular a inflação dos preços. Como já mencionado a PS é dada por:

$$P = (1 + \mu) \frac{W}{\lambda}$$

Será usado alguns artifícios para calcular a inflação dos preços. Inicialmente, a equação acima será logaritmizada:

$$\log(P) = \log(1 + \mu) + \log(W) - \log(\lambda)$$

Derivando tudo em relação a t , segue:

$$\frac{d \log(P)}{dt} = \frac{d \log(1 + \mu)}{dt} + \frac{d \log(W)}{dt} + \frac{d \log(\lambda)}{dt}$$

Aplicado a regra da cadeia e supondo μ constante em relação ao tempo segue:

$$\frac{d \log(P)}{dp} \frac{dP}{dt} = \frac{d \log(W)}{dW} \frac{dW}{dt} + \frac{d \log(\lambda)}{d\lambda} \frac{d\lambda}{dt}$$

Dado que $\frac{d \log(f)}{df} = \frac{1}{f}$, para uma função contínua qualquer, segue que:

$$\frac{1}{P} \frac{dP}{dt} = \frac{1}{W} \frac{dW}{dt} - \frac{1}{\lambda} \frac{d\lambda}{dt}$$

Assim,

$$\frac{dP}{P} = \frac{dW}{W} - \frac{d\lambda}{\lambda}$$

Em termos discreto, a inflação dos preços é dada por:

$$\left(\frac{\Delta P}{P} \right)_t = \left(\frac{\Delta W}{W} \right)_t - \left(\frac{\Delta \lambda}{\lambda} \right)_t$$

Substituindo a equação de inflação dos salários, na equação de inflação de preços e considerando a hipótese de que não mudanças na produtividade, segue:

$$\left(\frac{\Delta P}{P} \right)_t = \left(\frac{\Delta P}{P} \right)_{t-1} + \alpha(y_t - y_n)$$

Reescrevendo a equação acima:

$$\pi_t = \pi_{t-1}^e + \alpha(y_t - y_n) \quad (1.20)$$

A equação 1.20 é a Curva de *Philips*. Ela relaciona inflação e produto: a inflação no período t , π_t , é igual a soma da expectativa de inflação formada no período $t - 1$ para o período t , π_{t-1}^e , e o hiato do produto no período t multiplicado por uma constante α , $\alpha(y_t - y_n)$.

1.3 Regra monetária

De acordo com [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#), no curto prazo a demanda comanda a economia, já no médio prazo, tal papel é ocupado pelo lado da oferta. Entretanto, o equilíbrio entre dois mercados pode deixar de ocorrer devido a choques no mercado de trabalho. Dessa forma, é necessário um mecanismo para levar a economia a equilíbrio. Tal mecanismo é a política monetária manejada pela autoridade monetária.

Segundo o mesmo autor, a objetivos da autoridade é minimizar a flutuação em torno de uma meta de produto e inflação. Tais objetivos são descritos na equação abaixo:

$$r = r^{BC} + \phi_p(\pi^e - \pi^*) + \phi_h h \quad (1.21)$$

Sendo r^{BC} a taxa natural de juros estimada pelo Banco Central, π^e a inflação esperada, π^* a meta de inflação, ϕ_p a sensibilidade da taxa de juros aos desvios da inflação esperada em relação à meta e ϕ_h a sensibilidade da taxa de juro em relação ao hiato do produto.

A equação acima é a regra de Taylor. No momento, será dada pouca atenção a ela, nos próximos capítulos a regra monetária será discutida detalhadamente.

1.4 Resolvendo o modelo

Resolver o modelo significa entender como a ação da autoridade monetária através da função de reação afeta o estado da economia. Isto é, encontrar a relação entre o equilíbrio da economia e a taxa de juro, que é a variável sobre controle da autoridade monetária.

Para resolver o modelo serão seguidos os passos de [BARBOSA-FILHO \(2019\)](#) que é uma versão mais detalhada e simplificada do exposto por ([CARLIN; SOSKICE, 2015](#)). As principais diferenças são as definições de taxa de juro real e expectativa de inflação.

O hiato do produto é definido como:

$$h = y - y_n \quad (1.22)$$

Sendo y o logaritmo do *PIB* observado e y_n o logaritmo do *PIB* natural, também conhecido como produto potencial. Ao longo deste trabalho será assumido que o *PIB* potencial não é afetado pelo produto no curto prazo. Assim, as variações do hiato do produto se devem exclusivamente às variações no *PIB* observado.

O hiato do produto é uma medida de atividade da economia. Assim, se o hiato é positivo, a economia está operando acima da sua capacidade natural, isso tende a causar pressões inflacionárias pelo lado da demanda. Por outro lado, se o hiato é negativo, a

economia possui capacidade ocioso; isso se traduz na existência de recursos ociosos na economia e num desemprego alto.

Seria interessante expressar o hiato do produto como função da taxa de juro. Pois, seria possível ver o efeito da política monetária sobre a atividade econômica. A expressão abaixo mostra a relação entre produto e taxa de juro, isto é, a curva *IS*:

$$y = \gamma_0 - \gamma_1 r + v^d \quad (1.23)$$

Sendo $\gamma_1 > 0$ a sensibilidade do produto à taxa de juro, v^d choques aleatórios e γ_0 outros fatores que afetam o produto. Por simplicidade, será assumido que $v^d = 0$. Substituindo a equação anterior no hiato do produto, segue-se:

$$h = \gamma_0 - \gamma_1 r - y_n$$

Para tornar o efeito de γ_1 mais explícito na equação anterior pode-se fazer a seguinte transformação:

$$\begin{aligned} h &= \frac{\gamma_1}{\gamma_1} \gamma_0 - \gamma_1 r - \frac{\gamma_1}{\gamma_1} y_n \\ h &= \gamma_1 \left(\frac{\gamma_0 - y_n}{\gamma_1} \right) - \gamma_1 r \end{aligned}$$

Portanto,

$$h = \gamma_1 (r_n - r) \quad (1.24)$$

Sendo $r_n = \left(\frac{\gamma_0 - y_n}{\gamma_1} \right)$ a taxa de juro natural da economia. Analisando essa nova equação conclui-se que se a taxa de juro da economia, r , está acima da taxa natural, r_n , o hiato é negativo e caso contrário o hiato é positivo. O produto estará em equilíbrio quando $r = r_n$ e o hiato for nulo.

Além disso, é possível escrever a inflação em termos de hiato do produto. Reescrevendo a curva de *Philips*, equação 1.20, na forma estocástica, obtém-se:

$$\pi = \pi^e + \alpha h + v^s \quad (1.25)$$

Sendo π a inflação observada, α a sensibilidade da inflação ao nível de atividade econômica - podendo ser interpretada como a taxa de sacrifício da economia -, π^e as expectativas de inflação e v^s choques de oferta.

Assumindo expectativa de inflação semelhante à usada na seção 8-2 de [BLANCHARD e JOHNSON \(2017\)](#) e usada por [BARBOSA-FILHO \(2019\)](#):

$$\pi^e = \theta\pi + (1 - \theta)\pi^* \quad (1.26)$$

A expressão acima descreve que a expectativa de inflação é formada olhando para o passado e para o futuro. Isto é, dada a expectativa de inflação no futuro, uma parcela θ se deve a inflação observada hoje e uma parcela $(1 - \theta)$ se deve à meta de inflação futura definida pela autoridade monetária.

