

Universidade Federal de Santa Catarina
Centro Sócio Econômico
Departamento de Economia e Relações Internacionais

ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL: UMA
ANÁLISE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

GUSTAVO WOPEREIS

Florianópolis, 2014

Universidade Federal de Santa Catarina
Centro Sócio Econômico
Departamento de Economia e Relações Internacionais

ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL

Uma análise para a economia brasileira

GUSTAVO WOPEREIS

Trabalho de conclusão de curso apresentado à disciplina Monografia – CNM 7107, como requisito parcial para a obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina – Área de concentração em Econometria.

Professor orientador: Milton Biage

Florianópolis, 2014

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

A Banca Examinadora resolveu atribuir a nota 9,5 ao aluno Gustavo Wopereis na disciplina CNM 7107 – Monografia, pela apresentação deste trabalho.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Milton Biage
Orientador

Prof. Msc. Helberte João França Almeida
Membro da Banca Examinadora

Prof. Msc. Guilherme do Livramento
Demos
Membro da Banca Examinadora

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, por me dar saúde e condições para que eu pudesse concluir essa etapa da minha vida.

Aos meus pais, Ignácio e Marian, pelo apoio em momentos difíceis, pela educação dada a mim, pelo grande exemplo de vida e por disponibilizar condições financeiras para que eu pudesse concluir minha graduação, e aos meus irmãos, Sandro e Marcelo pelo companheirismo e apoio.

Ao professor orientador Milton Biage por seu apoio didático, pela sua humildade, pelo exemplo de dedicação e profissionalismo como professor e pesquisador.

À Patrícia, por seu apoio, carinho e compreensão durante todo o curso.

RESUMO

O presente estudo busca realizar a estimação da função de reação do Banco Central a partir da ideia de reação da taxa de juros às variações nos índices de inflação e no hiato do produto proposta por Taylor (1993) para dados trimestrais da economia brasileira que iniciam no período de implantação do sistema de metas de inflação. Essa estimação é feita a partir de modelos econométricos do tipo ARIMA com a intenção de verificar como é a condução da política monetária brasileira.

No trabalho é concluído que o Banco Central brasileiro tem a sua política monetária voltada somente à condução da inflação para a sua meta, não apresentando objetivo relacionado a manter um elevado crescimento do produto interno bruto brasileiro.

ABSTRACT

This study aims to perform the estimation of the reaction function of the Central Bank from the idea of reaction of interest rates to changes in inflation and the output gap proposed by Taylor (1993) for quarterly data that start in the Brazilian economy period of implementation of the inflation targeting system. This estimation is made from the type ARIMA econometric models with the intention to ascertain how the conduction of monetary policy is.

In this study is concluded that the Brazilian Central Bank has its monetary policy directed only to the conduct of inflation to its target, not presenting objective related to maintaining a high growth of Brazil's gross domestic product.

SUMÁRIO

Conteúdo

1. INTRODUÇÃO	9
1.1. Objetivos da pesquisa	10
1.1.1. Objetivos gerais	10
1.1.2. Objetivos específicos	10
1.2. A estrutura do trabalho.....	11
2. REFERENCIAL TEÓRICO	12
2.1. Objetivos de política monetária	12
2.2. O sistema de metas de inflação	13
2.3. A Regra de Taylor.....	14
3. METODOLOGIA	17
3.1. Filtros para o hiato do produto.....	17
3.1.1. Filtro de Baxter-King.....	18
3.1.2. Filtro de Christiano-Fitzgerald	20
3.1.3. Filtro de Hodrick-Prescott	21
3.1.4. Filtro de Butterworth	22
3.2. Filtros para a estimação da taxa de juros de equilíbrio	23
3.3. Construção do modelo	24
4. OS MODELOS ESTRUTURADOS: RESULTADOS.....	26
4.1. A base de dados utilizada.....	26
4.2. Obtenção do hiato do produto.....	27
4.2.1. Hiato do produto por Baxter-King.....	27
4.2.2. Hiato do produto por Christiano-Fitzgerald	29
4.2.3. Hiato do produto por Hodrick-Prescott	31
4.2.4. Hiato do produto por Buterworth	34

4.3.	Obtenção da taxa de juros de equilíbrio.....	36
4.3.1.	Taxa de juros de equilíbrio por Christiano-Fitzgerald.....	36
4.3.2.	Taxa de juros de equilíbrio por Hodrick-Prescott	38
4.3.3.	Taxa de juros de equilíbrio por Butterworth	40
4.4.	Testes de estacionariedade e seleção de defasagens	41
4.5.	Modelagem utilizando o filtro de Hodrick-Prescott	42
4.6.	Modelagem utilizando o filtro de Butterworth	49
5.	CONCLUSÃO	55
	REFERÊNCIAS	56
	ANEXO	58

1. INTRODUÇÃO

Do final da década de 1970 até 1994 o Brasil experimentou um período econômico de grandes dificuldades, principalmente, com relação ao elevado processo inflacionário causado pela política de crescimento adotada em meados da década de 1970, com o segundo plano nacional de desenvolvimento, que juntamente com o acontecimento dos seguidos choques do petróleo em 1973 e 1979, fez com que a economia brasileira entrasse em um processo recessivo na década de 1980. Tal cenário deveu-se à entrada em um processo inflacionário descrito como inflação inercial (PAULANI, 1997), onde se pode observar uma grande memória com relação à inflação dos períodos passados, que gerou grande desconfiança por parte dos agentes econômicos e a constante necessidade de reajustes nos preços.

Somente após várias tentativas de planos para o combate do processo inflacionário durante a década de 1980 e o início da década de 1990 que o governo brasileiro conseguiu controlar o processo inflacionário com o Plano Real em 1994. Após o ano de 1999, o governo brasileiro começou a utilizar o regime monetário com metas de inflação, fixando metas para cada ano, evitando, assim, a ocorrência de novos períodos de inflação muito elevada, no intuito de recuperar a confiança dos agentes econômicos.

Soihet (2012) afirma que o sistema de metas de inflação está ligado a tese de que esse sistema deve garantir a estabilidade econômica do país, de maneira a alcançar a taxa de inflação ótima, ou seja, aquela taxa de inflação fixada como meta para aquele período. Como fator importante para esse regime no Brasil ocorre também o início da utilização do regime de câmbio flutuante, que visa adaptar a taxa de câmbio brasileira às taxas de juros externas de maneira a evitar também o choque externo ao nível de preços da economia brasileira.

Desde o início do sistema de metas de inflação no Brasil, o governo tenta, através de suas políticas fiscais e monetárias, alcançar uma alta taxa de crescimento do produto, juntamente com os outros indicadores econômicos de bem estar social, com a intenção de promover esse tipo de crescimento sem o forte caráter inflacionário que assombrou o crescimento econômico do país no último quarto do século XX, e é por conta disso que vários pesquisadores direcionaram seus trabalhos mais para as políticas monetárias nas últimas décadas, com a intenção de formular modelos de políticas monetárias mais compatíveis com o cenário econômico atual. E é dentro desse ambiente que se encontra a pergunta que este

trabalho busca responder: Se o controle inflacionário pelo canal de taxas de juros conduz a inflação observada à suas metas, porém, não gerando impactos negativos ao crescimento da economia brasileira.

Visando responder a questão colocada no parágrafo acima, neste trabalho foram elaborados modelos econométricos que possam ser aplicados ao sistema monetário brasileiro com o intuito de observar as relações de reação da taxa de juros (SELIC) aos componentes do PIB e à inflação. O modelo foi elaborado a partir da função de reação do banco central (AMARAL, 2006), a qual é estimada através de uma Regra de Taylor (TAYLOR, 1993), que define o comportamento da taxa de juros como uma função do nível de renda e do nível de preços da economia nacional.

1.1.Objetivos da pesquisa

Aqui são apresentados os objetivos do trabalho a partir do contexto econômico apresentado e da questão que esse trabalho busca responder.

1.1.1. Objetivos gerais

O trabalho tem o objetivo de elaborar modelos econométricos que possam analisar a atual situação da política monetária brasileira no que tange ao atual regime de metas de inflação e suas consequências em relação ao crescimento econômico do país gerado pelos ajustes feitos na taxa de juros básica da economia brasileira.

1.1.2. Objetivos específicos

Como objetivos específicos esse trabalho busca:

- Elaborar modelos a partir da regra de Taylor, no intuito de verificar como são causadas as mudanças na taxa de juros a partir das variações da inflação e do produto;
- Elaborar modelos partindo da Curva IS (BLANCHARD, 2004), verificando as relações entre o produto e a taxa de juros da economia brasileira;
- Construir modelos que partem da curva de Phillips, de maneira a mostra as relações de causalidade do câmbio e do produto à inflação;
- Elaborar um modelo que mostre o impacto das taxas de juros externas na taxa de câmbio.

1.2.A estrutura do trabalho

A estrutura do presente trabalho é dada da seguinte forma: No segundo capítulo são apresentadas as metodologias utilizadas para a construção dos modelos propostos anteriormente, no terceiro capítulo é dado o referencial teórico utilizado para a realização deste trabalho, no quarto capítulo são mostrados os resultados dos cálculos realizados na construção dos modelos, juntamente com a análise destes resultados, evidenciando os seus significados em termos econômicos, e por fim, no quinto capítulo é feita uma breve conclusão sobre os resultados obtidos nos modelos.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Aqui são abordados assuntos diretamente relacionados com o trabalho que compõem as ideias econômicas utilizadas para a elaboração dos modelos propostos na sessão 1.1.2, de maneira a evidenciar as relações entre as variáveis utilizadas no trabalho.

2.1. Objetivos de política monetária

A política monetária de um país sempre tem como objetivo principal de longo prazo o crescimento econômico estável da economia. Porém, esse objetivo não pode ser alcançado diretamente, assim, os bancos centrais devem focar na utilização de alvos ou objetivos intermediários que são condições necessárias para que o objetivo principal seja atingido (MISHKIN, 2004).

Ainda de acordo com o mesmo autor, a política monetária deve ter como objetivos: um alto nível de emprego, crescimento econômico, estabilidade no nível de preços, estabilidade na taxa de juros, estabilidade nos mercados financeiros e estabilidade no câmbio, apesar do fato de que existem conflitos entre estas metas, como por exemplo, a estabilidade no nível de preços com a estabilidade da taxa de juros, considerando o fato de que na grande maioria dos momentos de inflação, ou seja, instabilidade no nível de preços, a taxa de juros sofre uma desestabilização para que os preços se estabilizem. Contudo, percebe-se que atingir os objetivos da política monetária não é algo de fácil realização, necessitando de estratégias de política monetária, as quais são formuladas de maneiras diferentes pelos governos e bancos centrais dos países.

Dessa maneira, pode-se afirmar que o banco central deve escolher as suas metas e realizá-las parcialmente, através dos objetivos secundários até que sua meta principal seja atingida. Com essa ideia, pode-se observar a relevância da função de reação do banco central no cenário das metas de políticas econômicas, dado que a mesma tem grande importância para a decisão de mudança na taxa de juros no intuito de realizar políticas de estabilização do crescimento econômico e do nível de preços de uma economia.

2.2.O sistema de metas de inflação

O regime de metas de inflação no Brasil representou um quadro de grandes mudanças no modo de conduzir a política monetária pelo governo do país. Por conta da grande desvalorização cambial ocorrida no início do ano de 1999, os agentes econômicos voltaram a ter dúvidas relacionadas à capacidade do governo brasileiro de controlar os índices de preço da economia brasileira. É com o intuito de combater essa desconfiança que o novo regime foi utilizado.

Com o foco de que o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) fosse mantido no centro da meta estabelecida para o ano, o governo intervia na confiança dos agentes econômicos através da divulgação de relatórios periódicos. No período em questão, a política monetária no Brasil tinha como único objetivo manter o índice de inflação (FRAGA; GOLDFAJN, 2002).

Como principal meio de fazer com que a inflação fique dentro de sua meta estipulada, o Banco Central adotou os ajustes da taxa SELIC, pois, pelo seu diagnóstico, a taxa de juros e os choques externos de preços são os principais componentes do mecanismo de transmissão de impacto entre as variáveis. Como os choques externos de preços são completamente independentes das medidas governamentais brasileiras, qualquer mudança no IPCA, vindo de mudanças positivas de preços de produtos importados, por exemplo, devem ser corrigidas com a alteração da taxa de juros.

Além da taxa de juros, a taxa de câmbio se apresenta como uma forte fonte de controle inflacionário, por conta dos choques externos de preços, que pelo grande volume de importados consumidos internamente no país, impactam diretamente sobre os índices inflacionários. Desta forma, com a adoção do regime de câmbio flutuante, também em 1999, o governo busca controlar a partir desse mecanismo, os preços de produtos vindos de fora do país, de maneira que não levem ao descontrole dos índices inflacionários.

Atualmente, a meta para a inflação no Brasil é mantida em 4,5% desde 2005, com a tolerância de mais ou menos dois pontos percentuais. Dessa forma, com o cumprimento da meta estipulada ano a ano, o governo espera gradativamente reduzir a taxa de juros e o risco macroeconômico do país, pois a estabilidade de preços colabora para a manutenção de um

crescimento econômico equilibrado visado pelo governo e autoridades econômicas (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2011).

2.3.A Regra de Taylor

O artigo proposto por John B. Taylor em 1993, no qual a regra é apresentada, tem como objetivo a demonstração de uma relação algébrica que explica a utilização da política monetária adotada pelo banco central americano (Federal Reserve) e por outros países como, por exemplo, a Alemanha, em um grande período passado, inclusive em períodos de grande instabilidade econômica como os períodos dos dois choques do petróleo que ocorreram no início e no fim da década de 70, no intuito de que os governos consigam controlar os fluxos de mercado internacional eficiente através das taxas de juros.

A regra utiliza a ideia de que a taxa de juros da economia reage com alterações no nível de preços, ou seja, o índice de inflação, e no nível de renda real, sendo estimada pela seguinte equação:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t) \quad (2.1)$$

Na qual: i é a taxa de juros do Federal Reserve, r^* é a taxa de juros de equilíbrio, π é a taxa de inflação medida pelo deflator do PIB, π^* é a meta de inflação, e y é o desvio percentual que o produto real tem em relação ao produto potencial.

Para a construção de sua estimativa, Taylor (1993) não utilizou de métodos econométricos, ele assumiu pelas suas observações que a reação da taxa de juros em relação ao PIB e à inflação teriam coeficiente de 0.5, ou seja, para cada ponto percentual de alteração no produto e na inflação, a taxa de juros sofreria uma alteração de 0.5 pontos percentuais. Taylor assumiu também uma taxa de juros e uma taxa de inflação de equilíbrio fixada em 2%, o que por ventura causou um bom nível de ajuste da regra em relação ao período de 1970 até 1998 da economia dos Estados Unidos, como mostra o trabalho de Barcellos Neto (2003), onde é apresentada uma comparação entre a taxa de juros efetiva do período e a estimada de função proposta por Taylor de acordo com a equação 1, ambas apresentando comportamentos semelhantes em relação às variações apresentadas em momentos de grande impacto econômico, como nos momentos dos choques do petróleo na década de 70.

Por conta dessas semelhanças entre a taxa de juros estimada pela regra e a taxa efetiva é que a proposta de Taylor continua a ser muito utilizada como uma função de reação de instituições de várias economias do mundo, inclusive pelo Banco Central brasileiro, o qual a utiliza através de um sistema de metas de inflação, para a qual é dada uma expectativa, e o governo busca sempre ajustar a inflação à essa expectativa no intuito de não gerar desconfiança para os agentes econômico, facilitando a tomada de decisões (CURADO; OREIRO, 2005).

Outro fator importante para o uso da regra, é que ela é uma determinação da taxa de juros, o que outros autores apontam como um dos principais objetivos de uma política monetária como mostram Gomes e Holland (2003) quando afirmam que uma “[...] regra de política monetária deve: 1. responder às mudanças no produto ou na inflação; 2. ter como principal instrumento a taxa de juros e não a oferta de moeda [...]” (p. 339), o que mostra a grande relevância e importância da utilização da equação proposta por John B. Taylor.

Na intenção de tornar o trabalho mais abrangente, em termos econômicos, além do modelo baseado na Regra de Taylor (1993), foi realizada a construção de outros modelos conforme é feito em Schifino, Portugal e Tourrucôo (2013), porém sem a utilização dos coeficientes defasados da própria variável dependente dos modelos, na intenção de captar os efeitos das outras variáveis sobre a selecionada como dependente em cada modelo. As propostas de modelos adicionais são listadas logo abaixo:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 i_{t-1} \dots \alpha_n i_{t-n} + \varepsilon_{y,t} \quad (2.2)$$

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 q_{t-1} \dots \beta_n q_{t-n} + \gamma_1 y_{t-1} \dots \gamma_m y_{t-m} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (2.3)$$

$$q_t = \delta_0 + \delta_1 i_{t-1}^* \dots \delta_n i_{t-n}^* + \varepsilon_{q,t} \quad (2.4)$$

Nos quais y_t é o hiato do produto no tempo t , i_t é a taxa de juros SELIC no tempo t , π_t é a inflação medida pelo IPCA no tempo t , q_t é a taxa de câmbio no tempo t , i_t^* é a taxa de juros dos Estados Unidos no tempo t , α_0 , β_0 e δ_0 são os interceptos dos modelos, $\alpha_1 \dots \alpha_n$, $\beta_1 \dots \beta_n$, $\gamma_1 \dots \gamma_m$ e $\delta_1 \dots \delta_n$ são os coeficientes das variáveis explicativas, onde n e m são as defasagens máximas encontradas como significantes nos testes de estacionariedade para cada variável explicativa do modelo, e por fim, ε_y , ε_π e ε_q são os termos de erro de cada modelo.

A equação (2.2) descreve o comportamento da demanda agregada por meio de uma curva IS, a qual mostra a relação de causalidade da taxa de juros sobre o produto, que de

acordo com a teoria econômica, se mostra de maneira negativa, pelo fato de que altas taxas de juros levam à redução no nível de investimentos, variável esta que compõe o cálculo do PIB.

A equação (2.3) representa uma curva de Phillips, que mostra o comportamento da inflação explicada através das variações da taxa de câmbio e do produto interno bruto. De acordo com a teoria econômica, a taxa de câmbio possui um impacto direto sobre os índices inflacionários, uma vez que o seu aumento, leva a um aumento do preço de itens importados. A relação do produto com a inflação se dá também de maneira direta, pois afirma-se, na teoria econômica, que o aquecimento da economia, em termos de consumo, e conseqüentemente de produção, leva ao aumento do nível de preços da economia.

E, por fim, a equação (2.4) representa o comportamento da taxa de câmbio através das variações da taxa de juros externa, sendo esta última, uma variável que, por impactar diretamente na taxa de câmbio, possui um impacto indireto positivo sobre os índices inflacionários. Os comportamentos dessas relações propostas estão todos evidenciados em Blanchard (2004).

3. METODOLOGIA

Conforme caracterizado na seção anterior, o objetivo do estudo tem por finalidade estimar a regra de Taylor (1993), que determina a taxa de juros que possibilita a condução da inflação à estabelecida pela metade inflação. Para a construção da função de reação do banco central descrita em Amaral (2006), a partir de uma regra de Taylor, é necessário realizar a estimação do hiato do produto e taxas de juros de equilíbrio para que o mesmo possa ser utilizado dentro do modelo econométrico. Portanto, a seguir, as metodologias de filtros que permitem obter o hiato do produto são descritas.

Em seguida pretende-se elaborar modelos do tipo ARIMA que permitem estimar os impactos do hiato do produto e da inflação sobre a taxa de juros básica da economia brasileira.

3.1. Filtros para o hiato do produto

Com o intuito de estimar o hiato do produto, a série temporal utilizada no trabalho (PIB) foi submetida a quatro tipos diferentes de filtros de séries temporais, filtro de Baxter-King, Butterworth, Christiano-Fitzgerald e, finalmente, Hodrick-Prescott.

Os filtros de séries temporais têm como objetivo decompor a série duas componentes: a componente de tendência e a componente cíclica. Esse procedimento é realizado para estimar a última componente e a partir dela suavizar a série original, mostrando a sua linha de tendência, a qual será a representação do produto potencial e a componente cíclica representará a diferença entre o Produto Interno Bruto (PIB) e o PIB potencial, ou seja, o hiato do produto. A decomposição é realizada da seguinte forma:

$$y_t = \tau_t + c_t \tag{3.1}$$

Onde y_t representa o PIB no tempo t , τ_t representa a componente de tendência do PIB no tempo t (PIB potencial) e c_t é a componente cíclica do PIB no tempo t (hiato do produto). Então, dessa forma o hiato do produto pode ser representado por:

$$c_t = y_t - \tau_t \tag{3.2}$$

Para a decomposição da série original os filtros ditos anteriormente utilizam de diferentes metodologias para estimar as diferentes componentes. Essas metodologias são explicadas uma a uma nas próximas sessões.

3.1.1. Filtro de Baxter-King

Para meio de simplificação, o filtro de Baxter-King será chamado a partir daqui de filtro BK.

O filtro BK tem como base a ideia de um filtro de passa-banda ($BP_k(p, q)$), ou seja, um filtro que isole os componentes de uma série temporal, no caso, econômica que estão em certa banda de frequência específica, de periodicidade mínima e máxima, respectivamente representadas por p e q .