A equação 1.26 é conhecida como expectativas ancoradas. Uma característica interessante dela é que θ mede o grau de indexação da economia, isto é, o quanto da inflação passada é repassada para a inflação presente.

Substituindo a equação 1.26 em 1.25, segue:

$$\pi = \theta\pi + (1 - \theta)\pi^* + \alpha h + v^s$$

Supondo $v^s = 0$ e rearranjando os termos da equação, obtêm-se:

$$\pi = \pi^* + \left(\frac{\alpha}{1 - \theta}\right) h \quad (1.27)$$

Desta forma, a inflação divergir da meta apenas se o hiato do produto não for nulo.

A expectativa de inflação 1.26 pode ser reescrita como:

$$\pi^e - \pi^* = \theta(\pi - \pi^*)$$

Substituindo isso na regra monetária, equação 1.21, segue:

$$r = r^{BC} + \phi_p\theta(\pi - \pi^*) + \phi_h h \quad (1.28)$$

Desta forma, falta expressar relação entre taxa de inflação e taxa de juro. reescrevendo a equação 1.27 como:

$$\pi - \pi^* = \left(\frac{\alpha}{1 - \theta}\right) h$$

Substituindo a relação acima na equação 1.28, segue:

$$r = r^{BC} + \phi_p\alpha\left(\frac{\theta}{1 - \theta}\right) h + \phi_h h$$

Definindo λ como:

$$\lambda \equiv \alpha \left(\frac{\theta}{1 - \theta} \right) + \phi_h$$

Segue:

$$r = r^{BC} + \lambda h \quad (1.29)$$

Substituindo a relação acima na curva IS, dada pela equação 1.24, obtêm-se:

$$\begin{aligned} h &= \gamma_1(r_n - r^{BC} - \lambda h) \\ h &= \gamma_1(r_n - r^{BC}) = \gamma_1 \lambda h \\ (1 + \gamma_1 \lambda)h &= \gamma_1(r_n - r^{BC}) \end{aligned}$$

Logo:

$$h = \frac{\gamma_1}{(1 + \gamma_1 \lambda)}(r_n - r^{BC}) \quad (1.30)$$

Como a inflação depende do hiato do produto, de 1.27 e 1.30 segue que:

$$\pi - \pi^* = \left(\frac{\alpha}{1 - \theta} \right) \left(\frac{\gamma_1}{1 + \gamma_1 \lambda} \right) (r_n - r^{BC}) \quad (1.31)$$

Conforme [BARBOSA-FILHO \(2019\)](#), nas equações 1.30 e 1.31, o hiato será diferente zero e a inflação estará fora da meta se o banco central errar a verdadeira taxa de juro da economia. Note, entretanto, que de acordo com as hipóteses assumidas essa solução não engloba choques na economia.

2 Regra Monetária

2.1 Regime de metas de inflação

Como já mencionado, a economia está sujeita a choques que podem ocorrer pelo lado da demanda e da oferta. Tais choques podem produzir flutuações desnecessários na economia e levá-la para fora do equilíbrio. Assim, é necessária uma maneira de estabilizar a economia. Tal objetivo é alcançado por meio da política econômica.

A política econômica pode ser implementada de duas formas: política fiscal e política monetária. Entretanto, esta última é usada mais frequentemente para implementar os objetivos de política econômica, conforme apontado por [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#). Segundo esses autores, há duas principais razões para a política fiscal ser preferida a política fiscal: primeiro, política fiscal envolve mudanças em gasto e impostos e isso depende de um longo processo legislativo; segundo, a política monetária é considerada mais neutra que a política fiscal.

Apesar do primado da política monetária sobre a política fiscal como escolha de política econômica, ainda há discussões sobre como conduzir a política monetária. Isto é, se o decisor da política monetária deveria agir de forma discricionária ou se a política monetária deveria ser conduzida por regras.

Conforme aponta por [MANKIW \(2014\)](#), a política monetária conduzidas por regras se mostra melhor que conduzida de forma discricionária. Entre as razões para isso, está o fato de que a política conduzida por regras evita problemas de inconsistência temporal tornando a condução de política monetária mais crível e transparente.

Entretanto, surge o questionamento de que regra seguir. Entre as regras propostas estão a meta de oferta de moeda, meta de produto e meta de inflação.

A meta de oferta de moeda prescreve um crescimento constate da oferta de moeda para estabilizar a produção e a demanda agregada. Sob essa regra está implícita a suposição de que a velocidade de circulação da moeda é estável. Entretanto, quando a economia sofre choques a velocidade de circulação muda. Assim, esta não é uma boa regra monetária, pois a maioria dos economistas estão convencidos de que a oferta de moeda deve se ajustar aos choques sofridos pela economia segundo [MANKIW \(2014\)](#).

A meta de produto estabelece uma trajetória de crescimento do *PIB* nominal. Caso o produto estiver crescendo acima do planejado, a autoridade deve reagir contraindo a oferta de moeda e, por conseguinte, reduzindo a demanda agregada. Por outro lado, caso o crescimento do produto estiver abaixo da meta, a autoridade monetária deve agir

estimulando a demanda agregada através da expansão da oferta de moeda.

A meta de inflação consiste em a autoridade monetária anunciar uma meta de inflação que será perseguida no médio prazo usando a oferta de moeda como instrumento. Isto é, caso a inflação desvie da meta, o banco central deve contrair ou expandir a oferta de moeda para alcançá-la. De acordo com [BLANCHARD e JOHNSON \(2017\)](#), sob esta estrutura a política monetária possui dois objetivos: primeiro, manter a inflação baixa; segundo, manter o produto estável, isto é, sem muitas flutuações em relação ao produto potencial da economia.

Isso ocorre porque manter a inflação estável é mesmo que manter o produto no potencial. Isto é, não há conflito entre manter a inflação constante e o produto no potencial. Tal resultado é chamado de *divina coincidência*. Tal equivalência pode ser observada na equação 1.27, isto é, a curva de philips:

$$\pi = \pi^* + \left(\frac{\alpha}{1 - \theta} \right) h$$

Pois, se $\pi - \pi^* = 0$, então $h = 0$ e o produto será igual ao potencial.

Segundo [FONSECA, PERES e ARAÚJO \(2016\)](#), a partir da década de 1990 vários países de economia avançada adotaram o regime de metas de inflação (RMI): Nova Zelândia em 1990, Canadá (1991), Reino Unido (1992) e Austrália (1994). O Chile (1990) foi o primeiro país em desenvolvimento a implementar o RMI, mesmo que informalmente, seguido por Polônia (1998), Brasil (1999), México (1999) e África do Sul em 2000.

De acordo com [CARRARA e CORREA \(2012\)](#), o RMI foi adotado sob os seguintes termos no Brasil:

O referido regime foi formalmente adotado no dia 1º de julho de 1999 através do Decreto Presidencial nº 3.088, de 21 de junho de 1999, que, dentre outras coisas, tinha como principais pontos: (i) fixar as metas para a inflação com base em variações anuais de um índice de preços conhecido; (ii) deixar a cargo do Conselho Monetário Nacional (CMN) a determinação das metas para a inflação (mediante proposta do ministro da Fazenda), seus respectivos intervalos de variação e o índice de preços a ser cotado; (iii) incumbir ao Banco Central a tarefa de fazer com que as metas estabelecidas fossem cumpridas, utilizando para isso os instrumentos necessários. A meta será considerada cumprida quando a inflação acumulada no ano, medida pelo índice de preços escolhido pelo CMN, se encontrar dentro da faixa de tolerância preestabelecida. Em caso de descumprimento das metas, o presidente do Banco Central deverá escrever uma carta aberta ao ministro da Fazenda explicando as razões do não

cumprimento e as medidas a serem tomadas para fazer a inflação voltar para dentro do intervalo estabelecido, bem como o prazo para isso acontecer.

O RMI foi adotado no contexto de quebra da ancora cambial em decorrência da crise da dívida ocorrida em países emergentes. Dada a impossibilidade de se manter o câmbio fixo em razão do esgotamento das reservas e fuga de capitais, o governo decidiu adotar um regime de câmbio flutuante juntamente com meta de inflação e superávit primário. Tais medidas ficaram conhecidas como o tripé macroeconômico, que sustenta a política econômica do Brasil a partir desse período.

2.2 Regra de Taylor e assimetrias

A regra de Taylor surgiu da tentativa de explicar o ajuste da taxa de juro do Banco Central americano - *Federal Reserve System* (FED) - considerando as variáveis hiato do produto e inflação corrente TAYLOR (1998). Tal relação é explicitada pela equação a abaixo:

$$i_t = \pi_t + r^* + a(h_t) + b(\pi_t - \pi^*) \quad (2.1)$$

Sendo i a taxa de juro do *Federal Funds* americano alvo da autoridade monetária, a e b são constantes positivas, π a inflação corrente medida pelo deflator do PIB, π^* a meta de inflação, h_t o hiato do produto em termos percentuais e r^* a taxa de juro real de equilíbrio da economia. Segundo essa equação, a autoridade monetária ajusta a taxa de juro nominal da economia considerando o hiato do produto e o diferencial entre a meta de inflação e a inflação corrente.

Taylor não estimou econometricamente a equação 2.1, entretanto propôs a seguinte especificação para descrever o comportamento do FED MANKIWI (2014):

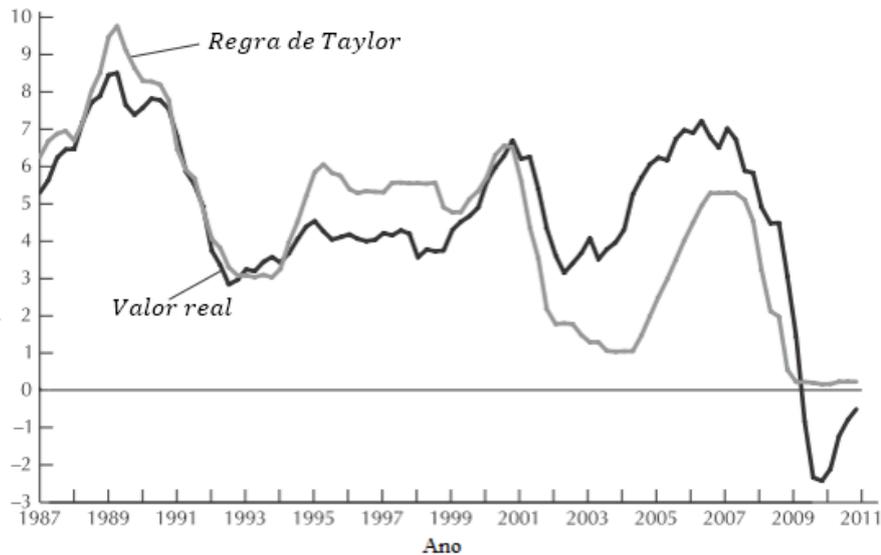
$$r = \pi + 2,0 + 0,5y + 0,5(\pi - 2,0) \quad (2.2)$$

O valor previsto pela regra e o valor real da taxa entre 1987 e 2011 para os EUA pode ser visto na figura 4:

Em CARLIN e SOSKICE (2015), a regra de Taylor é abordada como a melhor resposta da autoridade monetária à minimização de uma função de perda. Assim, ela é chamada de melhor resposta porque ela é originada de um modelo de otimização do comportamento da autoridade monetária.

Sob essa visão, a autoridade monetária possui uma função de perda nas variáveis de produto e inflação, a qual ele deseja minimizar sujeita às restrições impostas pela a

Figura 4 – Regra de Taylor para os EUA



Fonte: Adaptado de [MANKIW \(2014\)](#)

economia: CP e IS. Em termos econômicos, a Curva de Philips é a restrição imposta pelo *trade-off* entre emprego e inflação e a curva IS é o meio por qual a escolha feita pela autoridade monetária é implementada.

Em termos matemáticos a função de perda do Banco Central é definida como:

$$L = (y_t - y_t^*)^2 + \beta(\pi_t - \pi_t^*)^2 \quad (2.3)$$

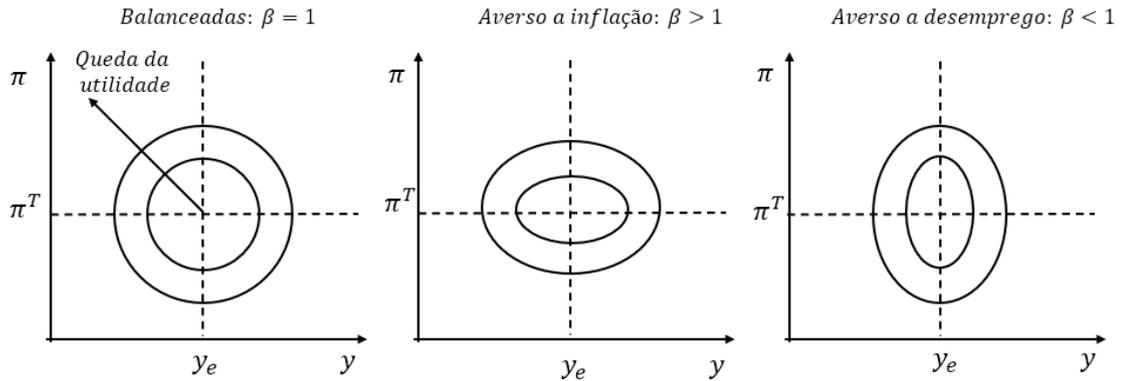
Sendo que y_t^* e π_t^* são respectivamente a meta de produto e inflação perseguida pela autoridade monetária, já o β é um parâmetro positivo que mede o quanto a autoridade monetária privilegia o combate à inflação em relação ao nível de renda. Os desvios quadráticos indicam que a autoridade monetária é avessa à desvios do produto e da inflação tanto para cima, quanto para baixo em relação às metas.

O formato das curvas de indiferença da função de perda vai depender do valor de β . Isto é, se $\beta = 1$, as curvas de indiferença terão o formato de circunferências, caso for $\beta \neq 1$ as curvas de indiferença terão o formato de elipses. Isso é ilustrado na figura 5.