As frequências escolhidas por Baxter e King (1995) foram compatíveis com a ideia de movimentos cíclicos de Burn e Mitchell (1946), nesse caso para períodos que estão na escala de seis trimestres (um ano e meio) até trinta e dois trimestres (oito anos). Partindo da metodologia, esse filtro eliminaria as flutuações com frequências altas (erros de medida) e as com frequência baixa (tendência), no intuito de manter somente os movimentos cíclicos da série. Dessa forma pode-se afirmar que as frequências que não passam pelo filtro, no caso do PIB, formariam a sua tendência, ou seja, o produto potencial, e por fim, a série resultante que passa pelo filtro é o hiato do produto.

O procedimento de filtragem da série é feito em dois passos: primeiro o ciclo que será utilizado é definido para que suas características sejam especificadas, e após isso, é aplicada a média móvel nos dados para que o ciclo definido seja isolado das outras componentes.

A representação do filtro BK no domínio do tempo é a seguinte:

$$b(B) = \sum_{h=-\infty}^{\infty} b_h B^h \quad (3.3)$$

Na qual b_h são os ponderadores de médias móveis infinitos e B é o operador de defasagem.

Podem-se obter os ponderadores do filtro pela transformação inversa de Fourier da função resposta de frequência, assim:

$$b_h = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \beta(w) e^{iwh} dw \quad (3.4)$$

Na qual $\beta(w)$ é a ponderação ideal do filtro infinito.

Ao resolver a integral acima se obtém: $b_0 = w_1/\pi$ e $b_h = \text{sen}(hw_1)/h\pi$ para $h = 1, 2, \dots$. Na qual w_1 é a mais baixa frequência de corte do filtro passa-baixo. O fato de não ser possível construir o filtro proposto, faz com que seja necessária uma aproximação, a qual é realizada através de uma média móvel finita:

$$\tau_t^{BP} = \sum_{h=-k}^k a_h y_{t-h} = a(B)y_1 \quad (3.5)$$

Na qual B é o operador de defasagens. Para que se determine os ponderadores do filtro a_h , o problema de minimização abaixo é utilizado:

$$\min_{\{a_1\}} \int_{-\pi}^{\pi} |\beta(w) - \alpha(w)|^2 dw \quad (3.6)$$

Na qual $\beta(w)$ é a função de resposta de frequência do filtro passa-baixo ideal e $\alpha(w)$ é a função de resposta de frequência do filtro aproximado. Dessa maneira a função de perda por se utilizar a aproximação é $|\beta(w) - \alpha(w)|^2$. Assim, a solução apresentada por Baxter e King é:

$$a_h = \begin{cases} b_h & \text{se } h = \pm 1, 2, \dots, k \\ 0 & \text{se } h > k \end{cases} \quad (3.7)$$

Ou seja, a aproximação ótima, do número de defasagens utilizadas para o cálculo da média móvel, é realizada através do truncamento dos ponderadores do filtro ideal. Dessa maneira as estimações das ponderações finitas serão iguais às das ponderações infinitas até a defasagem k , igualando a zero as ponderações finitas em que o número de defasagens for maior ou igual a $k + 1$.

Para que o filtro BK se aproxime ao máximo do filtro ideal, é necessário que o valor de k , o qual seleciona o número de períodos utilizados para fazer a média móvel utilizada no filtro, seja o maior possível, ou seja, no filtro ideal, $k = \infty$. Porém, pela impossibilidade de utilizar séries temporais infinitas, Baxter e King buscam uma boa aproximação do filtro ideal. Além disso, quanto maior é o valor de k , maior é o número de dados perdidos na série resultante, então o valor de k deve ser estimado de acordo com a necessidade de se obter uma série resultante maior ou um filtro mais próximo do filtro ideal. Baxter e King recomendam para séries trimestrais que $k = 12$.

Quando o filtro é aplicado à uma série temporal de dados trimestrais ele se torna uma média móvel de acordo com a seguinte equação:

$$y_t^f = \sum_{h=-12}^{12} a_h y_{t-h} = a(L)y_t \quad (3.8)$$

Ao aplicar o filtro BK na série, o espectro da componente cíclica adquirida é igual a $f_{y^c}(w) = |BK(w)|^2 f_y(w)$, na qual $f_y(w)$ é o espectro de y_t e $|BK(w)|^2$ é o ganho quadrático do filtro BK.

3.1.2. Filtro de Christiano-Fitzgerald

O filtro de Christiano e Fitzgerald (2003), diferentemente do filtro BK, trata a série utilizada como sendo caracterizada por um passeio aleatório, procurando minimizar o erro quadrado médio entre o componente estimado e o verdadeiro.

Os autores afirmam que o filtro CF deve ser utilizado pelo fato de que a grande maioria das séries temporais econômicas se aproximam de um processo denominado de passeio aleatório, além de que o filtro faz um bom trabalho ao deixar passar ciclos estocásticos de frequências desejadas, bloqueando ciclos estocásticos de frequências indesejadas em uma série de processos que estão perto de ser um processo de passeio aleatório, pois o mesmo foi construído para otimizar a filtragem desse tipo de série.

Assim como o filtro BK, o filtro CF é um filtro do tipo passa-banda, que elimina da série os movimentos de maior e menor frequência, no intuito de manter somente os movimentos cíclicos do processo.

O cálculo da componente cíclica (c_t), utilizando a versão assimétrica do filtro CF para $t = 1, 2, 3, \dots, T - 1$, pode ser expresso da seguinte maneira:

$$c_t = b_0 y_t + \sum_{j=1}^{T-t-1} b_j y_{t+j} + \tilde{b}_{T-t} y_T + \sum_{j=1}^{t-2} \tilde{b}_j y_{t-j} + \tilde{b}_{t-1} y_1 \quad (3.9)$$

Na qual b_0, b_1, \dots são os pesos usados pelo filtro passa-banda ideal, e \tilde{b}_{T-t} e \tilde{b}_{t-1} são as funções lineares dos pesos ideais usados no cálculo. No cálculo de \tilde{b}_t o filtro utiliza dois diferentes meios, dependendo se a série é assumida como estacionária ou não estacionária.

Quando a série é não estacionária, com $1 < t < T$, então:

$$b_{T-t}^{\sim} = -\frac{1}{2}b_0 - \sum_{j=1}^{T-t-1} b_j \text{ e } b_{t-1}^{\sim} = -\frac{1}{2}b_0 - \sum_{j=1}^{t-2} b_j \quad (3.10)$$

O que força a soma dos pesos ser igual à zero.

Quando a série é não estacionária com $t = 1$ e $t = T$, somente o peso b_{T-1}^{\sim} é utilizado no cálculo do filtro:

$$c_1 = \frac{1}{2}b_0y_1 + \sum_{j=1}^{T-2} b_jy_{j+1} + b_{T-1}^{\sim}y_T \text{ e } c_T = \frac{1}{2}b_0y_T + \sum_{j=1}^{T-2} b_jy_{T-j} + b_{T-1}^{\sim}y_1 \quad (3.11)$$

Quando a série é tratada como estacionária, os pesos são ajustados para o filtro ideal, onde $b_j^{\sim} = b_j$.

Se for utilizada a versão simétrica do filtro CF, o filtro utilizará um tamanho de média móvel simétrica q , e o filtro terá um cálculo similar ao utilizado no filtro BK, como é mostrado abaixo:

$$c_t = b_q^{\sim} \{L^{-q}(y_t) + L^q(y_t)\} + \sum_{j=-q+1}^{q-1} b_j L^j(y_t) \quad (3.12)$$

Onde, para cálculos não estacionários, $b_q^{\sim} = -(1/2)b_0 - \sum_{j=1}^{q-1} b_j$. Nos casos de séries estacionárias, b_q^{\sim} será igual ao peso do filtro ideal b_q .

3.1.3. Filtro de Hodrick-Prescott

O filtro de Hodrick-Prescott, ou somente filtro HP, utiliza um método que remove as flutuações de baixa frequência na série, mantendo somente os componentes de curto prazo. Para isso, o filtro elimina as frequências menores do que 32 trimestres, ou seja, eliminando a componente de tendência.

O filtro HP é dado pela expressão abaixo:

$$[\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((\tau_{t+1} - \tau_t)(\tau_t - \tau_{t-1}))^2] \quad (3.13)$$

Podendo ser simplificada da seguinte forma:

$$[\sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=3}^T (\Delta^2 \tau_t)^2] \quad (3.14)$$

Na qual $c_t \equiv y_t - \tau_t$ e $\Delta^2 = (1 - L)^2$, sendo L o operador de defasagens: $Lx_t = x_{t-1}$

Como afirma Angelis (2004), o termo $\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2$ “(...) é a soma dos desvios das séries com respeito à tendência ao quadrado, e é uma medida do grau de ajuste” e o termo $\lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((\tau_{t+1} - \tau_t)(\tau_t - \tau_{t-1}))^2$ “(...) é a soma de quadrados das segundas diferenças dos componentes de tendência e é uma medida do grau de suavidade”.

O valor λ na expressão do filtro acima define a suavidade da tendência extraída pelo filtro, ou seja, controla as variações na taxa de crescimento da tendência. Quanto maior é λ , mais suave é a tendência. Para o filtro HP de dados trimestrais, Hodrick e Prescott (1997) recomendam a fixação de λ em 1600, valor que torna o filtro bem próximo ao filtro ideal. O valor T na expressão é o tamanho da amostra utilizada.

3.1.4. Filtro de Butterworth

Assim como o filtro HP, o filtro de Butterworth (1930), ou somente filtro BW, é um filtro passa-alto, no qual os movimentos de frequências maiores, pertencentes aos componentes de tendência, são eliminados da série, assumindo que os movimentos de frequência menor do que a limite são os movimentos cíclicos da série, no caso, os desejados.

O filtro BW, tem dois parâmetros: o período máximo, o qual delimita a duração dos movimentos cíclicos aceitos, e a ordem do filtro, que determina a inclinação da função de ganho na frequência de corte.

A definição de ciclo econômico utilizada para apontar a frequência de corte dentro do filtro BW é a de Burns e Mitchell (1946), na qual os ciclos econômicos ocorrem no período entre 1,5 e 8 anos. Por esta razão, o parâmetro de período máximo utilizado dentro do filtro é fixado em 32 para séries trimestrais.

Para a realização da estimação da componente cíclica da série de interesse, se utiliza o método computacional descrito em Pollock (2000) para a realização dos cálculos do filtro BW, o qual obtém o ganho do filtro BW através da equação:

$$\psi(\omega) = [1 + \{\tan(\omega_c/2)/\tan(\omega/2)\}^{2m}]^{-1} \quad (3.15)$$

Na qual m é a ordem do filtro, $\omega_c = 2\pi/p_h$ é a frequência de corte e p_h é o período máximo.

As séries a serem filtradas y_t são representadas pelo filtro BW, em termos de média zero, covariância estacionária, e choques independentes e identicamente distribuídos v_t e ε_t :

$$y_t = \frac{(1+L)^m}{(1-L)^m} v_t + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

A partir dessa equação, pode-se obter a estimação ótima para a componente cíclica, que segundo Pollock, é dada por:

$$c = \lambda Q(\Omega_L + \lambda\Omega_H)^{-1} Q' y \quad (3.17)$$

Na qual $Var\{Q'(y - c)\} = \sigma_v^2 \Omega_L$ e $Var\{Q'c\} = \sigma_\varepsilon^2 \Omega_H$. Os termos Ω_L e Ω_H são matrizes simétricas de Toeplitz (GRAY, 2006) com $2m + 1$ faixas diagonais diferentes de zero e funções geradoras igual a $(1 + z)^m(1 + z^{-1})^m$ e $(1 - z)^m(1 - z^{-1})^m$, respectivamente.

O parâmetro λ na equação é uma função de p_h , no caso, o período máximo de ciclos estocásticos filtrados, e a ordem do filtro, representada por m :

$$\lambda = \{\tan(\pi/p_h)\}^{-2m} \quad (3.18)$$

A matriz Q' nessa equação é uma função dos coeficientes no polinômio $(1 - L)^d = 1 + \delta_1 L + \dots + \delta_d L^d$:

$$Q' = \begin{pmatrix} \delta_d & \dots & \delta_1 & 1 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & \delta_d & \delta_{d-1} & \dots & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \delta_d & \dots & \delta_1 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & \vdots & \vdots & \ddots & & & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & \delta_d & \delta_{d-1} & \dots & 1 & 0 \\ 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & \delta_d & \dots & \delta_1 & 1 \end{pmatrix}^{(T-d) \times T} \quad (3.19)$$

A matriz mostra que $\Omega_H = Q'Q$ e $\Omega_L = |\Omega_H|$, simplificando o cálculo da componente cíclica para:

$$c = \lambda Q\{|Q'Q| + \lambda(Q'Q)\}^{-1} Q' y \quad (3.20)$$

3.2. Filtros para a estimação da taxa de juros de equilíbrio

Para estimar a taxa de juros de equilíbrio foram utilizados os mesmos filtros explicados anteriormente. Essa taxa é calculada como sendo a componente de tendência da taxa de juros SELIC, representada pela diferença entre a taxa SELIC original e sua componente cíclica. A metodologia utilizada aqui é semelhante à utilizada por Ribeiro e Teles (2011) para o cálculo da taxa de juros natural.

3.3. Construção do modelo

O modelo foi construído a partir da metodologia de um modelo auto regressivo integrado de média móvel (ARIMA) descrita por Box e Jenkins (1976). O modelo auto regressivo se baseia em uma análise de regressão linear na qual a série é autoexplicativa, ou seja, o valor atual de uma série temporal é explicado em função de suas próprias defasagens, o que caracteriza um comportamento autorregressivo em séries temporais.

A estimação de um modelo do tipo ARIMA(p,d,q), no qual p é a ordem da parte autorregressiva do modelo, d é sua ordem de integração, e q é a ordem do componente de média móvel, tem a sua composição baseada na seguinte função:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.21)$$

Na qual: y é a variável dependente, α_0 é a constante, α_1 até α_p são os coeficientes da parte autorregressiva do modelo, ε_t é o termo de erro, e por fim, β_1 até β_q são os coeficientes que permitem a observação do impacto do termo de erro dos períodos anteriores, ou seja, coeficientes que permitem observar mudanças nas séries a partir de choques ocorridos no passado, os quais são os componentes de média móvel do modelo.

A estimação de um modelo ARIMA é feita pela máxima verossimilhança utilizando o filtro de Kalman (1960) pela decomposição do erro de predição.

Como o modelo montado nesse trabalho não é somente um modelo auto regressivo, ou seja, ele possui outras variáveis explicativas, ele é considerado do tipo ARMAX, o qual possui a característica de incluir variáveis exógenas ao modelo ARIMA.

Para que esse tipo de modelo seja construído, as séries temporais utilizadas devem ser estacionárias, não apresentando assim, tendências ou sazonalidades (FELIPE, 2012), tornando necessária a formação de um ruído branco a partir dos resíduos do modelo, ou seja, uma variável identicamente distribuída, aleatória e independente.

No caso de que a série observada não seja estacionária, o que é verificado através da presença de raiz unitária pelo teste de Dickey-Fuller (DICKEY; FULLER, 1979), é necessário que se utilize a metodologia de diferenciação da variável, ou seja, as observações são definidas como a diferença entre a observação atual e a anterior, definindo cada observação como $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Sendo assim, a série passa a ser integrada de ordem 1, a qual pode ser definida agora a partir de um modelo ARIMA(1,1,0), ou seja, um modelo autorregressivo de ordem 1, integrado de ordem 1.

Mesmo após a série ser colocada em primeira diferença, poderá ser necessário que se faça uma nova diferenciação, no caso de que o teste de Dickey-Fuller volte a resultar a existência de raiz unitária na primeira diferença. Na segunda diferenciação, a variável dependente será definida por $\Delta_t^2 = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$. Após a realização da segunda diferenciação, é possível diferenciar mais vezes, porém, muito dificilmente serão necessárias mais do que duas diferenciações para tornar séries econômicas estacionárias.

Após as séries serem constatadas como estacionárias, serão selecionadas as defasagens a serem utilizadas na construção do modelo também através do teste de Dickey-Fuller, observando os p-valores das defasagens nas séries estacionárias. Os níveis de confiança para a aceitação dos testes e dos coeficientes dos modelos gerados foram fixados em 95%, assim todos os p-valores do teste de Dickey-Fuller, das defasagens a serem colocadas no modelo e dos coeficientes dos modelos que tiveram resultado menor ou igual a 0,05 serão dados como estatisticamente aceitos. Na montagem dos modelos, as defasagens com p-valor maior que 0,05 foram sendo excluídas uma a uma pela seleção do maior p-valor, até permanecerem somente coeficientes significativos dentro do modelo.

4. OS MODELOS ESTRUTURADOS: RESULTADOS

Neste capítulo são mostrados os resultados das estimações propostas pelo trabalho, juntamente com a análise desses resultados, no intuito de comparar com as relações dadas na teoria econômica, evidenciando a atual situação que a condução da política monetária brasileira se encontra.

4.1.A base de dados utilizada

Para a construção da função de reação do banco central descrita em Amaral (2006), a partir de uma regra de Taylor (1993), é necessário realizar a estimação do hiato do produto para que o mesmo possa ser utilizado dentro do modelo econométrico.

As bases de dados trimestrais, retiradas dos sites: <http://www.ipeadata.gov.br/> e <http://www.bcb.gov.br/>, utilizadas para a construção desse modelo são as seguintes:

- Índice do Produto Interno Bruto (PIB) trimestral dessazonalizado a preços correntes;
- A taxa de juros SELIC (variação percentual ao trimestre);
- O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA - variação percentual trimestral);
- Meta de inflação trimestral (decomposição da meta de inflação anual em quatro trimestres iguais em variação percentual);
- Taxa de câmbio trimestral (R\$/US\$);
- Taxa de juros dos Federal Funds americanos (variação percentual ao trimestre).

Todas as séries iniciam no terceiro trimestre de 1999 (1999.3) e terminam no quarto trimestre de 2013 (2013.4). O período de início da série foi escolhido por ser logo após a implantação do regime de metas de inflação no Brasil.

Os cálculos para a estimação dos filtros e dos modelos foram feitos através do software STATA 12.

Com a aplicação dos filtros utilizados nas séries, é possível separar as componentes do PIB conforme a proposta.

4.2.Obtenção do hiato do produto

Nesta sessão são mostrados os resultados dos cálculos efetuados para a obtenção do hiato do produto por cada metodologia daquelas mostradas na sessão 2.1.

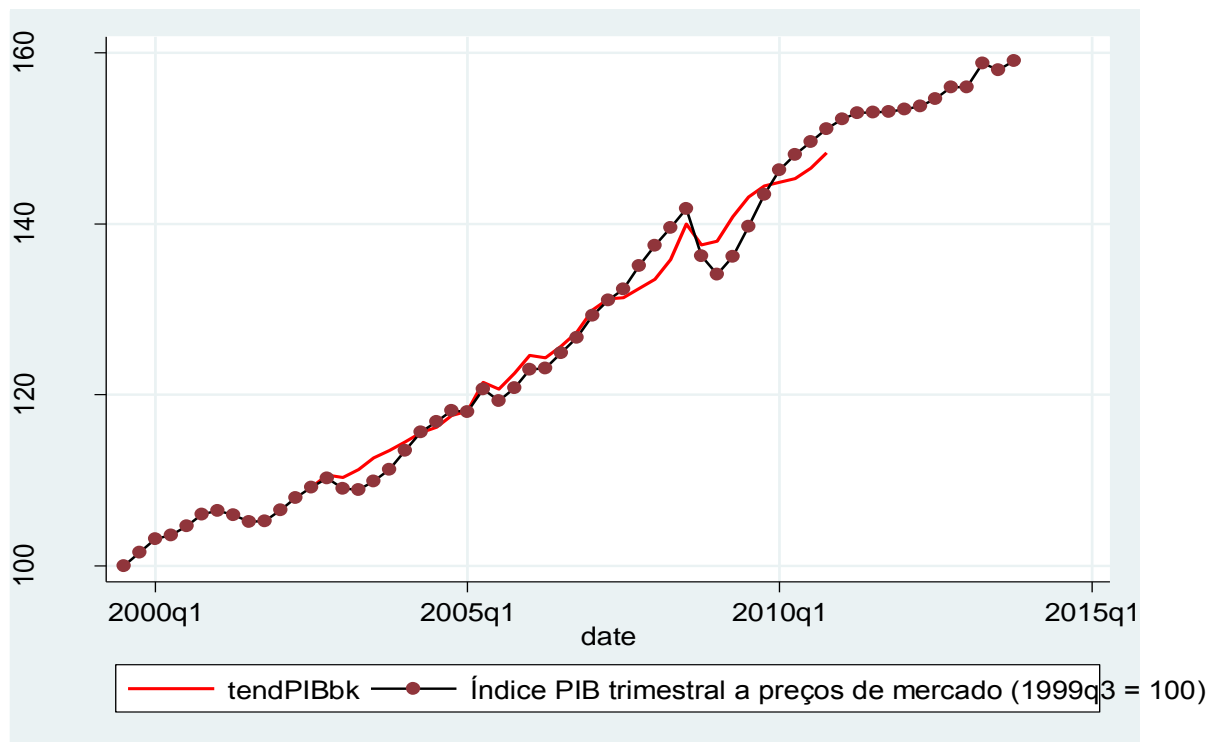
4.2.1. Hiato do produto por Baxter-King

Abaixo estão os gráficos das séries gerados pelo software STATA 12 após a aplicação do filtro de Baxter e King (1999). O valor de k foi fixado em 12, conforme sugerido por Baxter e King e os períodos de corte mínimo e máximo foram fixados em 6 e 32 respectivamente, de acordo com o ciclo de Burns e Mitchell (1946).

No gráfico 1, nota-se claramente a suavização resultante do PIB feita pelo filtro BK gerando uma diferença relevante entre a série original e a filtrada. A série suavizada representa a componente de tendência (PIB potencial) gerada pelo filtro BK. É importante observar que por conta da metodologia de cálculo utilizada nesse filtro, ocorreu uma perda de um total de 24 observações, o que pode tornar essa metodologia inviável para séries curtas, no intuito de aproximar o filtro aplicado do filtro ideal.

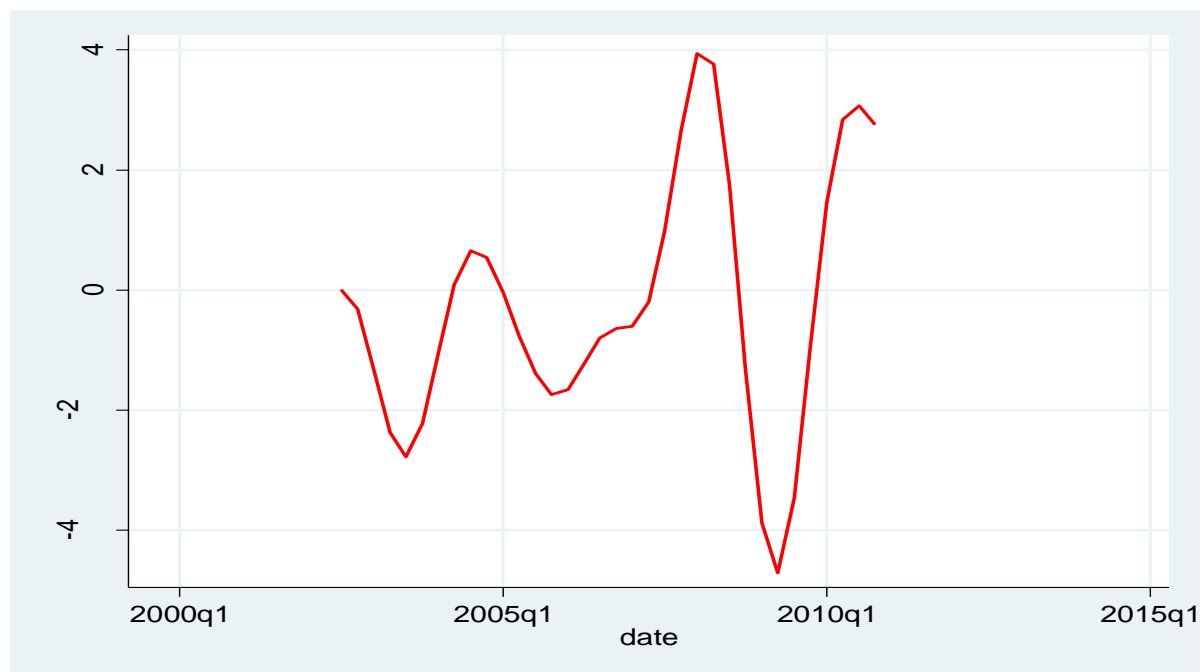
O gráfico 2 representa a diferença entre o PIB e o PIB potencial (componente de tendência), ou seja, representa o hiato do produto (componente cíclica) gerado através da aplicação do filtro BK.

Gráfico 1: PIB e componente de tendência do PIB pelo filtro Baxter-King.



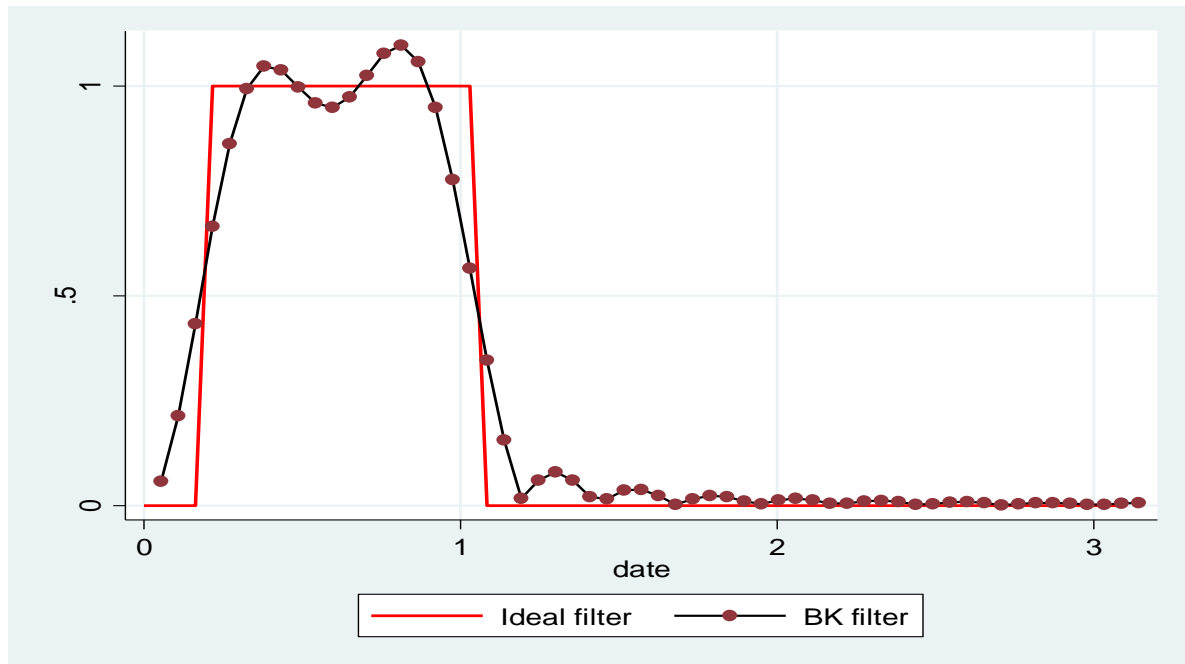
Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 2: Componente cíclica gerada pelo filtro Baxter-King.



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 3: Comparação entre o filtro ideal e o filtro de Baxter King aplicado:



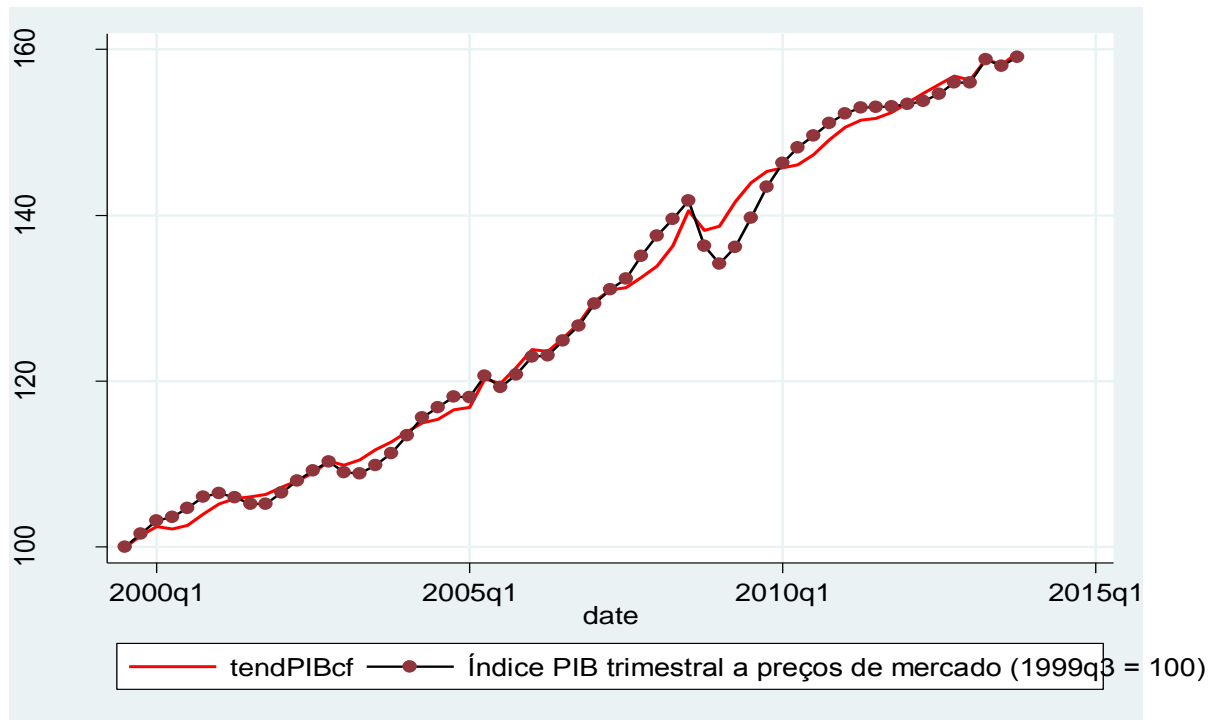
Fonte: Elaboração própria.

Pode-se perceber pelo gráfico 3 que a função de ganho, a qual é representada pelo eixo y do gráfico, gerada pelo filtro BK tem uma boa aproximação com a função de ganho do filtro ideal.

4.2.2. Hiato do produto por Christiano-Fitzgerald

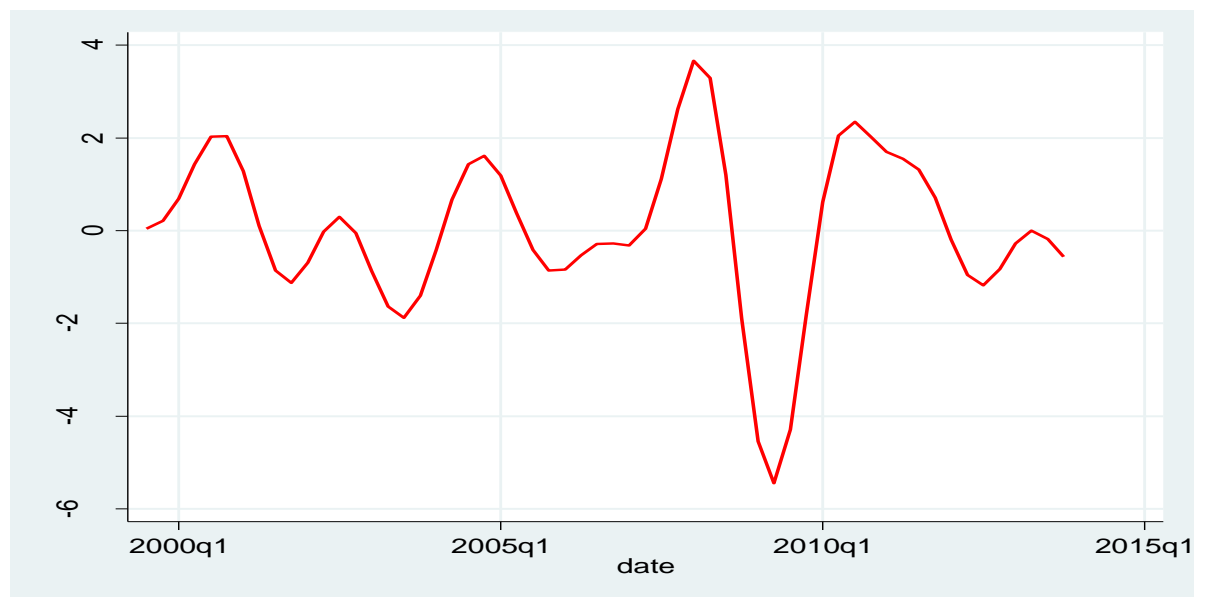
Os valores dos períodos de corte mínimo e máximo foram fixados também em 6 e 32, respectivamente. Os resultados da aplicação do filtro proposto por Christiano e Fitzgerald (2001) são apresentados nos gráficos abaixo:

Gráfico 4: PIB e componente de tendência do PIB pelo filtro Christiano-Fitzgerald.



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 5: Componente cíclica gerada pelo filtro Christiano-Fitzgerald:

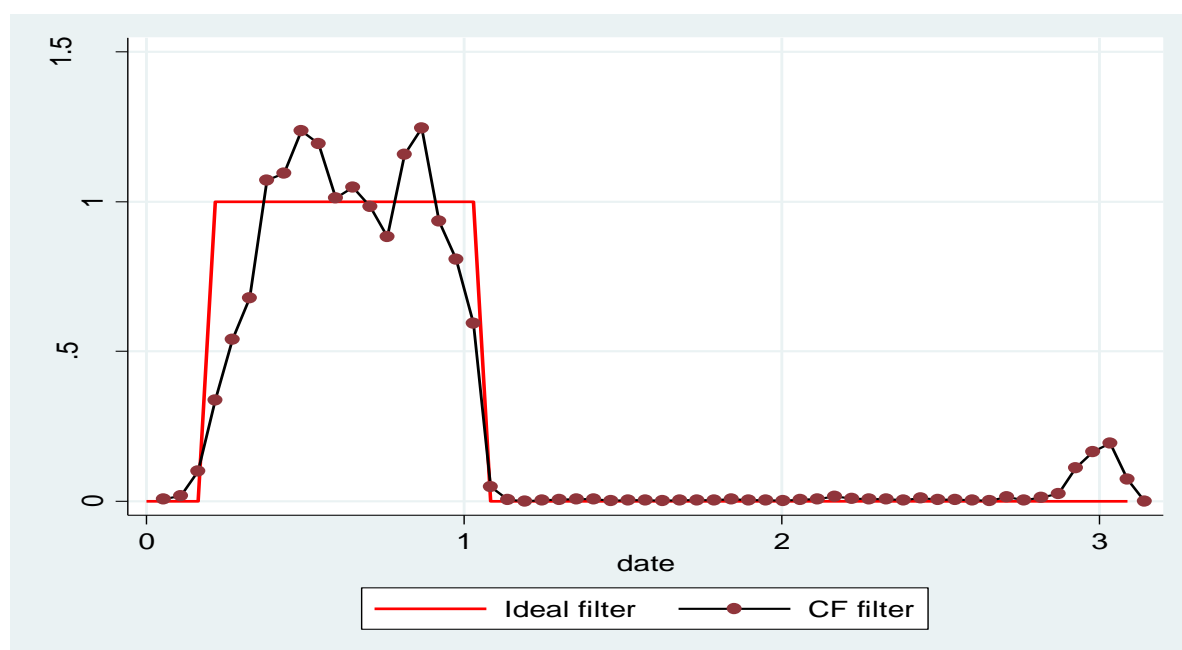


Fonte: Elaboração própria.

No gráfico 4 pode-se notar a separação da componente de tendência do PIB pela suavização ocorrida na variável resultante. A série suavizada representa o PIB potencial gerado pelo filtro CF. É importante observar que diferentemente do filtro BK, a série resultante da aplicação do filtro CF não possui perdas de observações, tornando-a mais aplicável para séries curtas.

O gráfico 5 representa a diferença entre o PIB e o PIB potencial, ou seja, representa o hiato do produto gerado através da aplicação do filtro CF.

Gráfico 6: Comparação entre o filtro ideal e o filtro Christiano-Fitzgerald aplicado:



Fonte: Elaboração própria.

Nota-se a partir da observação do gráfico 6 que o filtro CF aplicado tem uma boa aproximação com o filtro ideal.

4.2.3. Hiato do produto por Hodrick-Prescott

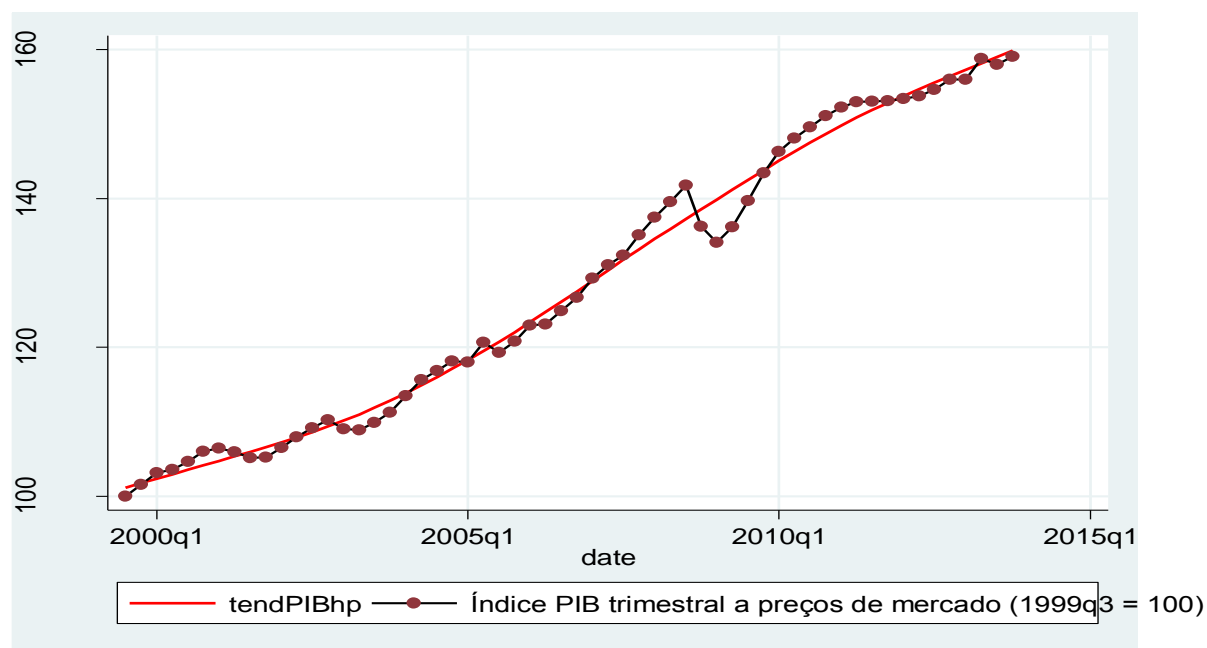
Para executar o filtro de Hodrick e Prescott (1997), o parâmetro λ , diferentemente do proposto no artigo original dos autores, foi fixado em 677, pelo motivo de que neste valor o filtro HP se torna próximo ao filtro ideal, e a linha de tendência filtrada já se demonstra bem suavizada, não necessitando de um valor tão alto como 1600 para uma boa filtragem. O período de corte foi fixado em 32, por ser um filtro do tipo passa alto.

Abaixo estão colocados os resultados das componentes geradas pelo procedimento do filtro HP.

No gráfico 7 é possível observar que a linha de tendência, ou PIB potencial, gerada pelo filtro HP é consideravelmente mais suave se comparada com as geradas pelos filtros anteriores, evidenciando a diferença entre um filtro passa-alto para um filtro passa-banda: o filtro passa-alto suaviza mais a tendência pelo fato de que são filtrados somente os movimentos de baixa frequência, enquanto que no filtro passa-banda são filtrados os movimentos de alta e de baixa frequência.

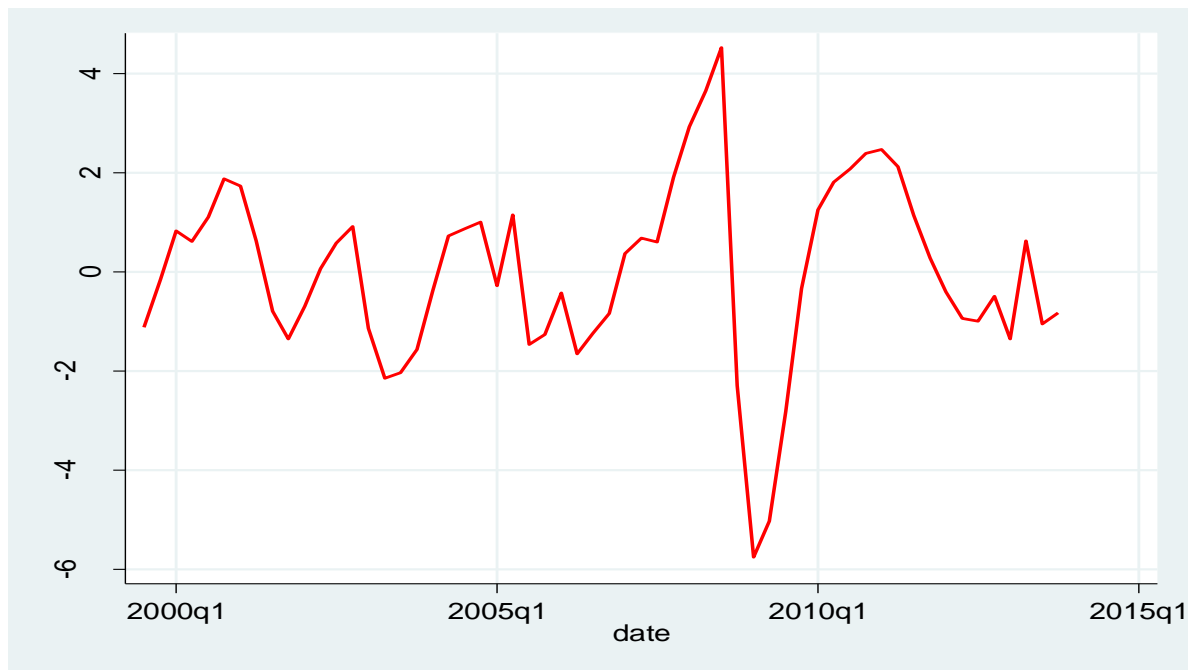
O gráfico 8 representa o hiato do produto (componente cíclica) gerado pelo filtro HP, sendo a diferença entre a série original e a componente de tendência.