Para $\beta = 1$, as combinações de desvios de inflação e produto iguais levam a níveis iguais de perda. Caso $\beta > 1$, a autoridade monetária tem maior perda para desvios da inflação e privilegia o combate a inflação, assim, os desvios em relação à meta de produto devem ser compensados com desvio menores em relação à meta de inflação para levar à mesma perda.

No caso em que $\beta < 1$, a autoridade monetária privilegia a estabilização da renda ao combate à inflação. Assim, as combinações dos de magnitudes dos desvios para gerar a

Figura 5 – Preferências da autoridade monetária



Fonte: Adaptado de [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#).

mesma perda se inverte em relação ao caso em que $\beta > 1$.

Pra encontrar a função de reação ótima, a função de perda deverá ser minimizada sujeita à curva de Philips e a curva IS. A curva *IS* e a curva de Philips (*CP*) são representadas respectivamente como:

$$y_t = a_0 - a_1 r_t^e \quad (2.4)$$

$$\pi = \pi_t^e + \alpha(y_t - y_t^*) \quad (2.5)$$

Tal que:

$$r_t^e = i_{t-1} - \pi_t^e$$

Seguindo [BARBOSA-FILHO \(2019\)](#), o juro é definido desta forma porque o juro efetivo só é conhecido ao final do período, assim, o juro do período anterior é valido para o período corrente. Já o juro real relevante para o agente é aquele descontado de sua expectativa de inflação hoje.

Assim, o problema de otimização consiste em:

$$\begin{aligned} \min_r \{ & (y - y^*)^2 + \beta(\pi - \pi^*)^2 \} \\ \text{s.a} & \\ & y = a_0 - a_1 r \\ & \pi = \pi^e + \alpha(y - y^*) \end{aligned} \quad (2.6)$$

Entretanto, [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#) primeiro substitui a *CP* na função objetivo e resolve o problema para a renda e meta de inflação. Ou seja, é resolvido primeiro o problema abaixo:

$$\min_y \left\{ (y - y^*)^2 + \beta[\pi^e + \alpha(y - y^*) - \pi^*]^2 \right\} \quad (2.7)$$

Das condições de primeira ordem segue:

$$\begin{aligned} 2(y - y^*) + 2\alpha\beta[\pi^e + \alpha(y - y^*) - \pi^*] &= 0 \\ (y - y^*) &= -\alpha\beta[(\pi^e - \pi^*) + \alpha(y - y^*)] \end{aligned} \quad (2.8)$$

Assumindo expectativas adaptativas e manipulando a equação anterior, [BARBOSA-FILHO \(2019\)](#) chega à função de reação substituindo a equação 2.4 na 2.8:

$$a_0 - a_1 r_t^e - y^* = -\alpha\beta[(\pi^e - \pi^*) + \alpha(y - y^*)]$$

Sendo $r_t^e = i_{t-1} - \pi_t^e$, segue:

$$a_0 - a_1(i_{t-1} - \pi_t^e) - y^* = -\alpha\beta[(\pi_t^e - \pi^*) + \alpha(y_t - y^*)]$$

Portanto:

$$i_{t-1} = \left(\frac{a_0 - y^*}{a_1} \right) + \pi_t^e + \left(\frac{\alpha\beta}{a_1} \right) (\pi_t^e - \pi^*) + \left(\frac{\alpha^2\beta}{a_1} \right) (y_t - y^*)$$

Redefinindo os coeficientes, obtém-se a seguinte equação:

$$i_{t-1} = r^* + \pi_t^e + \phi_\pi(\pi_t^e - \pi^*) + \phi_y(y_t - y^*) \quad (2.9)$$

Os coeficientes ϕ_π e ϕ_y medem respectivamente a importância que a autoridade monetária dá ao desvio da inflação esperada em relação à meta de inflação e a importância do desvio percentual do produto em relação ao potencial, considerando as restrições impostas pela *IS* e pela *CP*. Desta forma, a regra de Taylor é micro fundamentada, no sentido de ser a resposta ótima da autoridade monetária à sua função de perda.

Ao mesmo tempo, esses coeficientes medem a velocidade com que a autoridade monetária ajusta a taxa de juro nominal a fim de estabilizar a inflação e o produto. Um ponto interessante é que se $\alpha < 1$, então $\phi_\pi > \phi_h$ e isso não implica que a autoridade monetária possui preferências assimétricas quanto à inflação e hiato. Para testar uma afirmação como essa, seria necessário conhecer α e a_1 para poder fazer alguma afirmação sobre β .

3 Estimação Econométrica

3.1 Especificação

Deseja-se testar se há não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil (BCB). Para tanto, as seguintes equações serão estimadas e será avaliado o melhor modelo:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 (\pi_t^e - \pi_t^*) + \alpha_3 h_t + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 (\pi_t^e - \pi_t^*) + \alpha_3 h_t + \alpha_4 x_t^+ + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} + \alpha_2 (\pi_t^e - \pi_t^*) + \alpha_3 h_t + \alpha_4 x_t^- + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Tal que,

$$\begin{aligned} x_t^+ &= \text{Max} \{0, \pi_t^e - \pi_t^*\} \\ x_t^- &= \text{Min} \{0, \pi_t^e - \pi_t^*\} \end{aligned} \quad (3.4)$$

A equação 3.1 é modelo base usado em vários trabalhos para a estimação da regra de Taylor conforme [BARBOSA, CAMÊLO e AO \(2016\)](#).

De acordo com esses autores, a constante α_0 expressa a hipótese de que a taxa natural é constante ao longo do tempo. Já taxa de juro i_{t-1} defasada em um período capta a tendência dos bancos centrais mudarem a taxa de juro de maneira gradual. Desta forma, o coeficiente α_1 capta a inércia na evolução da taxa de juro.

Os coeficientes α_2 e α_3 medem respectivamente a importância que o Banco Central dar para a meta de inflação e de produto. Já o coeficiente α_4 nas equações 3.2 e 3.3 capta a existência de não linearidades na política monetária quando a inflação esperada está acima ou abaixo da meta respectivamente. Pois testar a existência de não linearidades, significa testar se α_4 é significante estatisticamente.

A estimação será feita usando variáveis instrumentais por meio dos métodos dos momentos generalizados (GMM). Tal método foi escolhido devido à sua robustez a problemas como endogeneidade, autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos do modelo estimando conforme aponta [BUENO \(2012\)](#).