Gráfico 7: PIB e componente de tendência do PIB pelo filtro Hodrick-Prescott.



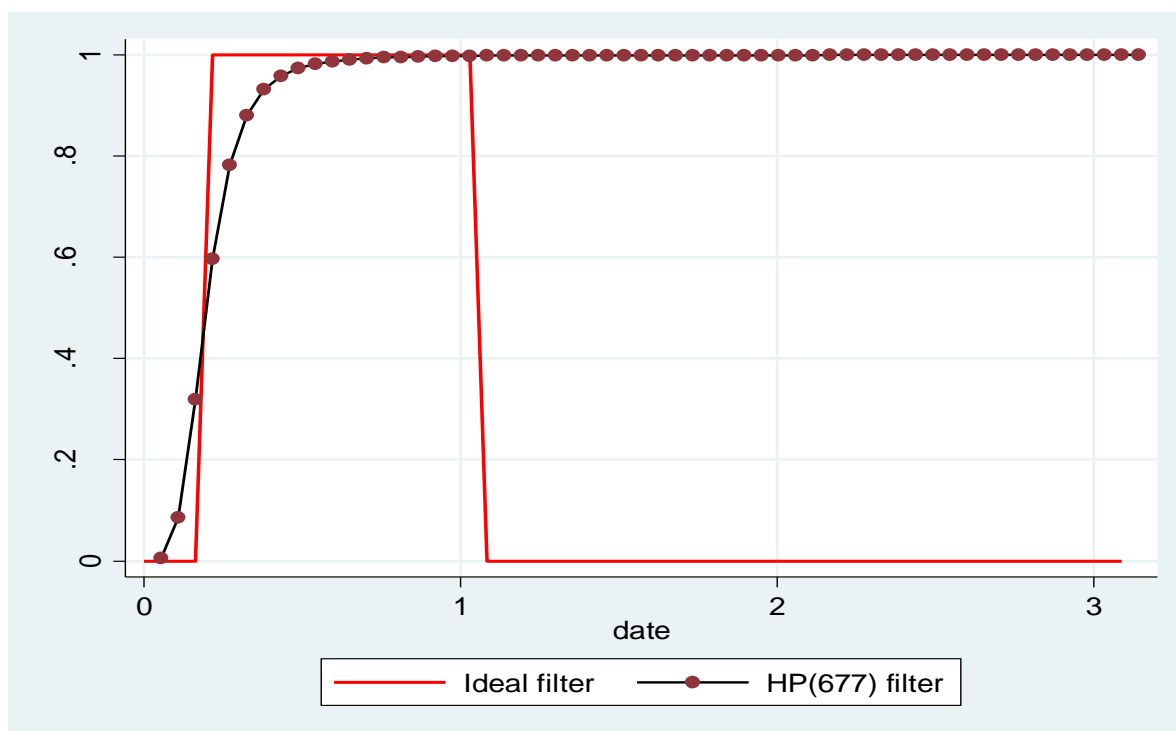
Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 8: Componente cíclica gerada pelo filtro Hodrick-Prescott.



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 9: Comparação entre o filtro ideal e o filtro Hodrick-Prescott aplicado:



Fonte: Elaboração própria.

Além do fato de que a função de ganho do filtro HP aplicado tem uma boa aproximação com a do filtro ideal, como mostra o gráfico 9, nota-se que diferentemente dos processos de filtragem anteriores (BK e CF), a função de ganho do filtro HP não sofre uma redução brusca em seu segundo movimento como no filtro ideal, pelo fato de que o filtro HP é um filtro do tipo passa-alto.

4.2.4. Hiato do produto por Butterworth

Para a aplicação do filtro de Butterworth (1930), o qual é um filtro do tipo passa-alto, o período de corte foi fixado em 32, e a ordem do filtro, a qual representa a inclinação da função de ganho, foi fixada em 6 para gerar uma boa aproximação do filtro ideal. Os resultados da aplicação do filtro BW são mostrados abaixo.

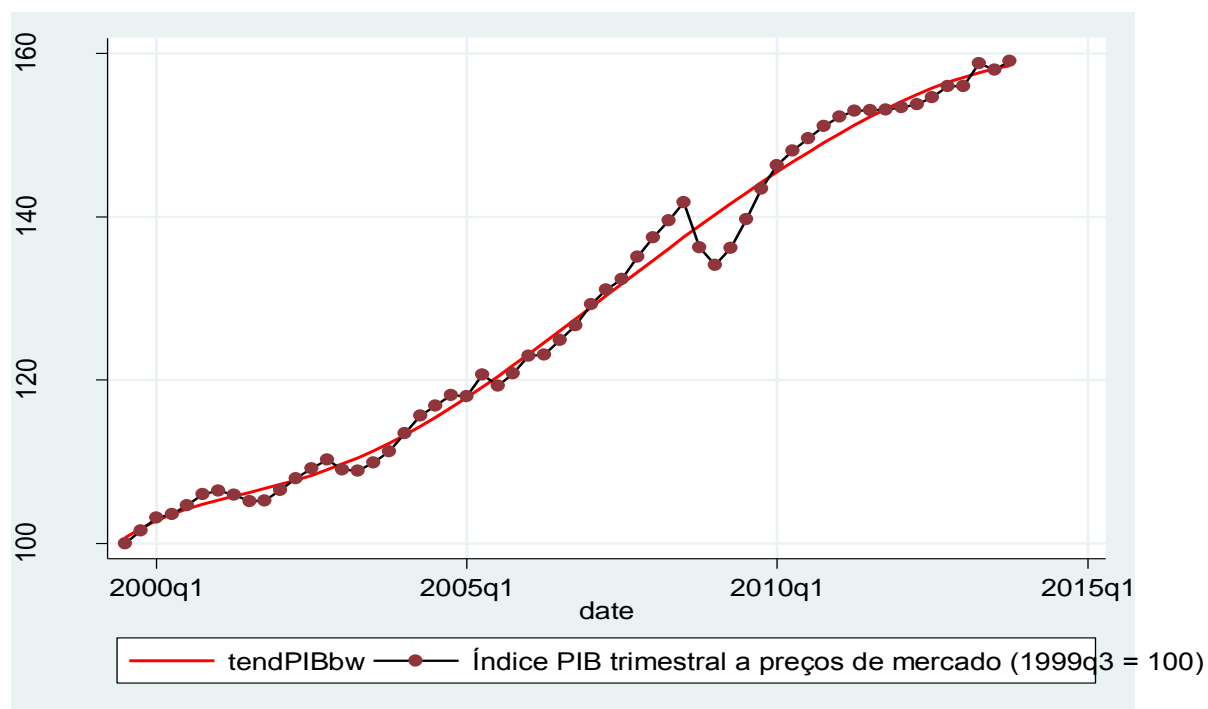
Assim como no filtro HP, o filtro BW suaviza mais a componente de tendência do que os dois primeiros filtros como pode ser observado no gráfico 10.

O gráfico 11 representa o hiato do produto gerado através da diferença entre o PIB e sua componente de tendência gerada pelo filtro BW.

Assim como no filtro HP, a função de ganho do filtro BW não declina juntamente com o filtro ideal também pelo fato de que o filtro BW é um filtro do tipo passa-alto. Considerando o primeiro movimento da função, ela se aproxima bem com o filtro ideal.

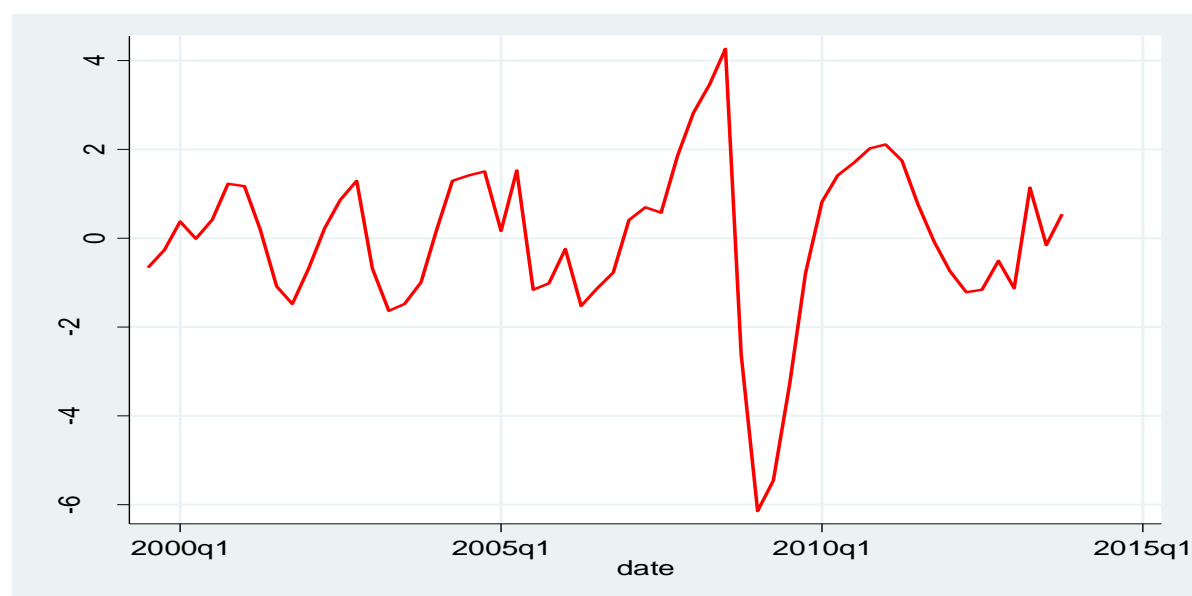
Em um contexto geral, pode-se observar que todas as estimativas do hiato do produto possuem resultados semelhantes no que tange às variações mais bruscas das séries, com ênfase nas estimativas que utilizam o mesmo tipo de filtro. Se for feita uma comparação dos hiatos gerados pelos filtros HP e BW, os resultados são extremamente semelhantes. No caso da comparação entre os filtros BK e CF percebe-se uma grande semelhança entre os períodos estimados pelos dois filtros, porém, pode-se afirmar que para a análise de séries temporais curtas, o filtro BK não é aconselhável por conta de sua perda de observações, e é por esse motivo que as variáveis geradas pelo mesmo não foram utilizadas na construção dos modelos nem na estimação da taxa de juros de equilíbrio, assunto da próxima sessão.

Gráfico 10: PIB e componente de tendência do PIB pelo filtro Butterworth.



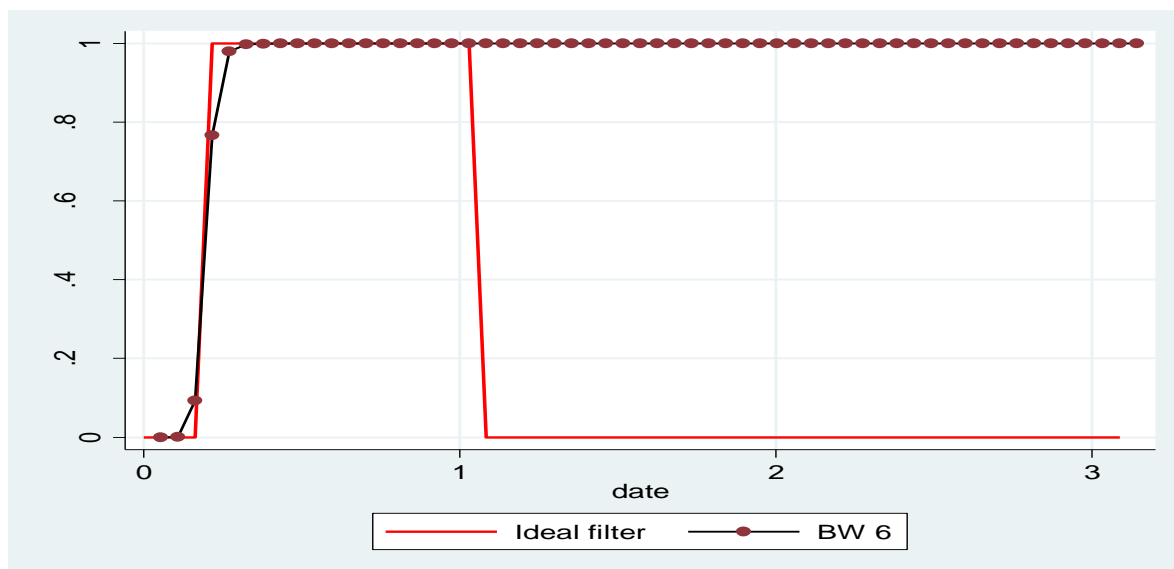
Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 11: Componente cíclica gerada pelo filtro Butterworth.



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 12: Comparação entre o filtro ideal e o filtro Butterworth aplicado:



Fonte: Elaboração própria.

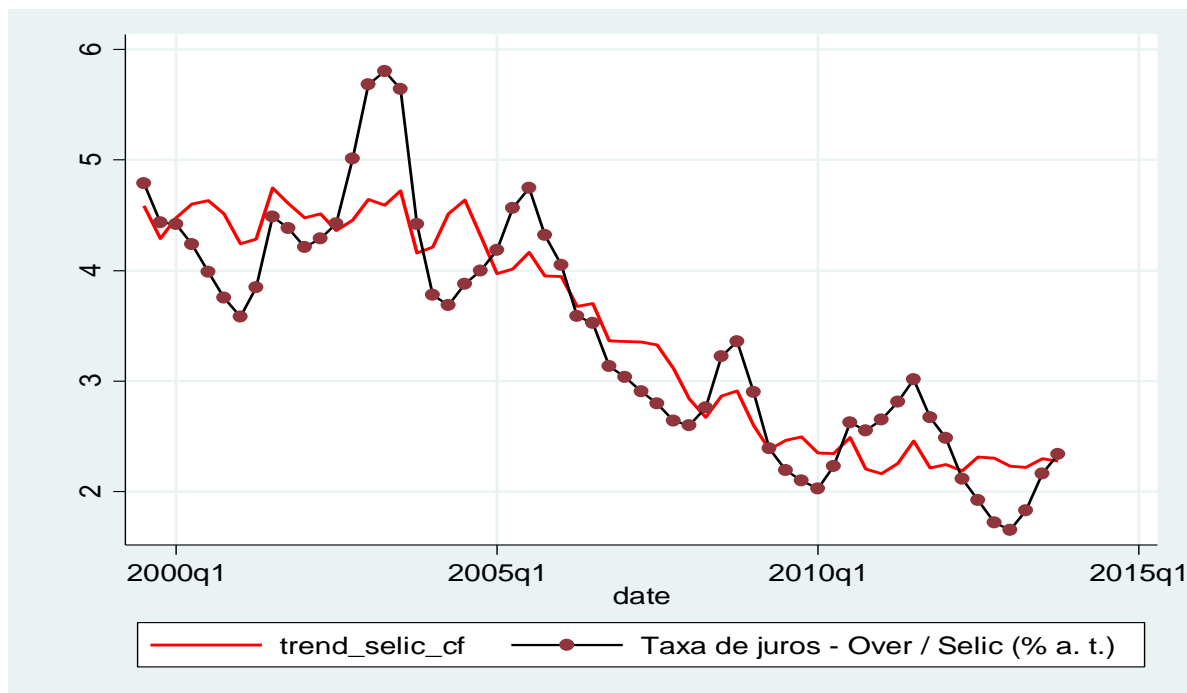
4.3. Obtenção da taxa de juros de equilíbrio

Nesta sessão são mostrados os resultados da estimação da taxa de juros de equilíbrio seguindo as metodologias dos filtros CF, HP e BW, dada a exclusão da utilização do filtro BK devido as suas limitações especificadas anteriormente.

4.3.1. Taxa de juros de equilíbrio por Christiano-Fitzgerald

A taxa de juros de equilíbrio, como dito na metodologia, é dada pela linha de tendência da taxa SELIC. Portanto, graficamente, a taxa de juros de equilíbrio obtida através da filtragem por Christiano e Fitzgerald pode ser representada como mostra o gráfico 13:

Gráfico 13: SELIC e sua componente de tendência gerada por Christiano-Fitzgerald:

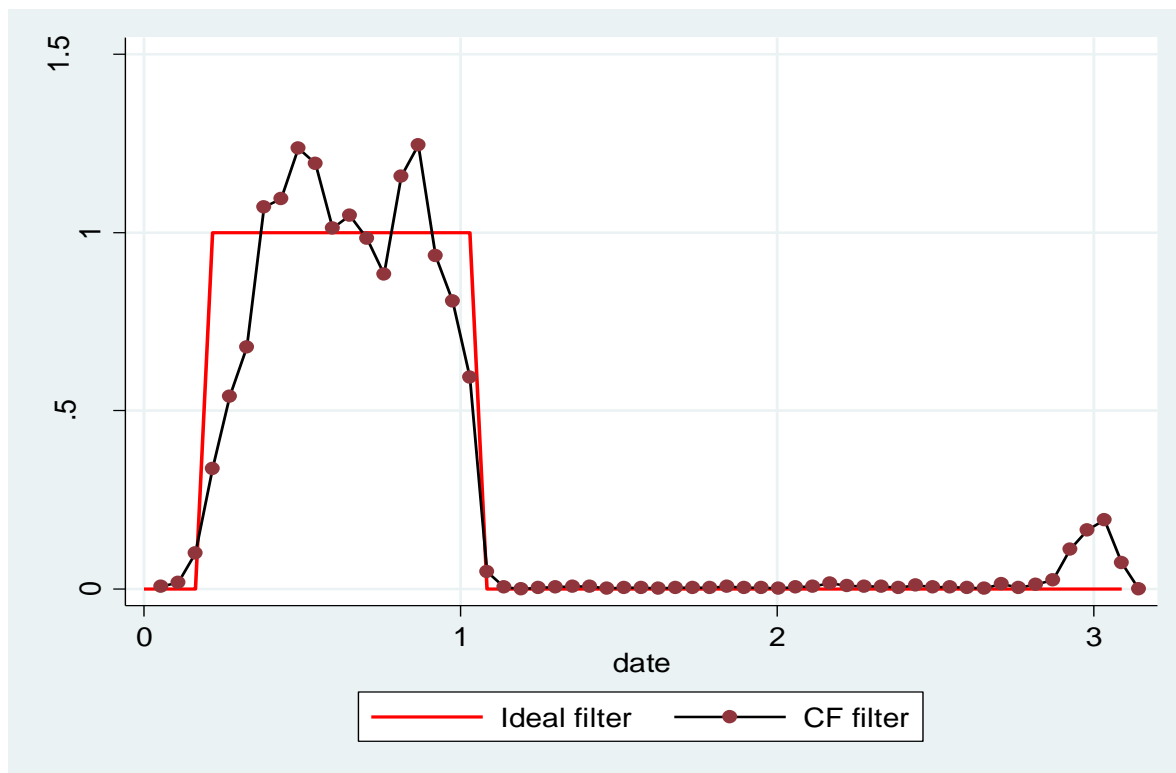


Fonte: Elaboração própria.

No gráfico 13 pode-se observar claramente a suavização da variável original através do método de filtragem. No gráfico, a série suavizada representa o comportamento da taxa de juros de equilíbrio.

O gráfico 14, mostra a comparação entre a função de ganho do filtro ideal com a função de ganho gerada pela filtragem da SELIC por Christiano-Fitzgerald. Nele se pode notar uma boa aproximação do filtro CF em relação ao filtro ideal, portanto, o filtro CF fez novamente uma boa filtragem da série.

Gráfico 14: Função de ganho do filtro ideal comparada com função de ganho do filtro de Christiano-Fitzgerald para a taxa SELIC:



Fonte: Elaboração própria.

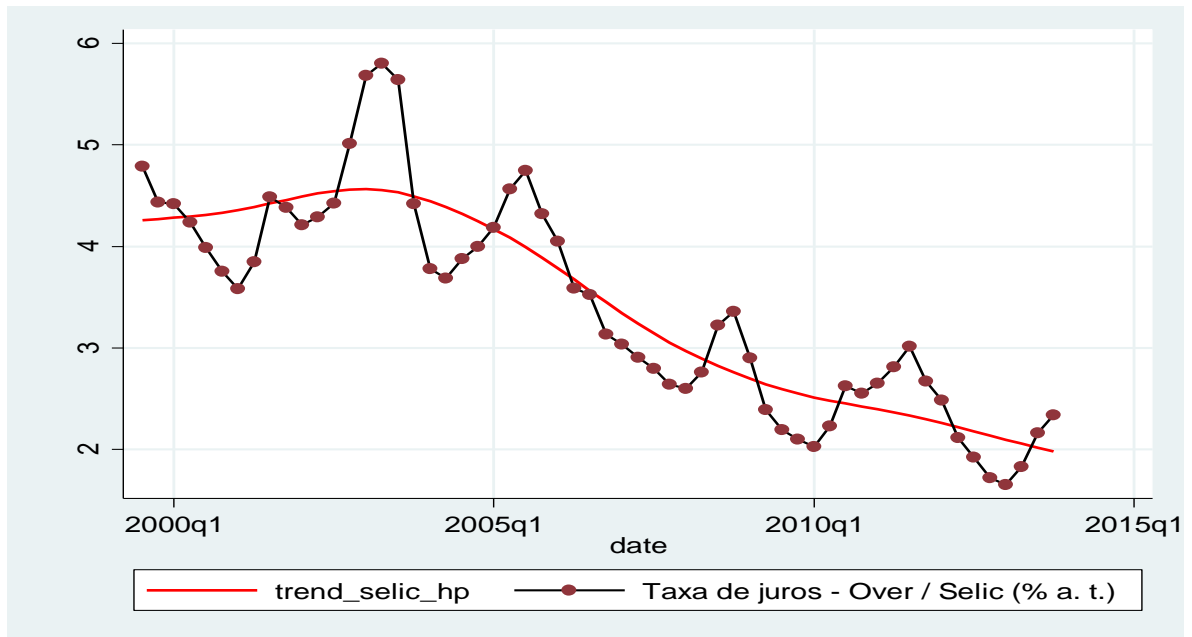
4.3.2. Taxa de juros de equilíbrio por Hodrick-Prescott

A taxa de juros de equilíbrio obtida pelo filtro HP, obtida através da suavização da série da taxa SELIC é representada no gráfico 15.