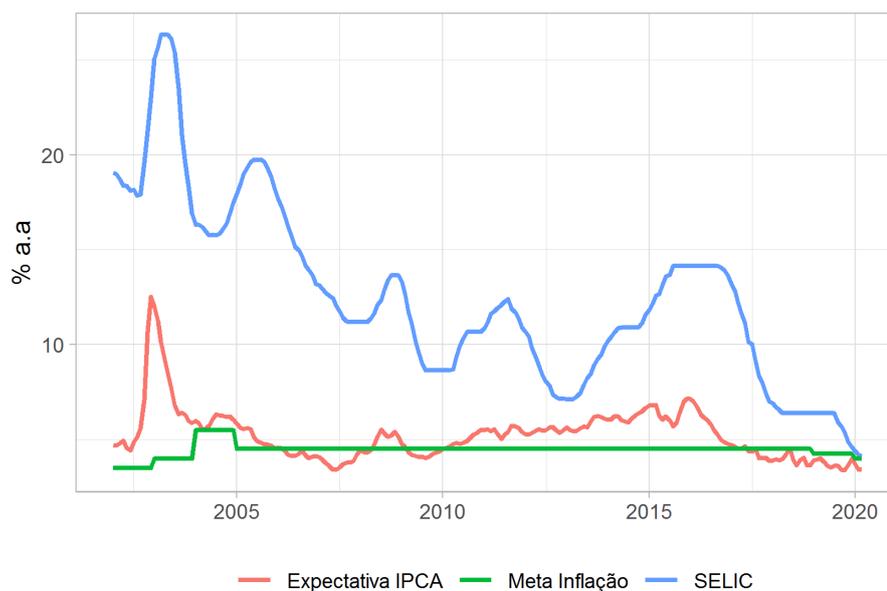
3.2 Os dados

Para estimar os modelos especificados na seção anterior serão usadas as séries de SELIC anualizada no mês - série 4189 -, a meta de inflação - série 13521 -, a expectativa de inflação acumulada para os próximos 12 meses e o Índice de Produção Industrial calculado pelo IBGE. Os dados foram obtidos do Banco Central por meio do [Sistema Gerenciador de Séries Temporais \(SGS\)](#) e do [Sistema IBGE de Recuperação Automática \(SIDRA\)](#).

A série de expectativas de inflação foram obtidas no SGS na seção de "Expectativas do mercado". Foram obtidas as expectativas medianas diárias e a partir disso calculada a média por mês.

No gráfico a seguir é ilustrado a evolução da expectativa de inflação, a meta de inflação e SELIC no período de janeiro de 2002 a março de 2020.

Figura 6 – Evolução das expectativas, meta e SELIC



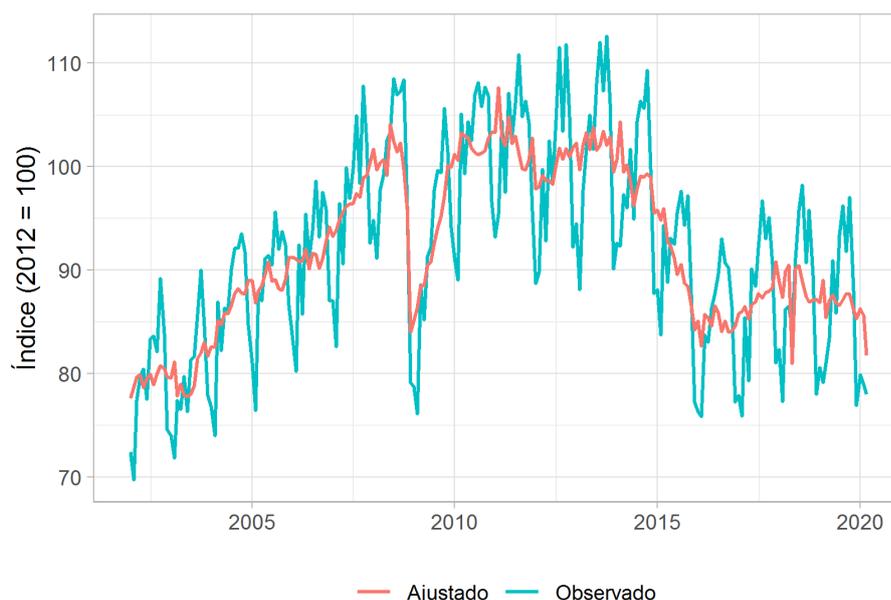
Fonte: Elaboração do autor.

A tendência decrescente da SELIC é a característica mais notável apresentada no gráfico acima. Além disso, a expectativa de inflação tem um comportamento influenciado pelos ciclos políticos: como o pico observado em 2002 devido a candidatura do ex-presidente Lula, a expectativa declinante no primeiro governo Lula, persistentemente acima da meta nos governos Dilma e abaixo da meta a partir de 2017.

A figura 7 mostra a evolução do Índice de Produção Industrial calculado pelo IBGE e o mesmo índice com ajuste sazonal. O ajuste foi realizado utilizando pacote *X-13ARIMA-SEATS* através da linguagem R conforme [R Core Team \(2019\)](#) e [SAX e EDDELBUETTEL \(2018\)](#).

O índice de produção industrial é divulgado com atraso de dois meses. A *proxy* para

Figura 7 – Índice de produção industrial

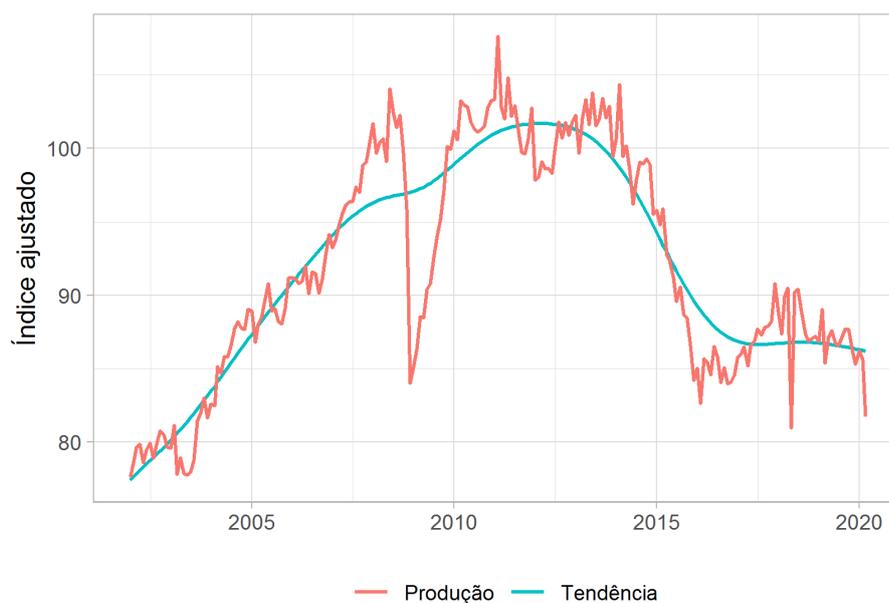


Fonte: Elaboração do autor.

o hiato do produto será calculado como o logaritmo do quociente entre o índice produção industrial com ajuste sazonal e a tendência do índice. A tendência é a série suavizada pelo filtro *HP*, que reflete o a evolução do produto potencial.

Na figura 8, é mostrado a série dessazonalizada do índice e a tendência obtida pelo filtro *HP*. A tendência foi calculada definindo $\lambda = 14400$ para dados mensais.

Figura 8 – Produção industrial ajustado e tendência



Fonte: Elaboração do autor.

A figura 9 mostra *proxy* hiato do produto. A partir dessa figura se percebe que a

economia estava aquecida em fins de 2007, 2011 e 2014. Mas com capacidade ociosa em 2008 - em razão da crise ocorrida nesse ano -, 2012, 2015 e 2016.

Vale ressaltar que essa metodologia não oferece uma estimativa razoável para o hiato do produto para observações mais recentes. Por essa razão, parece que em 2018 e 2019 a economia já está operando acima da sua capacidade quando, na verdade, a economia está numa trajetória de baixo crescimento.

Figura 9 – *Proxy* para hiato do produto.



Fonte: Elaborado pelo autor.

3.3 Estimação em nível

A equações 3.1, 3.2 e 3.3 foram estimadas usando os dados mencionados na seção anterior usando o pacote *gmm* CHAUSSÉ (2010). A meta *SELIC* será usando como taxa de juro, o hiato de com defasagem de dois período calculado a partir do Índice de Produção Industrial será usado como hiato no período t , uma vez que esse índice é conhecido com dois meses de atraso em relação ao período que se refere. E por fim, a média mensal das expectativas de inflação próximos 12 meses será usada como expectativa de inflação.

O hiato de dois períodos anteriores observado no tempo t , h_t , foi usado como instrumento para si mesmo seguindo a abordagem de BARBOSA, CAMÊLO e AO (2016), a segunda, i_{t-2} , e terceira i_{t-3} defasagem da *SELIC* foram usadas como instrumentos para a primeira defasagem da *SELIC*, i_{t-1} , e a primeira e segunda defasagem dos diferenciais de inflação para os diferenciais de inflação, isto é, para $(\pi^e - \pi^*)$, x^+ e x^- .

Seguindo a abordagem de BOWDEN e TURKINGTON (2006), o número de defasagens dos instrumentos foi definido a partir do teste de sobre identificação *J-test* e da

Tabela 1 – Estimação em nível

	<i>Modelo:</i>		
	(Eq. 3.1)	(Eq. 3.2)	(Eq. 3.3)
α_0	-0.077 (0.110)	-0.080 (0.117)	-0.080 (0.117)
i_{t-1}	0.996*** (0.010)	0.996*** (0.010)	0.996*** (0.010)
$(\pi_t^e - \pi_t^*)$	0.143*** (0.025)	0.157 (0.104)	0.145*** (0.031)
h_t	0.047*** (0.007)	0.046*** (0.006)	0.046*** (0.006)
x_t^+		-0.011 (0.123)	
x_t^-			0.011 (0.123)
R^2	0,993	0,993	0,993
Observações	215	215	215
<i>Nota:</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

seleção de instrumentos que tenham correlação maior ou igual 0,5 com a variável endógena. Isto é, a escolha foi feita considerando a validade e a relevância dos instrumentos.

A tabela 2 mostra o resultado para os testes de sobre identificação do modelo. Conforme BAUM, SCHAFFER e STILLMAN (2003), o teste J de sobre identificação testa se os instrumentos são válidos. Isto é, se os instrumentos são não correlacionados com o termo de erro do modelo, sendo está a hipótese nula. Portanto, rejeitar a hipótese nula, significa rejeitar a validade dos instrumentos.

Na tabela 2 é mostrado o teste J para os modelos estimados. Para todos os modelos a hipótese nula não é rejeitada ao nível 5% de confiança, assim, não se pode rejeitar que os instrumentos são válidos em cada modelo.

Como se pode observar na tabela 1 o intercepto não foi estatisticamente significativo ao nível de 5% em nenhum dos modelos estimados. Como já mencionado, α_0 embute a hipótese de que a taxa de juro natural é constante ao longo do tempo. Entretanto, BARBOSA, CAMÊLO e AO (2016) mostra que essa hipótese não se sustenta. Portanto, é esperado que α_0 não seja significativo estatisticamente.

Tabela 2 – J-test

	<i>Modelo:</i>		
	(Eq. 3.1)	(Eq. 3.2)	(Eq. 3.3)
<i>Estatística J</i>	4.2795	4.3526	4.3526
<i>P-valor</i>	0.11768	0.2258	0.2258
<i>G.l.</i>	3	4	4
Observações	215	215	215

O coeficiente α_1 , que mede a inércia no ajustamento da taxa de juro mostrou estatisticamente significativa mesmo ao nível 1%. Além disso, não apresentou variação no valor estimando entre as diferentes especificações. O valor estimando próximo a 1 indica que o Banco Central tende a evitar variações bruscas na taxa de juro.

Os coeficientes de x^+ e x^- não apresentaram significância estatística nas especificações 3.2 e 3.3 mesmo ao nível de 10%. Disso se depreende, que não há evidências para rejeitar a hipótese nula de que não há não-linearidades na regra de reação do Banco Central. Desta forma, a modelo representado pela equação 3.1 é o mais adequado para representar a regra reação do Banco Central.

O coeficiente α_2 corresponde a $(\pi^e - \pi^*)$ mostrou significativo ao nível de 1% de significância nas equações 3.1 e 3.3 como pouca diferença de valor estimados. Mas, foi significativo no modelo representado pela equação 3.2.

Sendo a equação 3.1 a mais adequada, α_2 teve valor estimando de 0,143. Esse valor tem sinal esperado pela teoria econômica, isto é, com quando a inflação esperada está acima da meta de inflação, espera-se que a autoridade monetária eleve a taxa de juro. No caso, quando a diferença entre a inflação esperada e meta é 1%, o Banco Central em média eleva a taxa de juro em 0,143%.

Por fim, o coeficiente α_3 correspondente ao hiato do produto h_t foi significativo estatisticamente ao nível de 1% nas três especificações. O sinal positivo do valor esperado está de acordo com a teoria econômica, sendo igual a 0,047. Isso significa que quando a diferença entre a produto observado e o potencial é 1%, o Banco Central em média eleva a taxa de juro em 0,047%.

Note que há um diferença aparentemente relevante entre os coeficientes α_2 de $(\pi^e - \pi^*)$ e α_3 de h_t da equação 3.1. Como $\alpha_2 = 0,143 > 0,047 = \alpha_3$, então o Banco Central ajusta mais rapidamente a SELIC quando ocorre um desvio na inflação em relação à meta do que quando ocorre um desvio de mesma magnitude no hiato do produto. Nesse

caso, o Banco Central reage com velocidades diferentes para desvios de mesma magnitude dependendo se ele é um desvio do hiato ou da inflação em relação à meta.

Entretanto, essa diferença pode não ser significativa. Para testar apropriadamente essa hipótese é necessário verificar se α_2 e α_3 são diferentes estatisticamente.

Para isso será usando um teste qui-quadrado (χ^2) com as seguintes hipóteses:

$$h_0 : \alpha_2 = \alpha_3$$

$$h_1 : \alpha_2 \neq \alpha_3$$

Assim, se o teste rejeitar a hipótese nula, h_0 , há evidências a favor que α_2 e α_3 são diferentes estatisticamente. E nesse caso, há evidências de que o Banco Central ajusta a taxa de juro atribuindo diferentes pesos para inflação e hiato no momento de tomar essa decisão.

Tabela 3 – Assimetria

Modelo	GL Res.	GL	χ^2	<i>P-valor</i>
Restrito	212			
Irrestrito	211	1	11.714	0.0006204

O resultado do teste pode ser visto na tabela 3. Como uma estatística qui-quadrado de 11.714 e *p-valor* de aproximadamente 0,0006, o teste aponta que há evidências para rejeitar a hipótese nula.

Portanto, há evidências em favor que o Banco Central atribui diferentes pesos para inflação e hiato do produto na decisão de ajustar a taxa de juro. Isto é, ele ajusta mais rapidamente a SELIC quando ocorre um desvio na inflação em relação à meta do que quando ocorre um desvio de mesma magnitude no hiato do produto.