No gráfico 15, é possível notar a grande suavização gerada pela filtragem através do filtro HP, sendo a série suavizada, a representação da taxa de juros de equilíbrio. No gráfico 16 são mostradas as funções de ganho do filtro HP para a taxa SELIC e para o filtro ideal.

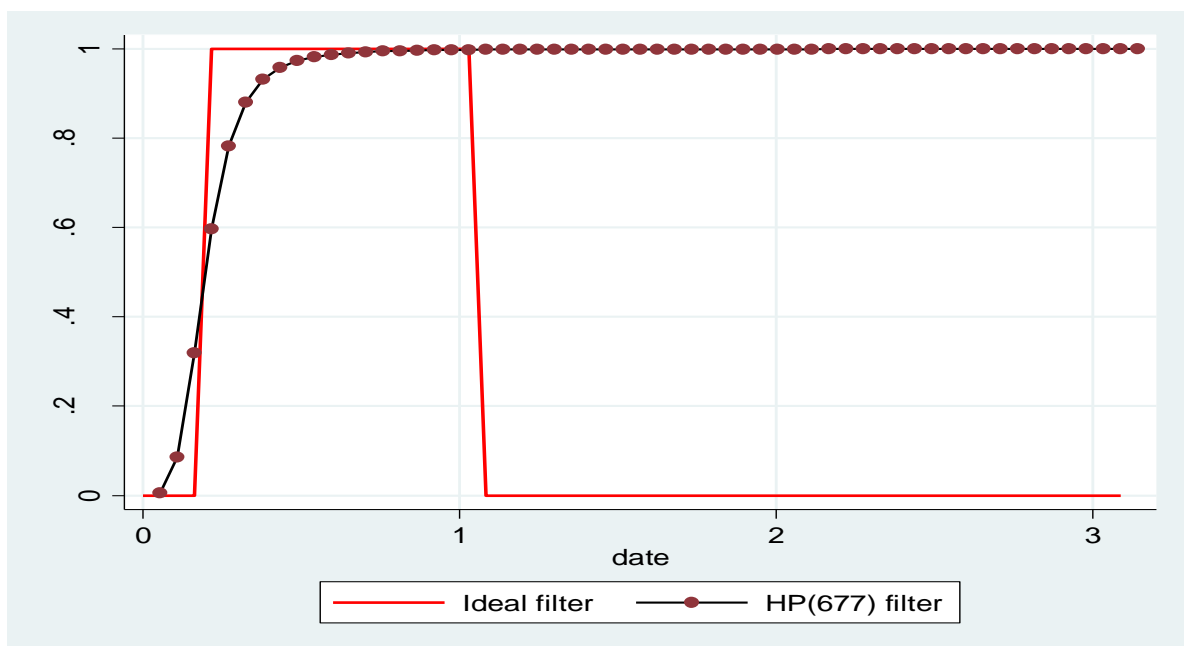
Pode-se notar, no gráfico 16, que a aplicação do filtro HP gerou uma boa aproximação de sua função de ganho para a função de ganho do filtro ideal.

Gráfico 15: SELIC e sua componente de tendência gerada por Hodrick-Prescott:



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 16: Comparação entre a função de ganho do filtro ideal e do filtro HP para a taxa SELIC:



Fonte: Elaboração própria.

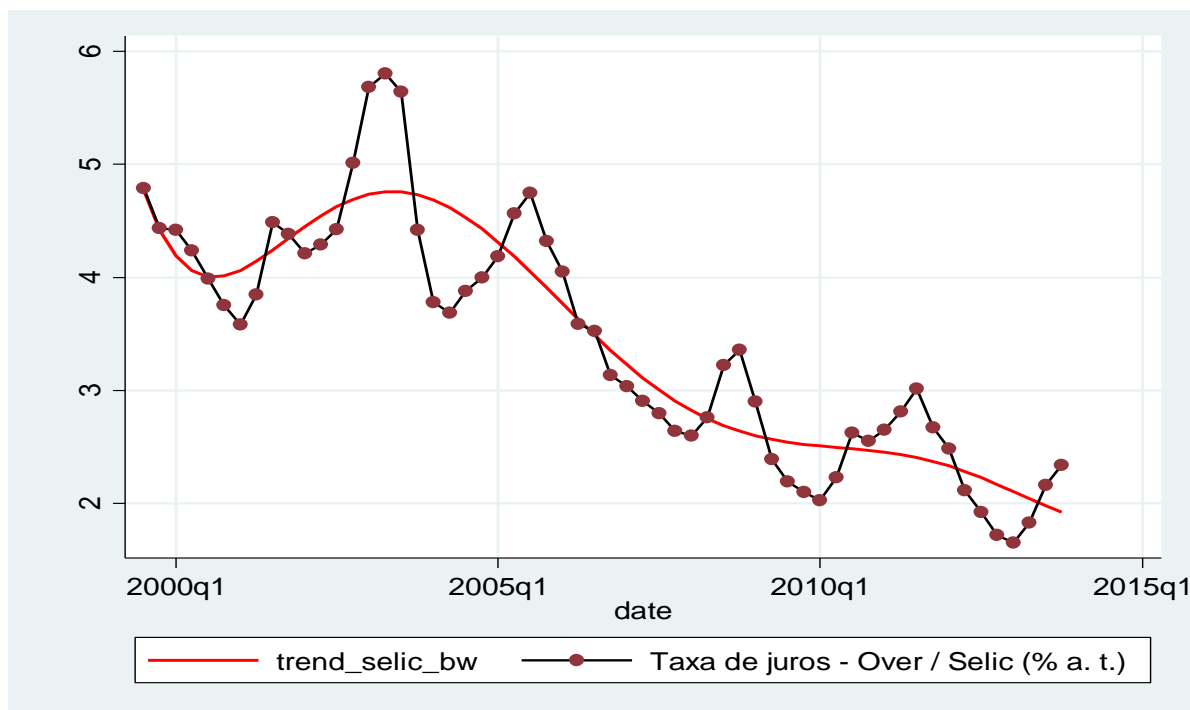
4.3.3. Taxa de juros de equilíbrio por Butterworth

A taxa de juros de equilíbrio pode ser obtida também através da linha de tendência da taxa SELIC gerada pelo filtro BW, como mostra o gráfico a seguir.

No gráfico 17 se pode notar a suavização feita pelo filtro BW, no gráfico, a série suavizada representa a taxa de juros de equilíbrio gerada pela filtragem via Butterworth. No gráfico 18, é mostrada a função de ganho do filtro ideal em comparação com a função de ganho gerada pela filtragem da taxa SELIC através da utilização do filtro BW.

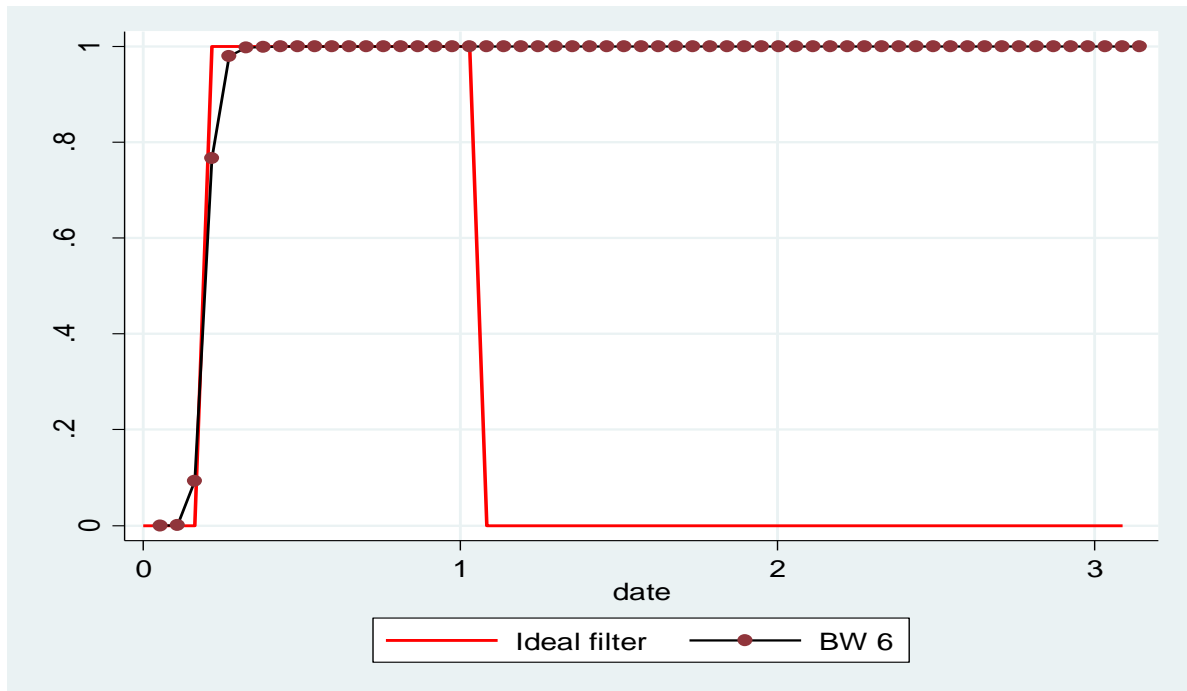
Neste gráfico nota-se uma boa aproximação entre a função de ganho do filtro ideal com a função de ganho gerada pela filtragem via Butterworth da taxa SELIC. Pelo gráfico, nota-se que o processo de filtragem da série foi bem sucedido.

Gráfico 17: Taxa SELIC e sua componente de tendência gerada por Butterworth:



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 18: Comparação entre a função de ganho do filtro ideal e do filtro BW para a taxa SELIC:



Fonte: Elaboração própria.

4.4. Testes de estacionariedade e seleção de defasagens

Primeiramente, a variável “desvio da inflação em relação a sua meta” foi criada, sendo ela, a diferença entre o IPCA e a meta de inflação em termos percentuais para cada trimestre.

Para a modelação baseada na metodologia ARIMA (BOX; JENKINS, 1976), conforme dito anteriormente, as variáveis precisam ser estacionárias. Utilizando o teste de Dickey e Fuller (1979) nas variáveis utilizadas para a modelação, são obtidos os seguintes resultados para cada variável (os resultados completos dos testes são apresentados na sessão anexo):

- A taxa SELIC foi dada como estacionária na primeira diferença, e suas defasagens significantes são as seguintes: $t - 1 \dots t - 6, t - 8 \dots t - 10$;

- O desvio da inflação em relação a sua meta foi dado como estacionário em primeira diferença, e suas defasagens significantes são: $t - 1 \dots t - 6, t - 8 \dots t - 10$;
- A taxa de juros de equilíbrio gerada pelo filtro HP se mostra como estacionária em primeira diferença, e suas defasagens significantes são: $t - 1 \dots t - 5$;
- O hiato do produto gerado pelo filtro HP se mostra como estacionário em nível, suas defasagens significantes são: $t - 1 \dots t - 3$;
- O IPCA foi dado como estacionário em segunda diferença, suas defasagens significantes são $t - 1 \dots t - 6$;
- A taxa de juros de equilíbrio gerada pelo filtro BW foi dada como estacionária em nível, suas defasagens significantes são: $t - 1 \dots t - 9$;
- O hiato do produto gerado pelo filtro BW foi dado como estacionário em nível, e suas defasagens significantes são: $t - 1 \dots t - 7$;
- A taxa de câmbio foi dada como estacionária em segunda diferença, suas defasagens significantes foram: $t - 1 \dots t - 4$ e finalmente;
- A taxa de juros norte americana foi dada como estacionária em primeira diferença, suas defasagens significantes são: $t - 1, t - 2$.

Os resultados obtidos pelo filtro CF não foram utilizados na construção dos modelos pelo fato de que o hiato do produto gerado por este filtro foi considerado como não estacionário em nível, na primeira, segunda e terceira diferenças, não sendo possível assim, utiliza-lo para regressões do tipo ARIMA.

4.5. Modelagem utilizando o filtro de Hodrick-Prescott

O primeiro modelo construído é o baseado na Regra de Taylor a partir dos dados gerados pelo filtro de Hodrick-Prescott referentes ao hiato do produto e à taxa de juros de equilíbrio. Os modelos gerados aqui seguem a inclusão de defasagens conforme mostrado na sessão 4.4. As defasagens insignificantes foram retiradas uma a uma com o critério de seleção a partir do maior p-valor, até que restassem somente defasagens significantes no modelo. O primeiro modelo gerado é dado a seguir:

$$i_t = 0,071\pi_{t-2} - 49,61r_{t-1}^* + 278,41r_{t-3}^* - 357,79r_{t-4}^* + 129,87r_{t-5}^* + 0,82(\pi - \pi^*)_{t-1} - 0,76(\pi - \pi^*)_{t-2} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

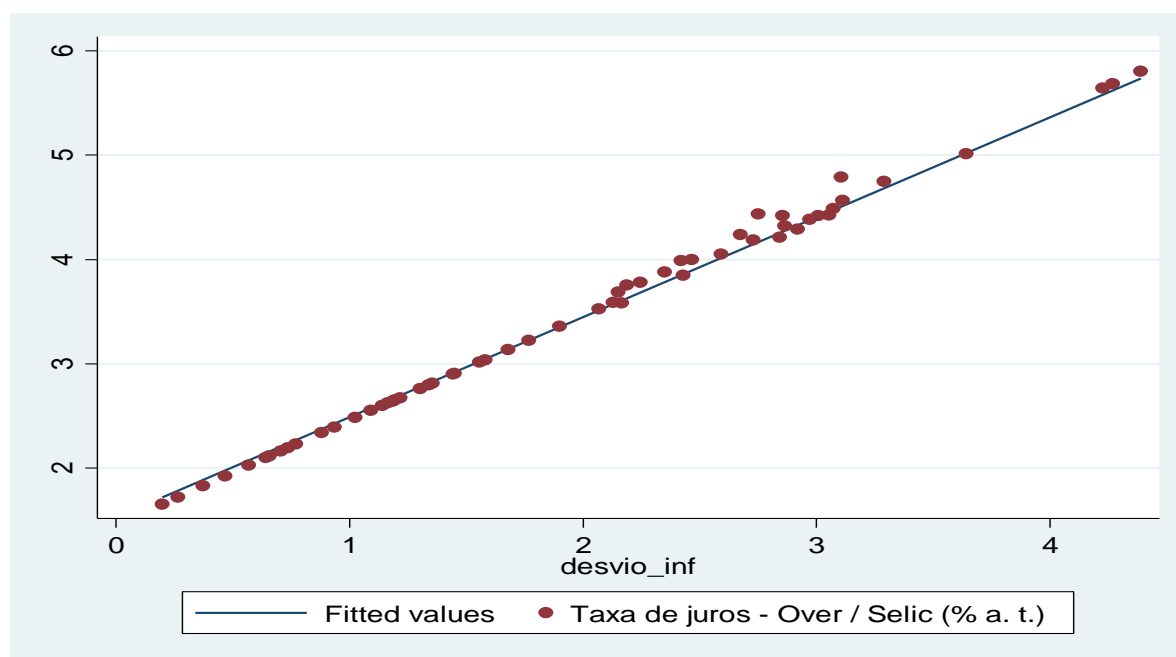
No qual: i_t é a taxa SELIC no tempo t , π_t é a taxa de inflação medida pelo IPCA no tempo t , r_t^* é a taxa de juros de equilíbrio gerada pelo filtro HP no tempo t , $(\pi - \pi^*)_t$ é o desvio da inflação medida pelo IPCA em relação a sua meta no tempo t , e ε_t é o termo de erro da equação.

Partindo da ideia da regra de Taylor, a taxa SELIC reagiria positivamente à variações na inflação e aos desvios da mesma em torno de sua meta. Com esse pensamento, pode-se observar que o primeiro termo da equação mostra uma elevação de 0,071% para cada ponto percentual de elevação da inflação de dois trimestres atrás. Os termos relacionados à taxa de juros de equilíbrio mostram os ajustes com relação às flutuações da taxa SELIC em torno dessa taxa de equilíbrio. Com relação aos desvios da inflação, observa-se uma reação de 0,82% da taxa SELIC para cada ponto percentual que a inflação desvia positivamente em relação à sua meta no trimestre anterior, o coeficiente negativo do desvio da inflação de dois trimestres atrás se deve às flutuações desse desvio e pelo fato de que os impactos positivos do mesmo sobre a taxa de juros ocorrem de imediato, no intuito de controlar a inflação, portanto, esses coeficientes provavelmente mostram o impacto após a utilização de mecanismos de controle da inflação.

É importante observar que nesse primeiro modelo não foi detectado nenhum impacto significativo do hiato do produto sobre a taxa de juros, o que dá uma ideia de que as mudanças da taxa de juros básica da economia brasileira são feitas somente no intuito de controlar a inflação, ou seja, sem o objetivo de levar o produto da economia até o seu nível potencial, o que não leva a pressões de inflação por demanda.

O gráfico a seguir mostra a taxa SELIC prevista pelo modelo e a taxa SELIC observada relacionadas com o desvio da inflação, evidenciando o grau de ajuste do modelo às mudanças do índice inflacionário:

Gráfico 19: Relação entre taxa SELIC prevista e taxa SELIC observada com o desvio da inflação para o modelo utilizando o filtro HP:



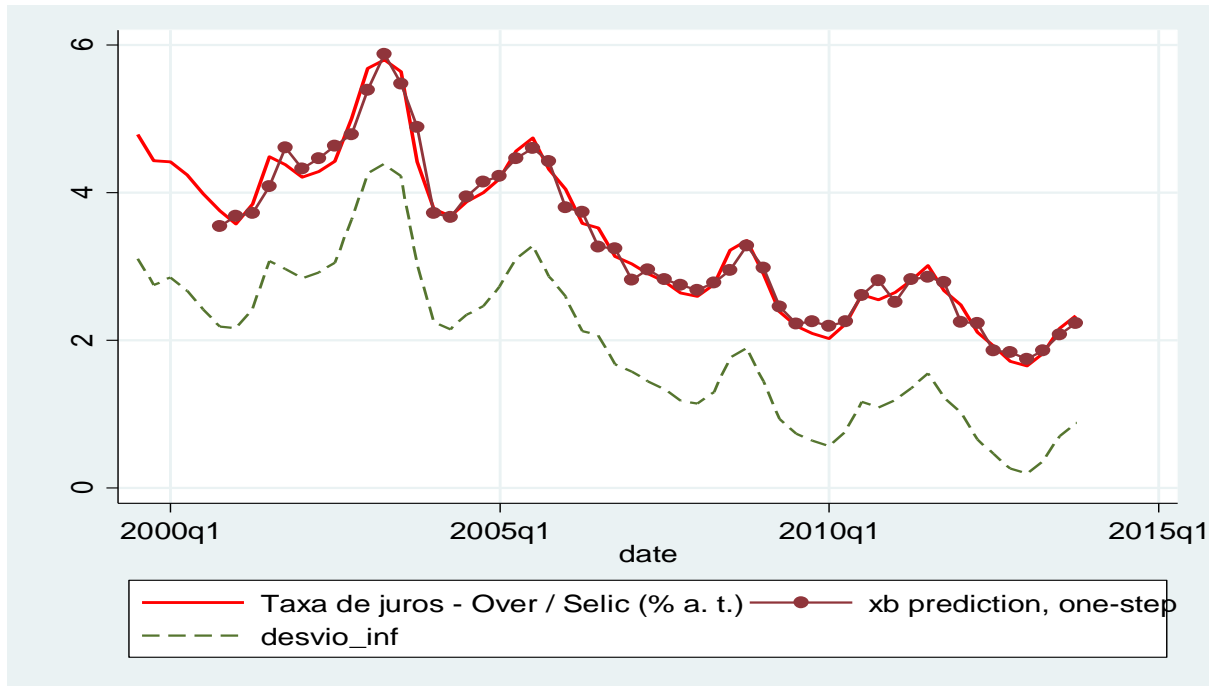
Fonte: Elaboração própria.

O gráfico acima mostra muito bem o grau de ajuste do modelo com relação às variações do desvio da inflação, pois, nota-se que os pontos, representados pela taxa SELIC observada ficam bem próximos ou em cima da reta prevista pelo modelo.

Outro gráfico que mostra bem essa relação direta é o gráfico das duas variáveis (taxa SELIC, SELIC prevista e desvio da inflação) ao longo do tempo é o gráfico 20. Este gráfico mostra que as duas variáveis têm praticamente o mesmo comportamento ao longo do tempo, desse ponto de vista se pode notar uma grande relação de dependência entre elas. O gráfico também mostra o comportamento da SELIC prevista, mostrando sua grande semelhança com a SELIC e evidenciando a capacidade de previsão do modelo.