Entretanto, isso não significa necessariamente que o Banco Central possua preferências assimétricas, como discutido no fim da seção que trata de regra de Taylor e preferências assimétricas.

3.4 Estimação em primeira diferença

Embora as equações 3.1, 3.2 e 3.3 sejam especificações próximas à equação derivada a partir da função de perda da autoridade monetária, talvez elas não sejam mais adequadas estatisticamente. Caso as variáveis no modelo não apresentem estacionariedade, as estimações poderão ser enviesadas devido a presença de correlações espúrias e outros fatores conforme BUENO (2012).

Uma série fracamente estacionária tem variância e média que não varia ao longo do tempo. Uma série é dita estacionária se possui o mesmo processo gerador de dados ao longo do tempo. Neste trabalho, será usando a noção de fracamente estacionária para caracterizar se uma série é estacionária ou não.

Com o objetivo de avaliar a estimação em nível, foi utilizado o teste de *Dickey-Fuller* aumentado para testar a existência de raiz unitária nas variáveis que compõem o modelo. Isto é, na SELIC (i_t), no hiato do produto h_t e nos diferenciais de inflação - ($\pi_t^e - \pi_t^*$), x_t^+ e x_t^- . Os resultados do teste são mostrados na tabela 4:

Tabela 4 – Teste *Dickey-Fuller* aumentado

Variável	Estatística	P valor
i_t	-2.589	0.329
$(\pi_t^e - \pi_t^*)$	-2.829	0.228
x_t^-	-2.698	0.283
x_t^+	-3.037	0.141
h_t	-4.386	0.010***

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Apenas o hiato do produto não apresentou raiz unitária. As variáveis SELIC e os diferenciais de inflação não são estacionárias. Assim, a estimação em nível pode ser enviesada.

Uma fonte frequente de não estacionariedade é a presença de tendência na série. Uma forma de corrigir esse problema é calcular a primeira diferença das variáveis e verificar se elas são estacionárias. Caso sim, as séries diferenciadas podem ser usadas para estimar um novo modelo.

Dado uma série y_t a primeira diferença da série é dada por:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

O operador Δ denota que a série y_t sofreu uma diferenciação.

Caso a primeira diferença da y_t seja estacionária, é dito que série y_t é um processo com integração de ordem $I(1)$. Dependendo da série temporal, é necessário fazer mais de uma diferenciação para obter uma série estacionária, nesse caso, pode ocorrer processos de ordem $I(2)$, ..., $I(n)$ dependendo da quantidade de diferenciações necessárias para obter um processo estacionário.

Embora esse processo remova raiz unitária, a interpretação dos coeficientes da regressão fica comprometida, pois, se deseja encontrar as relações entre variáveis em nível.

Quando uma série que sofreu diferenciação é usada no modelo, a não é possível fazer esse tipo de interpretação diretamente.

Na tabela 5 é exposto os resultados para o teste de raiz unitária para a primeira diferença das variáveis:

Tabela 5 – Teste *Dickey-Fuller* aumentado para primeira diferença

Variável	Estatística	<i>P-valor</i>
i_t	-5.453	0.010***
$(\pi_t^e - \pi_t^*)$	-6.104	0.010***
x_t^-	-6.406	0.010***
x_t^+	-6.105	0.010***

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Assim, a SELIC e os diferenciais de inflação são séries estacionários na primeira diferença. Portanto, são séries de $I(1)$ enquanto o hiato do produto é de ordem $I(0)$. Assim, as equações em primeira diferença a serem estimadas são:

$$\Delta i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_{t-1} + \alpha_2 \Delta (\pi_t^e - \pi_t^*) + \alpha_3 h_t + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

$$\Delta i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_{t-1} + \alpha_2 \Delta (\pi_t^e - \pi_t^*) + \alpha_3 h_t + \alpha_4 \Delta x_t^+ + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$\Delta i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_{t-1} + \alpha_2 \Delta (\pi_t^e - \pi_t^*) + \alpha_3 h_t + \alpha_4 \Delta x_t^- + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

A equação 3.5 reflete o caso em que não há não linearidades na função de reação do Banco Central e as equações 3.2 e 3.7 testam a hipótese de existência de não linearidades.

Seguindo o mesmo procedimento da seção anterior, as equações 3.5, 3.6 e 3.7 foram estimadas usando GMM e variáveis instrumentais. Os resultados das estimações são mostradas na tabela 6.

O hiato de dois períodos anteriores observado no tempo t , h_t , foi usado como instrumento para si mesmo seguindo a abordagem de [BARBOSA, CAMÊLO e AO \(2016\)](#). Para demais variáveis foram usadas defasagens delas mesmas como instrumentos, o número de defasagens foi definido a partir do teste de sobre identificação *J-test* e da seleção de instrumentos que tenham correlação maior ou igual 0,5 com a variável endógena seguindo a abordagem de [BOWDEN e TURKINGTON \(2006\)](#).

Para a variável Δi_{t-1} , as variáveis Δi_{t-2} e Δi_{t-3} foram usadas como instrumentos. A variável $\Delta (\pi_{t-1}^e - \pi_{t-1}^*)$ foi usada como instrumento para $\Delta (\pi_t^e - \pi_t^*)$; Δx_{t-1}^+ para Δx_t^+ e Δx_t^- para si mesmo.

Tabela 6 – Estimação em primeira diferença

	<i>Variável Independente:</i>		
		Δi_t	
	(Eq. 3.5)	(Eq. 3.6)	(Eq. 3.7)
α_0	-0.008 (0.013)	-0.012 (0.014)	-0.008 (0.017)
Δi_{t-1}	0.808*** (0.048)	0.773*** (0.056)	0.817*** (0.047)
$\Delta(\pi_t^e - \pi_t^*)$	0.155*** (0.046)	0.164*** (0.061)	-1.022 (0.956)
h_t	0.015*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.014** (0.006)
Δx_t^+		-0.126 (0.087)	
Δx_t^-			1.274 (1.007)
R^2	0,712	0,714	0,655
Observações	213	213	213

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Os resultados para o teste J estão na tabela 7. Com exceção do modelo 3.7, todos os modelos com os instrumentos não rejeitaram a hipótese de estarem especificados adequadamente. Tal resultado indica que Δx_t^- não adiciona nenhuma informação nova no modelo, essa informação é confirmado pelos resultados mostrados na tabela 6.

Tabela 7 – Teste J para estimação em primeira diferença

	<i>Modelo:</i>		
	(Eq. 3.5)	(Eq. 3.6)	(Eq. 3.7)
<i>Estatística J</i>	0.065	1.453	2.230
<i>P-valor</i>	0.799	0.228	0.000
<i>G.l.</i>	1	1	0
Observações	213	213	213

Os resultados encontrados nesta seção são um pouco semelhantes aos encontrados na seção anterior. O modelo base é o mais adequado para representar a função de reação. Considerando um nível de 5% de significância, não foram encontradas evidências para não linearidades na função de reação, os coeficientes de Δx_t^+ (-0,126) e Δx_t^- (0,274) não se mostraram estatisticamente significantes.

O intercepto não se mostrou significativo em nenhum dos modelos e o coeficiente de Δi_{t-1} foi significativo em todos os modelos estimados, alcançado o valor de $\alpha_0 = 0,808$ no modelo base. Tal valor para intercepto significa que o Banco Central tende a fazer mudanças graduais na taxa juro.