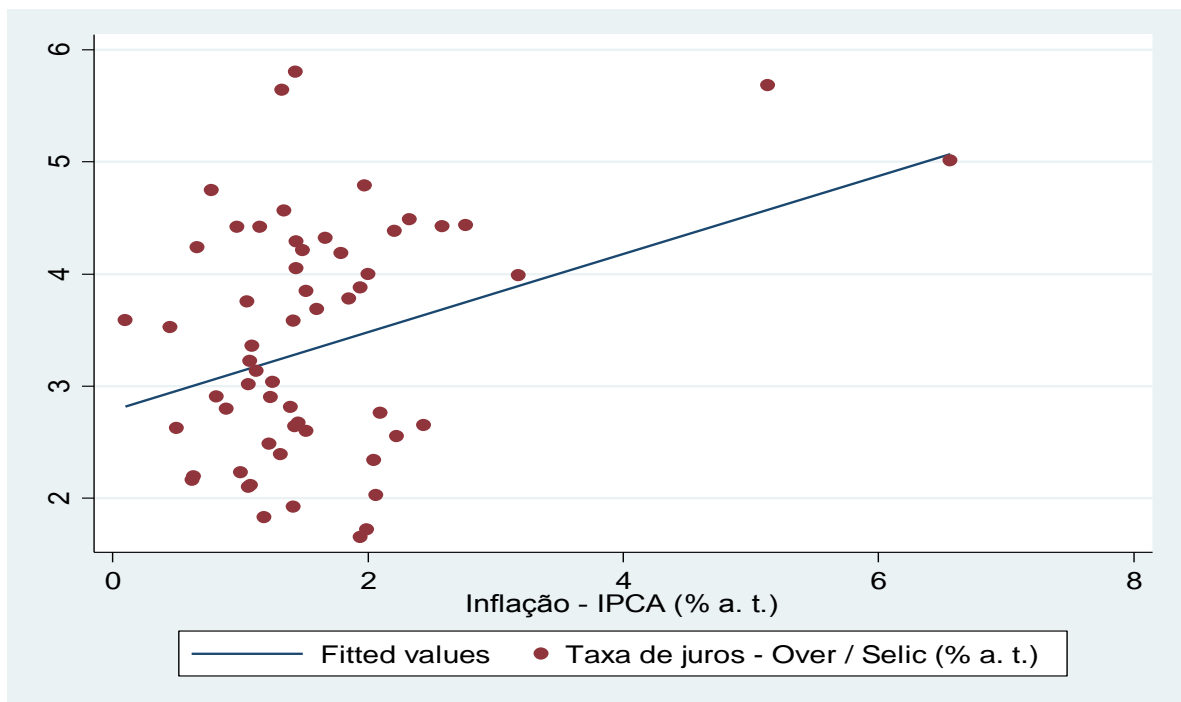
Com relação ao impacto da inflação diretamente sobre a taxa, representado pelo primeiro coeficiente da equação do modelo, o grau de ajuste do modelo não se mostra graficamente tão bom quanto o ajuste da taxa SELIC em relação ao desvio da inflação, conforme é mostrado no gráfico 21. Nesse gráfico, pode-se notar a proximidade muito menor dos pontos em relação à reta se comparado ao gráfico 19, o que provavelmente é ocasionado pelo próprio valor do coeficiente do IPCA com relação aos coeficientes do desvio da inflação.

Gráfico 20: Comportamento da SELIC, SELIC prevista e do desvio da inflação:



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 21: A relação entre a taxa SELIC prevista e observada com a inflação medida pelo IPCA:



Fonte: Elaboração própria.

O segundo modelo, o qual é baseado na ideia de uma curva IS, gerou o seguinte resultado:

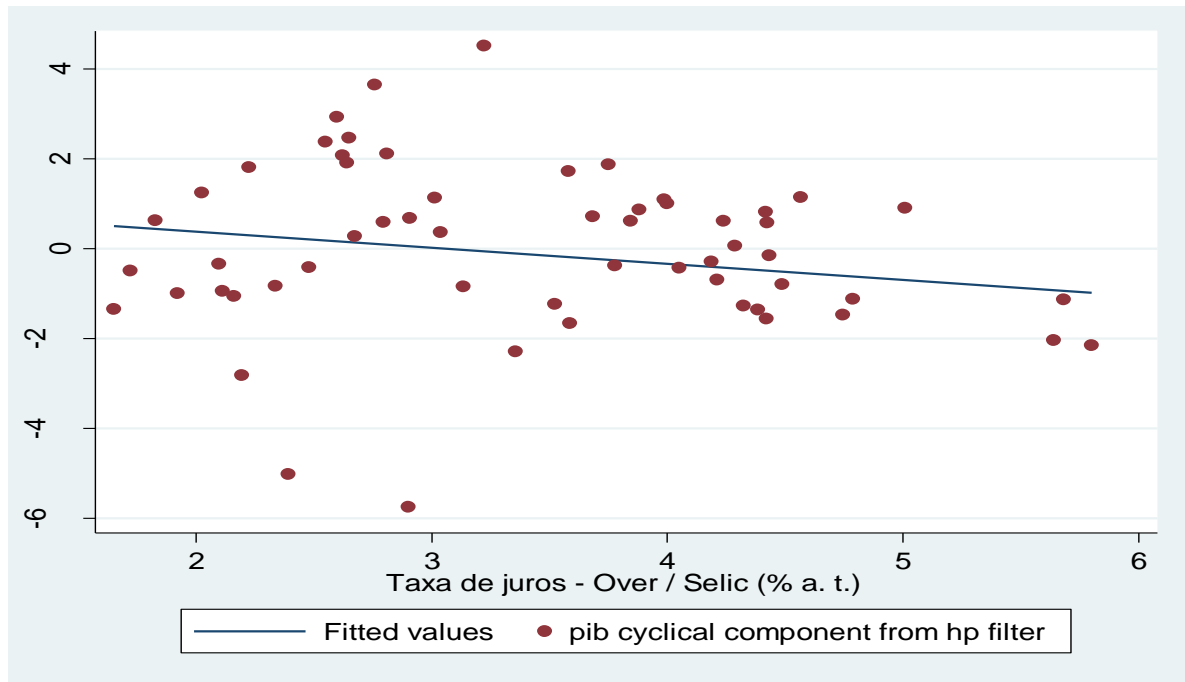
$$(y - y^*)_t = -1,089i_{t-2} + 0,973i_{t-10} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

No qual $(y - y^*)_t$ é o hiato do produto gerado pelo filtro HP no tempo t , i_t é a taxa SELIC no tempo t e ε_t é o termo de erro do modelo.

Nesse modelo, pode-se notar o impacto negativo da taxa de juros no hiato do produto de dois trimestres atrás, mostrando que o aumento de 1% na taxa SELIC gera uma redução de 1,089 no índice do produto, o que é de acordo com a relação mostrada em Blanchard (2004), na curva IS. O coeficiente 0,973, referente à décima defasagem da taxa SELIC provavelmente refere-se às flutuações da própria taxa de juros básica da economia brasileira, e por ser um efeito atrasado não reflete necessariamente o impacto da taxa de juros, podendo então ser causado por outras variáveis não incluídas no atual modelo.

No gráfico 22 nota-se um bom grau de ajuste do modelo com o hiato do produto observado, pela proximidade dos pontos à representação linear gerada pelo modelo (curva IS), se desconsiderados os pontos situados nas extremidades superior e inferior do gráfico.

Gráfico 22: Relação entre hiato do produto (filtro HP) previsto e observado a partir dos impactos da taxa SELIC (representação da curva IS):



Fonte: Elaboração própria.

O terceiro modelo, baseado em uma curva de Phillips, gerou um modelo que mostra somente o impacto da taxa de câmbio sobre a inflação, medida pelo IPCA, como é mostrado a seguir:

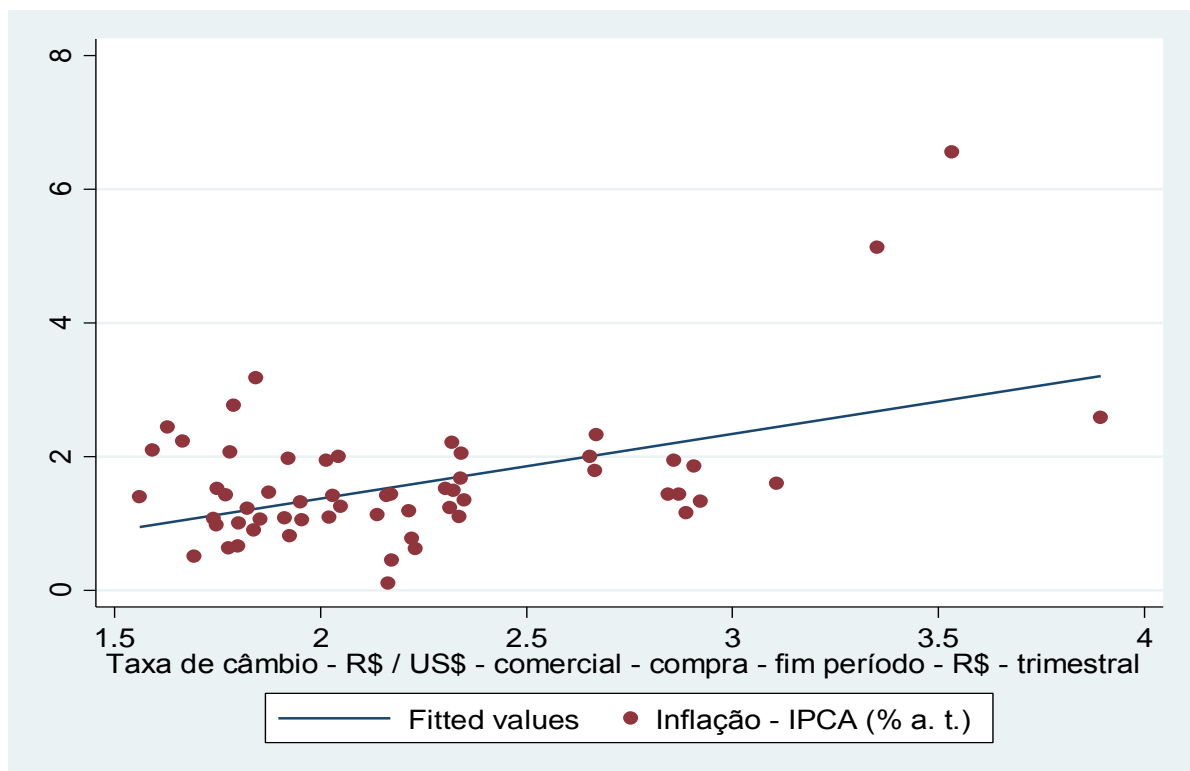
$$\pi_t = 2,128q_{t-1} - 1,419q_{t-3} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

No qual, π_t é a inflação medida pelo IPCA no tempo t, q_t é a taxa de câmbio (R\$/US\$) no tempo t, e ε_t é o termo de erro da equação.

Esse modelo se mostrou consistente, já que aumentos na taxa de câmbio provocam aumentos nos preços de produtos importados e, conseqüentemente, imediatas respostas nos índices inflacionários. Esse impacto é mostrado através do coeficiente da primeira defasagem da taxa de câmbio, no qual, um aumento de um real na taxa de câmbio leva a um aumento de 2,128% no IPCA. O coeficiente é negativo na terceira defasagem do câmbio provavelmente por conta de outras medidas utilizadas para o controle da inflação após três trimestres.

Pelo gráfico 23 pode-se notar um bom grau de ajuste da inflação prevista pela taxa de câmbio e da inflação observada medida pelo IPCA, os pontos, que representam as observações do índice de inflação, se encontram bem distribuídos e próximos à linha de previsão feita pelo modelo.

Gráfico 23: Relação entre a inflação (IPCA) prevista e observada com a taxa de câmbio (R\$/US\$):



Fonte: Elaboração própria.

O quarto modelo, que representa o comportamento da taxa de câmbio às variações na taxa de juros externa, é representado pela seguinte equação:

$$q_t = 2,055i_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

Na qual: q_t é a taxa de câmbio (R\$/US\$) no tempo t , i_t^* é a taxa de juros dos Federal Funds americanos, e ε_t é o termo de erro da equação.

Nesse modelo observa-se que, conforme é dado na teoria econômica, o aumento da taxa de juros externa, no caso, dos Estados Unidos, faz com que o capital seja atraído por esse aumento, resultando em uma diminuição de dólares em circulação e causando, conseqüentemente a sua valorização, aumentando a taxa de câmbio. De acordo com o modelo gerado, para um aumento de 1% na taxa de juros norte americana, ocorre o aumento de 2,055 reais para a compra de um dólar.

4.6. Modelagem utilizando o filtro de Butterworth

Assim como foram construídos os modelos utilizando o filtro HP, os mesmos modelos são construídos utilizando as defasagens significativas das variáveis criadas pelo filtro BW. Somente o último modelo da sessão anterior não será construído na sessão atual, pois somente este possui exatamente as mesmas variáveis nas duas propostas, resultando exatamente no mesmo modelo. Os resultados completos dados pelo software Stata nessa sessão e na sessão anterior estão colocados no anexo deste trabalho.

O primeiro modelo desta sessão é o baseado na Regra de Taylor, portanto, o mesmo se mostrou construído da seguinte forma:

$$i_t = -1,018 + 0,093\pi_{t-1} + 0,082\pi_{t-2} + 7,949r_{t-1}^* - 16,787r_{t-2}^* + 10,443r_{t-3}^* + 0,036(y - y^*)_{t-1} + 0,49(\pi - \pi^*)_{t-1} - 0,484(\pi - \pi^*)_{t-3} - 0,416(\pi - \pi^*)_{t-6} - 0,26(\pi - \pi^*)_{t-9} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

No qual: i_t é a taxa SELIC no tempo t , π_t é a inflação medida pelo IPCA no tempo t , r_t^* é a taxa de juros de equilíbrio gerada pelo filtro BW no tempo t , $(y - y^*)_t$ é o hiato do produto gerado pelo filtro BW no tempo t , $(\pi - \pi^*)_t$ é o desvio da inflação medida pelo IPCA em relação a sua meta no tempo t , e ε_t é o termo de erro da equação do modelo.

O modelo descrito acima mostra o IPCA atuando diretamente sobre a taxa de juros na primeira e segunda defasagem, com coeficientes respectivamente de 0,093 e 0,082, os quais mostram um pequeno, porém significativo impacto do índice de inflação diretamente sobre a taxa SELIC. Os coeficientes da taxa de juros de equilíbrio mostram justamente pelo fato de a última ser a componente de tendência da taxa SELIC, impactos positivos e negativos, que refletem à flutuação da taxa de juros básica da economia brasileira. Ainda com relação à

inflação, nota-se, assim como no modelo em que o filtro HP foi utilizado, fortes impactos dos desvios da inflação sobre a taxa de juros. Entre esses impactos é importante observar o relativo à primeira defasagem, que remete o aumento de 0,49% na taxa SELIC para cada ponto percentual em que a inflação está acima de sua meta. Os demais coeficientes, com sinais negativos, são relativos a supostos impactos três, seis e nove trimestres após o ajuste da taxa de juros, que como mostrado no gráfico 20, ocorre de imediato.

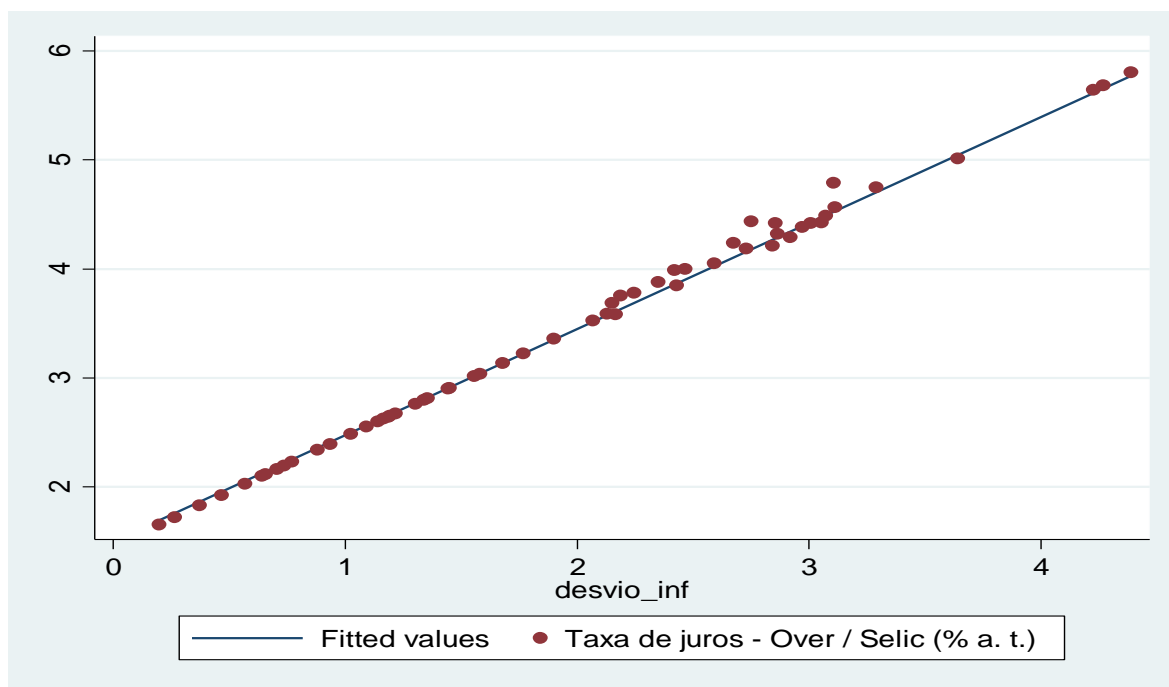
Outro fator importante desse modelo é que nele está contido o impacto da primeira defasagem do hiato do produto gerado pelo filtro BW, que possuindo coeficiente muito menor do que os relativos ao desvio da inflação mostra um impacto positivo, o que segue a lógica econômica de que o PIB, estando acima do produto potencial, gera pressões de inflação pelo fato de a economia do país se mostrar aquecida. O modelo evidencia que a taxa de juros básica da economia brasileira reage mais intensamente de acordo com os índices inflacionários, sendo o crescimento do produto interno bruto e sua regulação ao nível potencial, tratados como objetivos secundários. O gráfico 24 mostra o grau de ajuste da taxa de juros prevista com a taxa de juros observada na economia brasileira relacionadas com o desvio da inflação.

Assim como no modelo utilizando o filtro HP, de acordo com o gráfico 24, o modelo que utiliza o filtro BW apresenta um bom grau de ajuste entre a taxa SELIC prevista e observada a partir da variável desvio da inflação como explicativa. Esse bom ajuste é evidenciado pela proximidade entre os pontos, referentes às observações da taxa de juros, com a linha, que representa a previsão da taxa de juros básica da economia brasileira.

É importante também evidenciar nesse modelo referente à regra de Taylor, o grau de ajuste da explicação da taxa de juros através do IPCA, o qual é mostrado no gráfico 26. Neste último percebe-se que o grau de ajuste e de explicação da taxa SELIC pelo IPCA não é tão grande quanto o mostrado no gráfico 24, principalmente por conta dos baixos coeficientes dos parâmetros do índice de inflação.

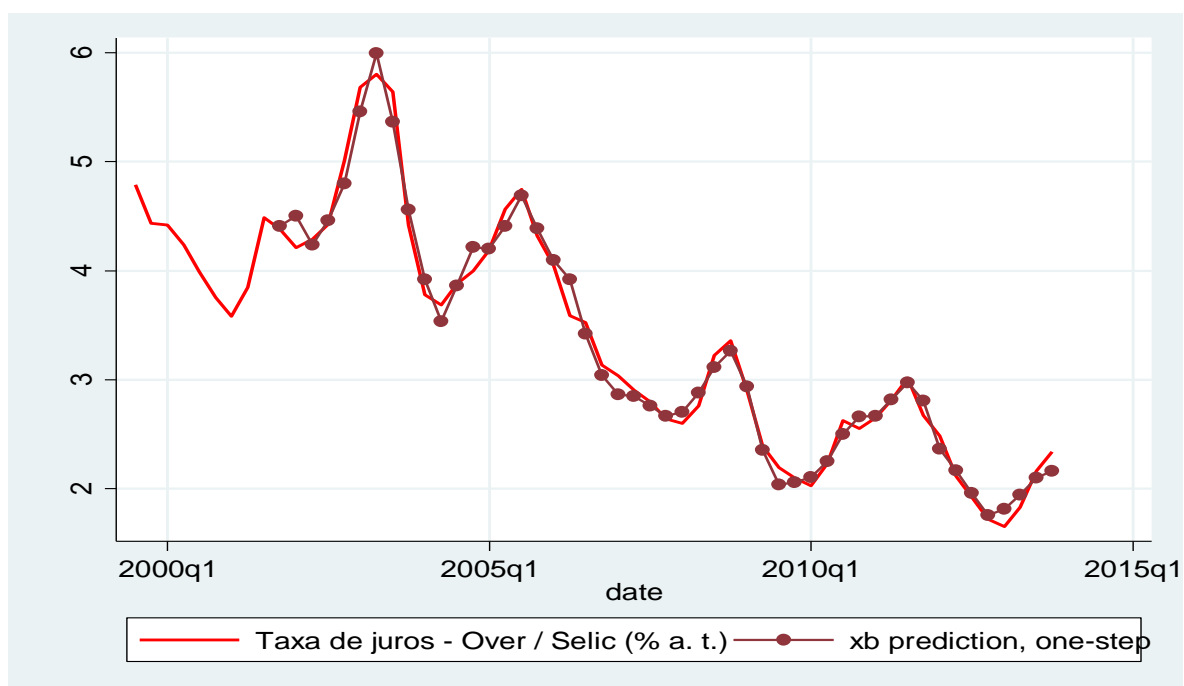
O gráfico 25 mostra a capacidade de previsão do modelo a partir da comparação entre a taxa SELIC observada e a taxa SELIC prevista pelo modelo construído a partir da regra de Taylor utilizando o filtro BW.

Gráfico 24: Relação entre a taxa SELIC prevista e observada com o desvio da inflação de sua meta pelo modelo utilizando o filtro BW:



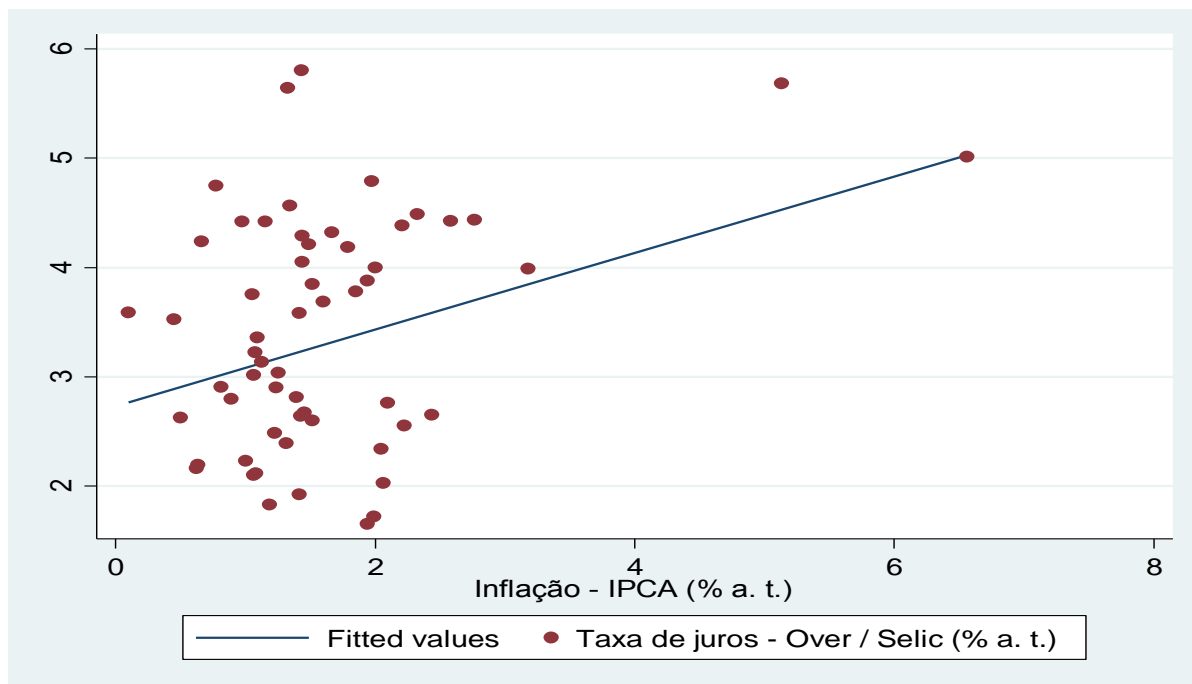
Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 25: Comparação entre a SELIC prevista e observada



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 26: Relação da taxa SELIC prevista e observada com o índice de inflação:



Fonte: Elaboração própria.

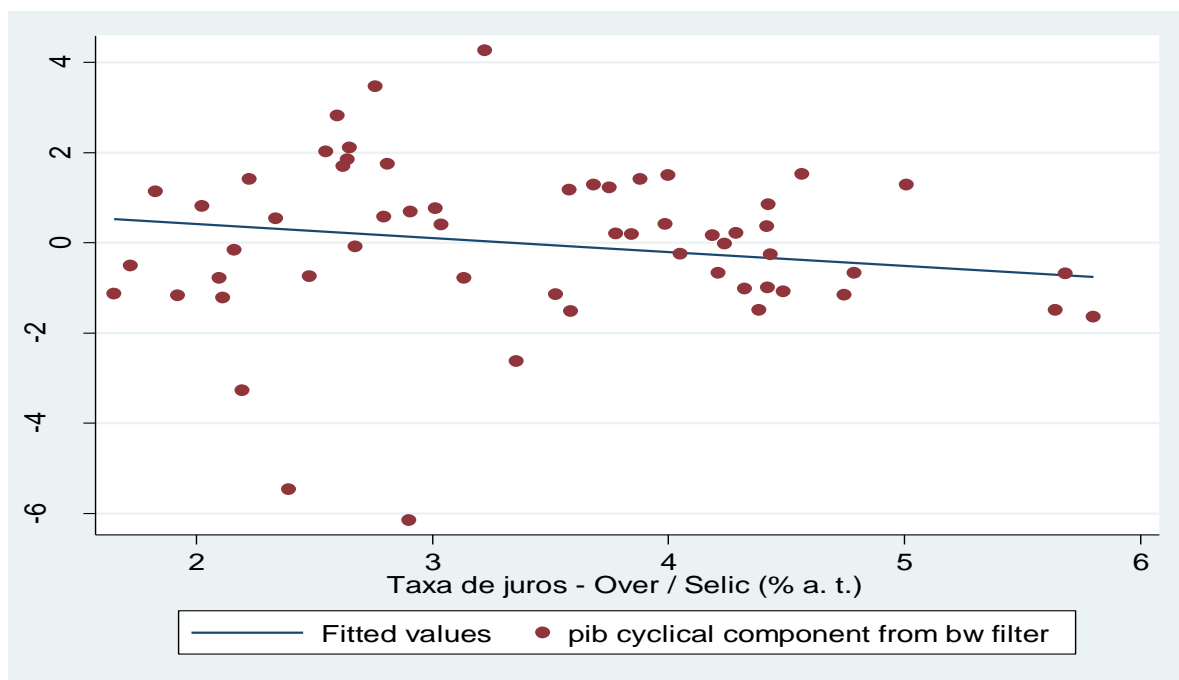
O segundo modelo desta sessão é baseado na curva IS, sua construção levou ao seguinte resultado:

$$(y - y^*)_t = -0,995i_{t-2} + 0,915i_{t-10} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

No qual: $(y - y^*)_t$ é o hiato do produto gerado pelo filtro BW no tempo t , i_t é a taxa de juros SELIC no tempo t , e ε_t é o termo de erro da equação do modelo.

Nesse modelo referente à curva IS, pode-se observar um impacto negativo da segunda defasagem da taxa de juros sobre o hiato do produto, no qual o aumento de 1% na taxa SELIC gera uma redução de quase um ponto no índice do produto, o que está de acordo com a teoria macroeconômica. Assim como no modelo da curva IS construído anteriormente, o qual utilizou o filtro HP para a obtenção do hiato, o modelo atual possui um coeficiente significativo na décima defasagem, porém com sinal contrário ao esperado, o que remete provavelmente aos ajustes da taxa de juros realizados anteriormente. O grau de ajuste desse modelo é mostrado no gráfico 27, nele pode-se notar o bom grau de ajuste do modelo e a inclinação negativa da reta do hiato produto previsto, o que caracteriza a relação da curva IS.

Gráfico 27: Relação entre o hiato do produto previsto e observado calculado pelo filtro BW com a taxa SELIC:



Fonte: Elaboração própria.

O terceiro e último modelo desta sessão é o baseado na curva de Phillips, o qual mostra o impacto do câmbio e do hiato do produto sobre a inflação, como mostra a equação:

$$\pi_t = 2,446q_{t-1} - 1,743q_{t-3} - 0,152(y - y^*)_{t-3} - 0,175(y - y^*)_{t-7} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

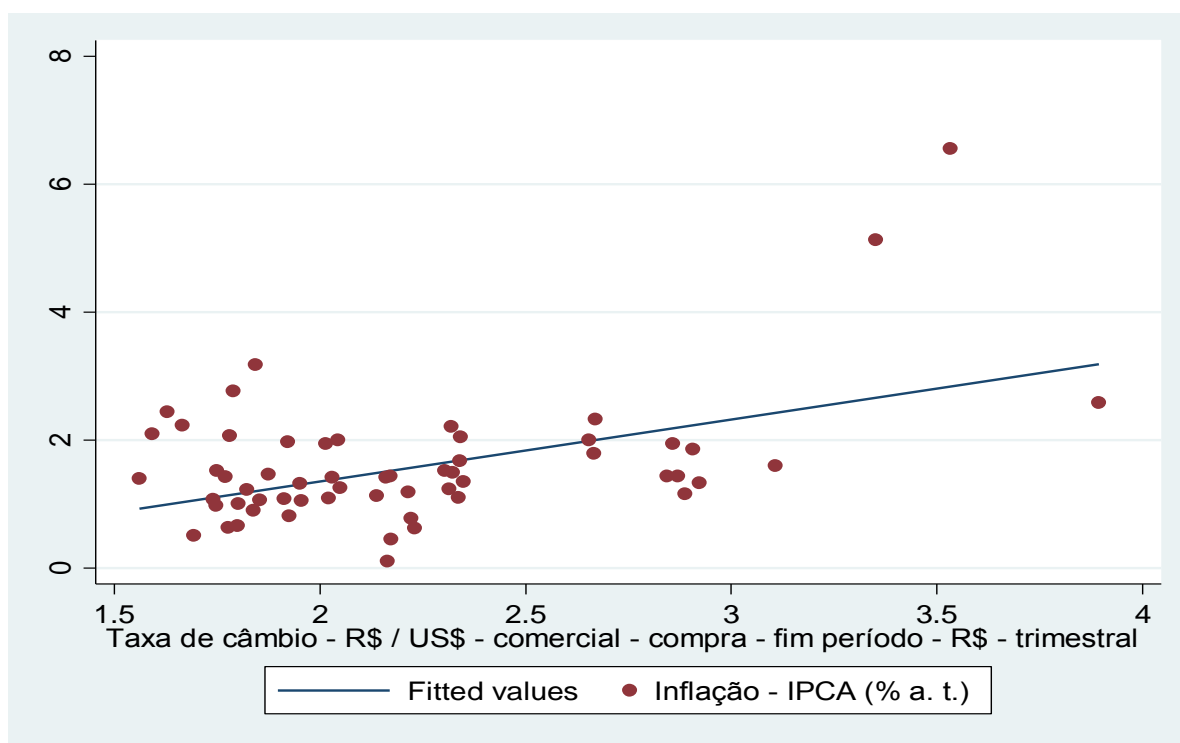
Na qual: π_t é a inflação medida pelo IPCA no período t, q_t é a taxa de câmbio (R\$/US\$) no período t, $(y - y^*)_t$ é o hiato do produto gerado pelo filtro BW no tempo t, e ε_t é o termo de erro do modelo no tempo t.

Neste último modelo, nota-se um forte impacto positivo da primeira defasagem da taxa de câmbio sobre o índice de inflação, o qual confirma a ideia de que um aumento da taxa de câmbio leva a um aumento do preço de produtos importados e conseqüentemente gera pressão sobre o índice inflacionário. O impacto negativo da terceira defasagem da taxa de câmbio provavelmente é resultado de algum ajuste econômico para controle desse índice inflacionário feito anteriormente. Os coeficientes negativos das defasagens três e sete do hiato do produto gerado pela utilização do filtro BW não se apresentam coerentes com a teoria

econômica, pois o crescimento dos hiatos representariam um aquecimento da economia, e consequentemente, um processo de aumento de inflação.

No gráfico 28 nota-se um bom grau de ajuste do modelo a partir da proximidade dos pontos, que representam a inflação observada, com a reta, que representa a inflação medida pelo IPCA prevista na economia brasileira. Pode-se também observar nesse gráfico a relação positiva entre o índice de inflação e a taxa de câmbio.

Gráfico 28: Relação entre IPCA previsto e observado com a taxa de câmbio (R\$/US\$):



Fonte: Elaboração própria.

5. CONCLUSÃO

Após a realização da estimação da função de reação do Banco Central para o caso brasileiro, pode-se notar que apesar de o Brasil não ter um histórico de grandes crescimentos econômicos após o início do regime de metas de inflação, se comparado ao crescimento de países como a Índia e a China, o regime monetário atual trouxe grandes estabilidades no que se refere à inflação, a qual o governo conseguiu manter sempre próxima de sua meta através de mudanças na taxa de juros básica da economia brasileira, trazendo novamente uma maior confiança para os agentes econômicos, e garantindo um crescimento baixo, porém estável do país.

Contudo, a partir dos modelos construídos nesse trabalho observa-se também, que pela ausência, pelo baixo valor, ou mesmo pelos sinais incoerentes dos coeficientes do hiato do produto dentro do modelo da regra de Taylor (1993), e com o impacto negativo da taxa de juros sobre o produto mostrado no modelo relativo à curva IS (BLANCHARD, 2004), que os ajustes feitos na taxa de juros básica da economia brasileira têm somente como objetivo combater o processo inflacionário, sem o intuito de motivar um maior crescimento do produto, ou tentar fixar o seu nível próximo ao do produto potencial, levando a menos pressões inflacionárias. Essa questão é a principal crítica apontada ao sistema de metas de inflação por Soihet (2012), afirmando que o sistema de metas de inflação torna a política monetária “descoordenada das demais políticas macroeconômicas”.

Portanto, é possível que a política monetária brasileira seja conduzida de maneira a gerar crescimento do PIB sem causar efeitos inflacionários catastróficos como os que ocorreram no Brasil durante a década de 1980, desde que a política seja formulada de maneira a conduzir a taxa de juros a um patamar baixo que gere uma boa taxa de crescimento do produto, conjuntamente com outros mecanismos de combate à inflação, como por exemplo, a taxa de câmbio.

REFERÊNCIAS

- AMARAL, R. Q. A dinâmica da Função de Reação do Banco Central do Brasil: uma possível fonte da perda de eficácia da política monetária. **Economia & Tecnologia**, Curitiba, n. 6, p. 35-44, jul. 2006.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Dez Anos de Metas para a Inflação - 1999-2009**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. 456 p.
- BARCELLOS NETO, P. C. F. **Estimação de uma Regra de Taylor para sistema de metas de inflação brasileiro**. Monografia (Especialização) - Curso de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2003. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/sobre/consursomonografia/paulo.pdf>>. Acesso em: 18 nov. 2013.
- BAXTER, M.; KING, R. G. Measuring Business Cycles: approximate band-pass filters for economic time series. **Review Of Economics And Statistics**, Virginia, v. 81, p.575-593, jun. 1999.
- BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 3. ed. São Paulo: Prentice Hall, 2004. 620 p.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis forecasting and control**. Edição revisada. San Francisco: Holden Day, 1976.
- BURNS, A. F; MITCHELL, W. C. **Measuring Business Cycles**. New York: National Bureau Of Economic Research, 1946. 560 p.
- BUTTERWORTH, S. On the theory of filters amplifiers. **Experimental Wireless And The Wireless Engineer**, n. 7, p.536-541, out. 1930.
- CHRISTIANO, L. J.; FITZGERALD, T. J. The Band Pass Filter. **International Economic Review**, n. 44, p.435-465, jul. 2001.
- CURADO, M.; OREIRO, J. L. Metas de Inflação: uma avaliação do caso brasileiro. **Indic. Econ, FEE**, Porto Alegre, v. 33, n. 2, p.127-146, set. 2005.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, 74, p. 427-31, 1979.
- FELIPE, I. J. S. Aplicação de Modelos ARIMA em Séries de Preços de Soja no Norte do Paraná. **Tekhne e Logos**, Botucatu, v. 3, n. 3, nov. 2012.
- FRAGA, A.; GOLDFAJN, I. Política Monetária no Brasil. **Valor Econômico**. p. 117-120. nov. 2002.
- GOMES, C.; HOLLAND, M. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. **Economia**, Niterói, v. 4, n. 2, p.333-361, Jul./Dez. 2003.

Disponível em: <http://www.anpec.org.br/revista/vol4/v4n2p333_361.pdf>. Acesso em: 18 nov. 2013.

GRAY, Robert M. Toeplitz and Circulant Matrices: a review. **Foundations And Trends In Communications And Information Theory**, Stanford, v. 2, n. 3, p.155-239, 2006.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal Of Money, Credit And Banking**, Ohio, v. 29, n. 1, p.1-16, fev. 1997.

KALMAN, R. E. A new approach to linear filtering and prediction problems. **Journal Of Basic Engineering**. Baltimore, p. 35-45. mar. 1960.

MISHKIN, F. S. **The Economics of Money, Banking and Financial Markets**. 7. ed. New York: Pearson Addison Wesley, 2004. (The Addison-Wesley series in economics).

PAULANI, L. Teoria da Inflação Inercial: Um episódio singular na história das ciências econômicas no Brasil in LOUREIRO, M.R. **50 anos de ciência econômica no Brasil**. Petrópolis. Vozes. 1997.

POLLOCK, D. S. G. **A Handbook of Time-series Analysis, Signal Processing and Dynamics**. London: Academic Press, 1999. 733 p.

RIBEIRO, A. C. A.; TELES, V. K. A Taxa Natural de Juros no Brasil. **Textos Para Discussão**, São Paulo, n. 276, p.1-20, abr. 2011.

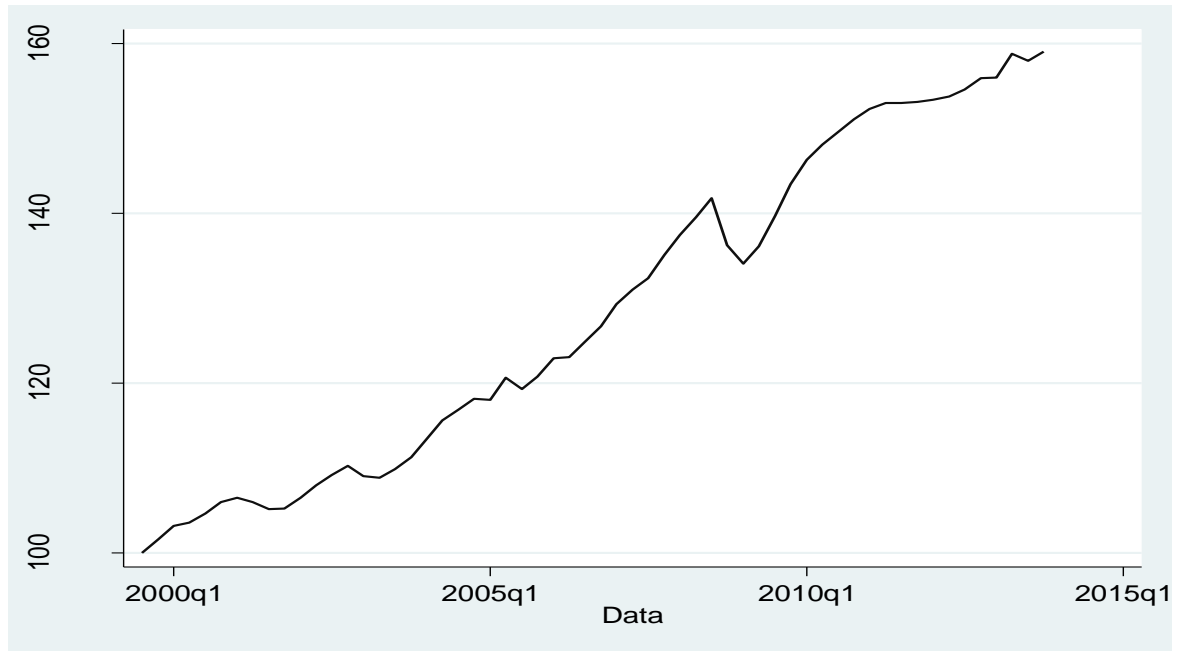
SCHIFINO, L. A.; PORTUGAL, M. S.; TOURRUCÔO, F. **Regras Monetárias Ótimas para o Banco Central do Brasil**: considerando a restrição de não negatividade. Porto Alegre, 2013.

SOIHET, E. Política Monetária e Cambial, regime de Metas de Inflação em um contexto de Sistema Monetário Internacional sem coordenação. In: **XV ENCONTRO REGIONAL DE HISTÓRIA DA ANPUH-RIO**, Rio de Janeiro, 2012.

TAYLOR, J. Discretion versus Policy Rules in Practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, n. 39, p. 195-214. 1993.