Considerando o modelo base, o coeficiente de $\Delta(\pi_t^e - \pi_t^*)$ teve o valor estimado em $\alpha_2 = 0,155$ e o de h_t em $\alpha_3 = 0,015$ ambos significantes estatisticamente e apresentando o sinal esperado de acordo com a teoria econômica. Como α_3 reflete o impacto de uma variável em nível em uma variável em diferença, não é possível comparar com α_2 que é o impacto de variável em diferença em outra variável em diferença.

Sob uma visão mais ampla, o modelo em primeira diferença rejeitou a hipótese de não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil. Além disso, o modelo base mostrou-se o mais adequado para representar a função de reação e as variáveis significativas nesse modelo foram as mesmas variáveis significativas apresentadas no modelo em nível, embora os coeficientes tenham tido valores diferentes. Assim, a rejeição da hipótese de existência de não linearidade na função reação do BCB apresenta certa robustez.

Conclusão

Neste trabalho, foi estimada a regra de reação do Banco Central do Brasil. Além disso, foi testado a existência de assimetrias nas preferências da autoridade monetária e não linearidades na regra de reação.

Foi testado três especificações diferentes usando variáveis instrumentais com GMM: uma especificação base, equação 3.1; e outras duas para testar não linearidades, equações 3.2 e 3.2 usando variáveis em nível e 3.5, 3.6 e 3.7 para variáveis na primeira diferença. Não foi encontrado evidência estatística em favor da existência de não linearidades para os modelos estimados em nível e em primeira diferença. Assim, o modelo base foi considerado o mais adequado para representar a regra de reação do Banco Central.

A especificação base formula a SELIC (i_t) como sendo explicada por um intercepto α_0 , pela primeira defasagem da SELIC (i_{t-1}), o diferencial entre expectativa de inflação ($\pi^e - \pi^*$) e pelo hiato do produto (h_t) para as variáveis em nível. Para as variáveis em primeira diferença, a primeira diferença da SELIC (Δi_t) é explicada por um intercepto α_0 e pelas variáveis primeira defasagem da primeira diferença da SELIC, Δi_{t-1} , primeira diferença do diferencial de inflação, $\Delta(\pi_t^e - \pi_t^*)$, e o hiato do produto em nível, h_t .

Com exceção do intercepto α_0 todas as demais estimativas para parâmetros foram significantes estatisticamente e apresentaram o mesmo sinal esperado pela teoria econômica no modelo base. Além disso, foi encontrada evidência estatística a favor de que o Banco Central atribui pesos diferentes para inflação e hiato do produto na decisão de ajustar a taxa de juro na estimação em nível do modelo base. Entretanto, isso não significa que o BCB possui uma função de perda com preferências assimétricas.

Isso significa que o BCB ajusta mais rapidamente a SELIC quando ocorre um desvio na inflação em relação à meta de inflação do que quando ocorre um desvio de mesma magnitude no hiato do produto na estimação em nível. Esse resultado está de acordo com o que foi encontrado em estimações para regra de Taylor para o Banco da Inglaterra no período de 1992 a 2007, Banco Central Europeu (1999-2007) e *Federal Reserve* (1982-2007) conforme mencionado por [CARLIN e SOSKICE \(2015\)](#) no capítulo 13.

As estimativas para parâmetro α_0 não foram estatisticamente significantes nenhum dos modelos em nível nem nos modelos em primeira diferença. Esse parâmetro embute a hipótese de que a taxa de juro é constante ao longo do tempo no modelo em nível, entretanto, essa hipótese não é verdadeira como mostrado por [BARBOSA, CAMÊLO e AO \(2016\)](#) e isso não foi contemplado pelos modelos especificados.

Referências

- ARAGÓN, E. K. d. S. B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, scielo, v. 40, p. 373 – 399, 06 2010. ISSN 0101-4161. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-41612010000200005&nrm=iso>. Citado na página 14.
- BARBOSA, F. d. H.; CAMÊLO, F. D.; AO, I. C. J. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. *Revista Brasileira de Economia*, scielo, v. 70, p. 399 – 417, 12 2016. ISSN 0034-7140. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402016000400399&nrm=iso>. Citado 5 vezes nas páginas 35, 38, 39, 43 e 46.
- BARBOSA-FILHO, N. H. *Notas de aula de economia monetária: Modelo de 3 equações*. Departamento de Economia, Universidade de Brasília, 2019. Citado 5 vezes nas páginas 25, 27, 28, 33 e 34.
- BAUM, C.; SCHAFFER, M.; STILLMAN, S. Instrumental variables and gmm: Estimation and testing. *Stata Journal*, v. 3, p. 1–31, 02 2003. Citado na página 39.
- BLANCHARD, O.; JOHNSON, D. R. *Macroeconomics*. 7. ed. Boston: Pearson, 2017. Citado 2 vezes nas páginas 27 e 30.
- BOWDEN, R.; TURKINGTON, D. *Instrumental Variables*. Cambridge: Cambridge University Press, 2006. Citado 2 vezes nas páginas 38 e 43.
- BUENO, R. D. L. d. S. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2012. Citado 2 vezes nas páginas 35 e 41.
- CARLIN, W.; SOSKICE, D. *Macroeconomics: Institutions, Instability, and the Financial System*. Oxford: Oxford University Press, 2015. Citado 12 vezes nas páginas 16, 17, 18, 19, 21, 22, 25, 29, 31, 33, 34 e 46.
- CARRARA, A. F.; CORREA, A. L. O Regime de metas de inflação no Brasil: uma análise empírica do IPCA. *Revista de Economia Contemporânea*, scielo, v. 16, p. 441 – 462, 12 2012. ISSN 1415-9848. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-98482012000300004&nrm=iso>. Citado na página 30.
- CHAUSSÉ, P. Computing generalized method of moments and generalized empirical likelihood with r. *Journal of Statistical Software, Articles*, v. 34, n. 11, p. 1–35, 2010. ISSN 1548-7660. Disponível em: <<https://www.jstatsoft.org/v034/i11>>. Citado na página 38.
- FONSECA, M. R. R. d.; PERES, S. C.; ARAÚJO, E. C. d. Regime de Metas de Inflação: Análise Comparativa e Evidências Empíricas para Países Emergentes Selecionados. *Revista de Economia Contemporânea*, scielo, v. 20, p. 113 – 143, 04 2016. ISSN 1415-9848. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-98482016000100113&nrm=iso>. Citado na página 30.

MANKIW, N. G. *Macroeconomia*. 8. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2014. Citado 3 vezes nas páginas 29, 31 e 32.

R Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria, 2019. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>. Citado na página 36.

SACHS, J.; LARRAIN, F. *Macroeconomia: Em uma economia global*. São Paulo: Pearson, 2000. Citado na página 18.

SAX, C.; EDDELBUETTEL, D. Seasonal adjustment by X-13ARIMA-SEATS in R. *Journal of Statistical Software*, v. 87, n. 11, p. 1–17, 2018. Citado na página 36.

TAYLOR, J. B. An historical analysis of monetary policy rules. *NBER Working*, 1998. Disponível em <<https://ssrn.com/abstract=138568>>. Citado na página 31.