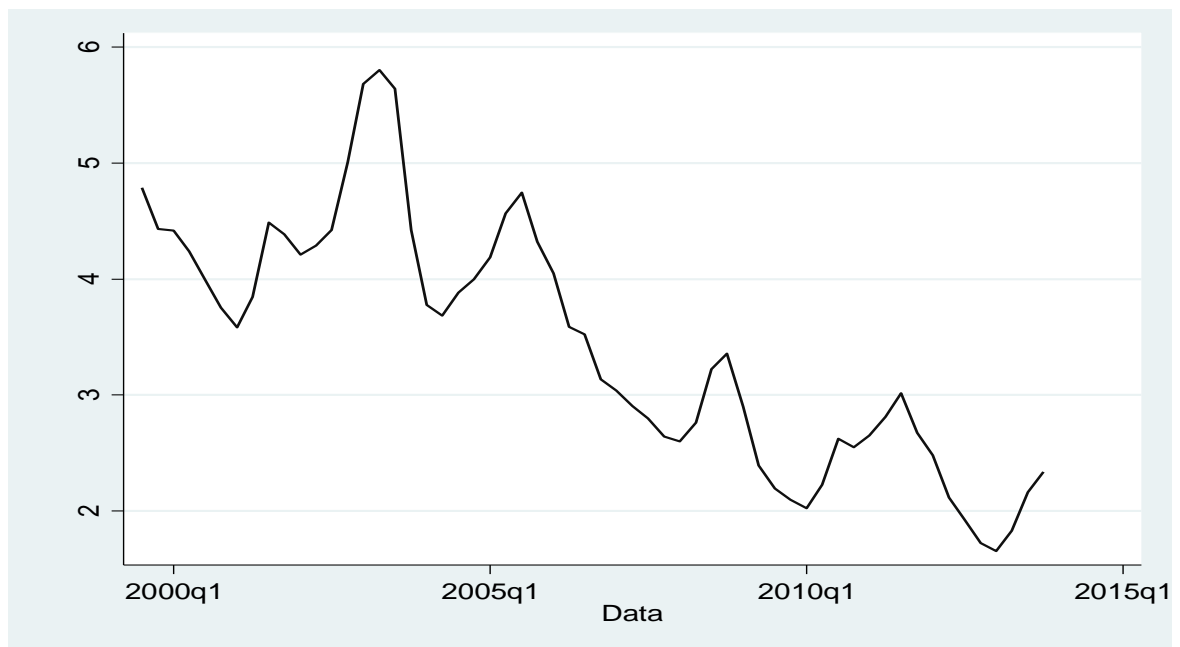
ANEXO

Anexo 1: Evolução do PIB trimestral dessazonalizado brasileiro



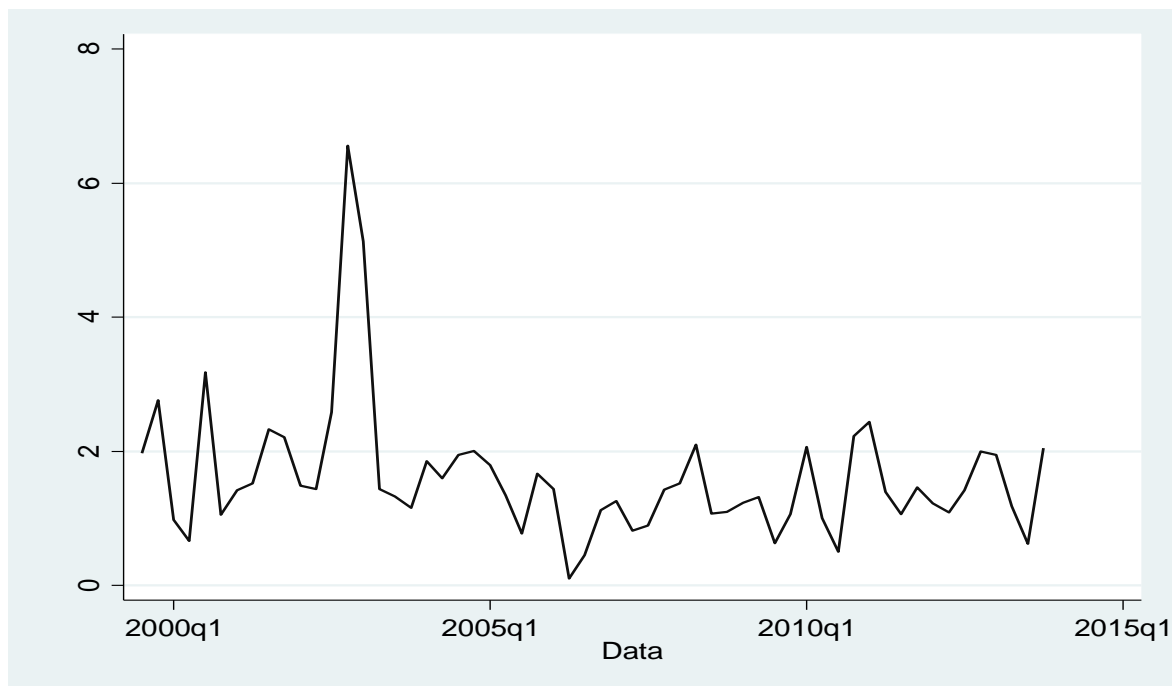
Fonte: Banco Central do Brasil

Anexo 2: Evolução da taxa SELIC trimestral



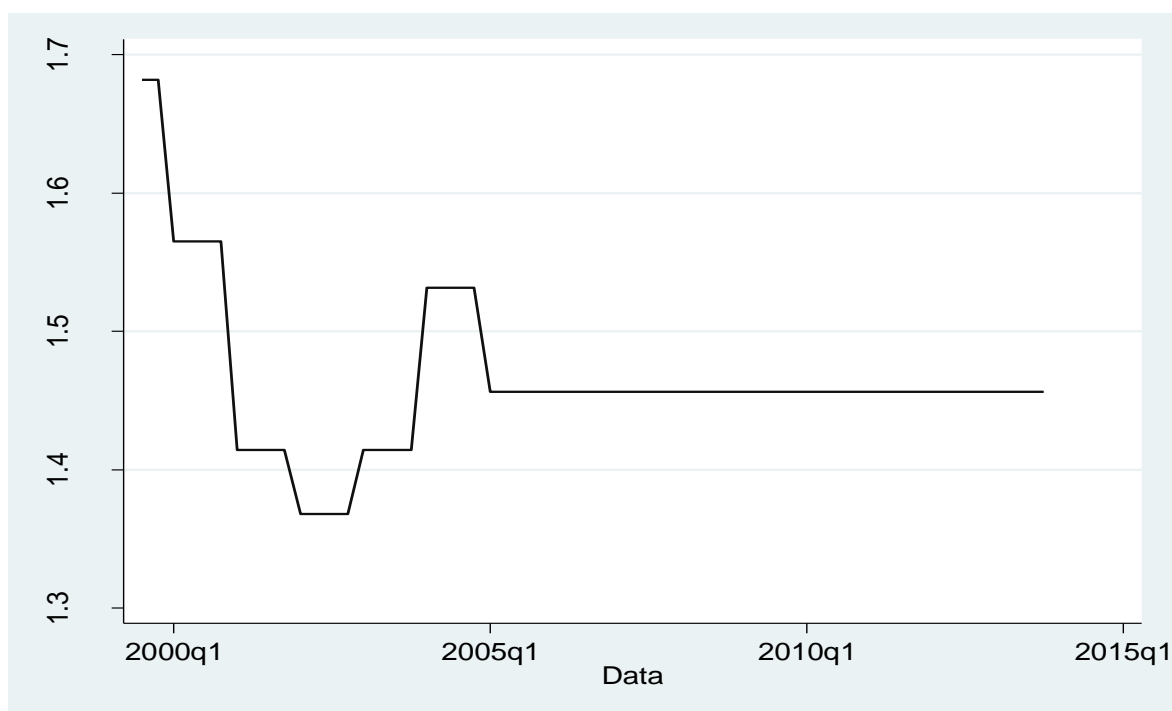
Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Anexo 3: Evolução do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) trimestral



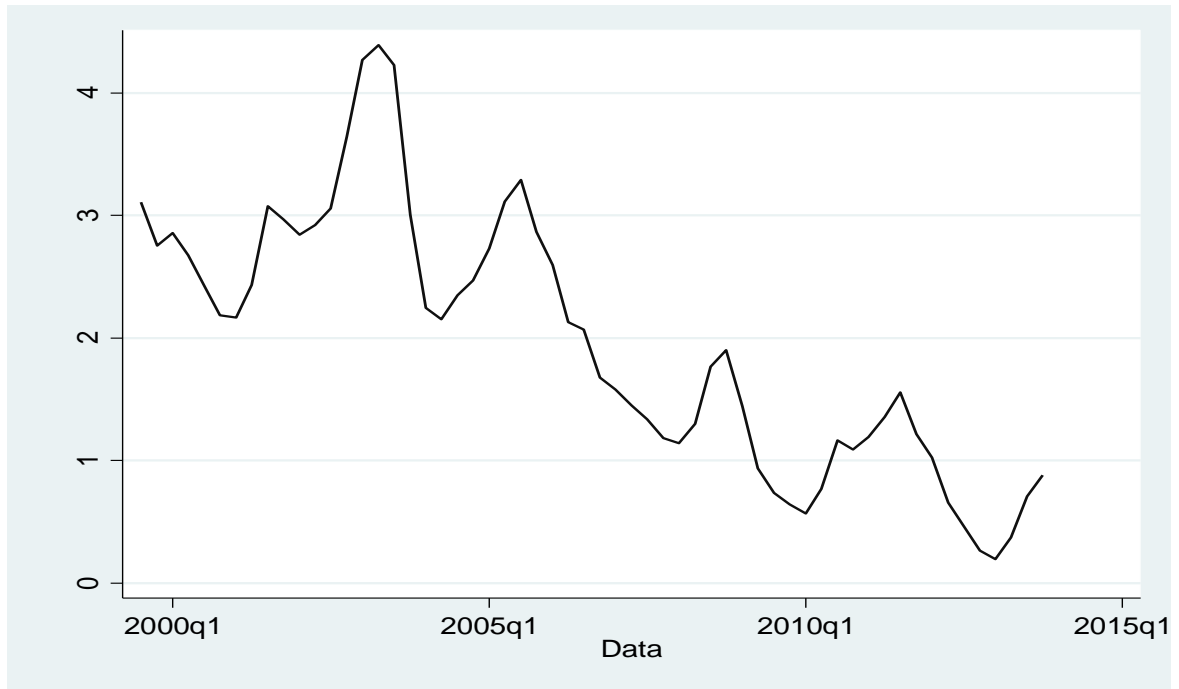
Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Anexo 4: Evolução da meta para a inflação trimestral



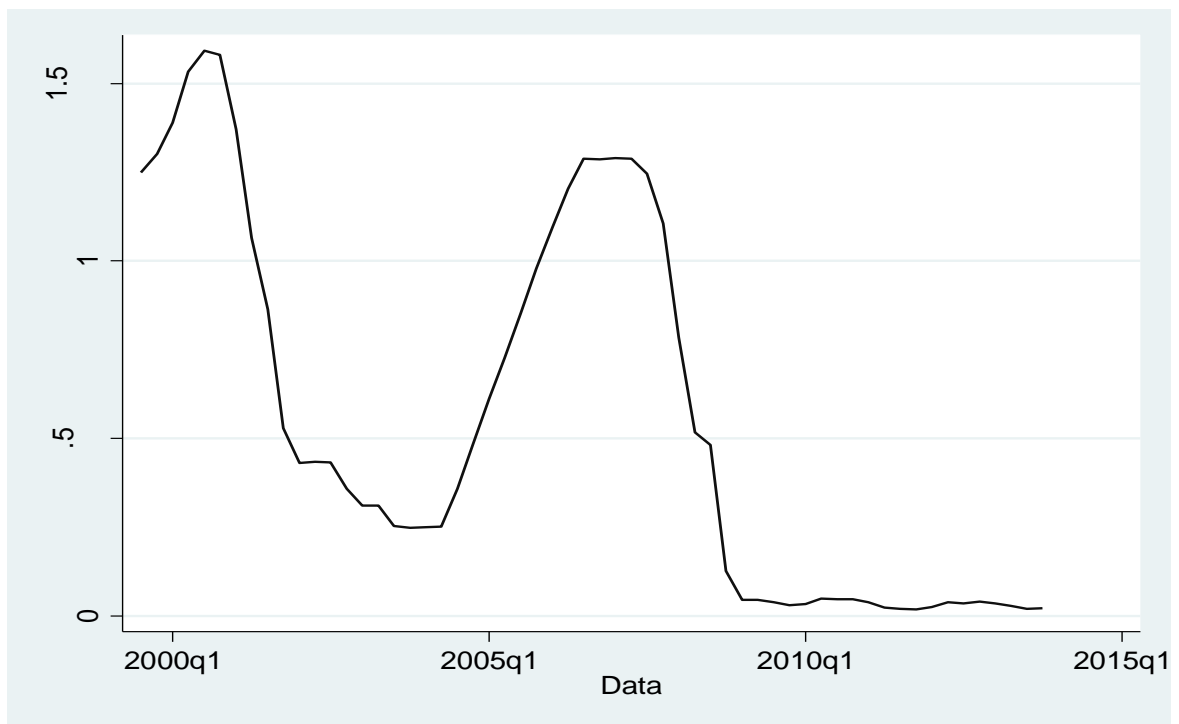
Fonte: Elaboração própria

Anexo 5: Evolução do desvio da inflação em relação à sua meta trimestral



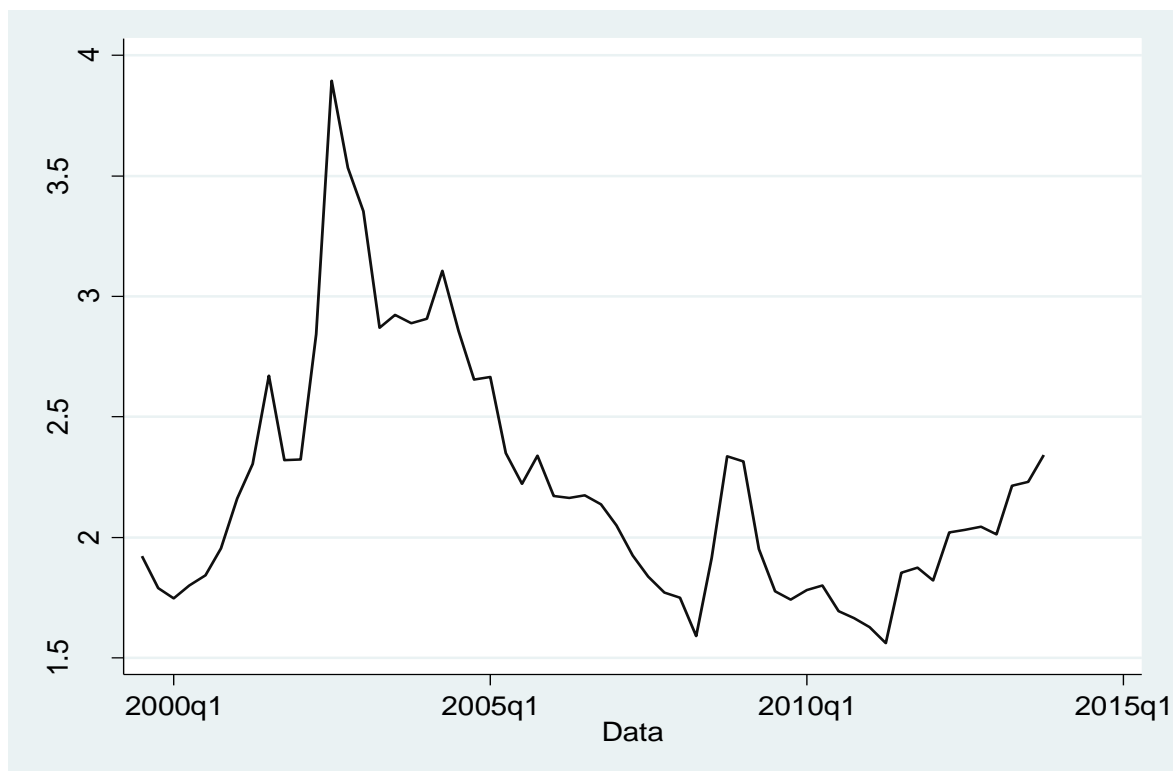
Fonte: Elaboração própria.

Anexo 6: Evolução da taxa de juros básica norte americana trimestral



Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Anexo 7: Evolução da taxa de câmbio R\$/US\$ trimestral (fim do período)



Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

Anexo 8: Teste de Dickey-Fuller aumentado para SELIC em primeira diferença

```
. dfuller d.selic, lags(8) regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 48

	Test Statistic	----- 1% Critical Value	----- 5% Critical Value	----- 10% Critical Value
z(t)	-3.928	-3.594	-2.936	-2.602

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0018

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
d2.selic					
selic					
LD.	-1.614741	.4111286	-3.93	0.000	-2.447027 -.7824548
LD2.	1.162462	.37223	3.12	0.003	.4089218 1.916002
L2D2.	.9620211	.3424237	2.81	0.008	.2688206 1.655222
L3D2.	.6419402	.3102679	2.07	0.045	.0138357 1.270045
L4D2.	.6223956	.2690801	2.31	0.026	.0776715 1.16712
L5D2.	.4483753	.2322949	1.93	0.061	-.0218812 .9186318
L6D2.	.2971451	.188639	1.58	0.123	-.0847346 .6790249
L7D2.	.2049667	.1593388	1.29	0.206	-.117598 .5275313
L8D2.	.333542	.1417611	2.35	0.024	.0465617 .6205222
_cons	-.0637434	.0414717	-1.54	0.133	-.1476985 .0202117

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 9: Teste de Dickey-Fuller aumentado para desvio da inflação em primeira diferença

```
. dfuller d.desvio_inf, lags(8) regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 48

	Test Statistic	----- 1% Critical Value	----- 5% Critical Value	----- 10% Critical Value
z(t)	-3.837	-3.594	-2.936	-2.602

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0025

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
D2. desvio_inf					
desvio_inf					
LD.	-1.520504	.3962631	-3.84	0.000	-2.322697 -.7183116
LD2.	1.110733	.3592008	3.09	0.004	.3835687 1.837897
L2D2.	.8717556	.3307482	2.64	0.012	.2021908 1.54132
L3D2.	.6138769	.302816	2.03	0.050	.0008578 1.226896
L4D2.	.5823069	.2605481	2.23	0.031	.0548549 1.109759
L5D2.	.3901415	.2272973	1.72	0.094	-.0699978 .8502808
L6D2.	.2824776	.1855444	1.52	0.136	-.0931374 .6580925
L7D2.	.1772973	.1580565	1.12	0.269	-.1426714 .497266
L8D2.	.3367304	.1413705	2.38	0.022	.0505409 .6229199
_cons	-.0586537	.0407772	-1.44	0.159	-.1412028 .0238954

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 10: Teste de Dickey-Fuller aumentado para taxa de juros de equilíbrio (filtro HP) em primeira diferença

```
. dfuller d.trend_selic_hp, lags(8) regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 48

	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	----- 10% Critical Value
z(t)	-3.746	-3.594	-2.936	-2.602

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0035

D2. trend_selic_hp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
trend_selic_hp					
LD.	-.0085329	.0022781	-3.75	0.001	-.0131446 -.0039212
LD2.	2.680154	.1565758	17.12	0.000	2.363183 2.997126
L2D2.	-2.959294	.452335	-6.54	0.000	-3.874998 -2.043589
L3D2.	1.471692	.6473664	2.27	0.029	.1611677 2.782217
L4D2.	.019815	.6809868	0.03	0.977	-1.358771 1.398401
L5D2.	-.5159531	.6826134	-0.76	0.454	-1.897832 .8659255
L6D2.	.4673207	.6433025	0.73	0.472	-.8349772 1.769619
L7D2.	-.2759262	.4332453	-0.64	0.528	-1.152985 .6011331
L8D2.	.1029033	.1409829	0.73	0.470	-.1825016 .3883083
_cons	-.0004472	.0001219	-3.67	0.001	-.0006939 -.0002004

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 11: Teste de Dickey-Fuller aumentado para taxa de juros de equilíbrio (filtro BW) em nível

```
. dfuller trend_selic_bw, lags(8) regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	----- 10% Critical Value
z(t)	-3.756	-3.587	-2.933	-2.601

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0034

D. trend_selic_bw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
trend_selic_bw					
L1.	-.0000135	3.59e-06	-3.76	0.001	-.0000207 -6.24e-06
LD.	3.289537	.0054014	609.02	0.000	3.278636 3.300437
L2D.	-3.030694	.0099459	-304.72	0.000	-3.050765 -3.010622
L3D.	0	(omitted)			
L4D.	0	(omitted)			
L5D.	1.460645	.0121499	120.22	0.000	1.436126 1.485165
L6D.	0	(omitted)			
L7D.	-1.224118	.0144915	-84.47	0.000	-1.253363 -1.194873
L8D.	.5046612	.0068865	73.28	0.000	.4907638 .5185586
_cons	.0000671	.0000105	6.39	0.000	.000046 .0000883

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 12: Teste de Dickey-Fuller aumentado para hiato do produto (filtro HP) em nível

```
. dfuller ip_hp, lags(8) regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	----- 10% Critical Value
z(t)	-3.460	-3.587	-2.933	-2.601

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0091

D. ip_hp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ip_hp					
L1.	-1.149316	.3321546	-3.46	0.001	-1.821162 -.4774695
LD.	.9201162	.2843131	3.24	0.002	.3450387 1.495194
L2D.	.6669	.274528	2.43	0.020	.1116148 1.222185
L3D.	.5049209	.2603433	1.94	0.060	-.0216731 1.031515
L4D.	.2435096	.2449703	0.99	0.326	-.2519896 .7390089
L5D.	.4022081	.2016865	1.99	0.053	-.0057413 .8101575
L6D.	.2416742	.1854442	1.30	0.200	-.133422 .6167704
L7D.	.1513086	.1678102	0.90	0.373	-.1881195 .4907367
L8D.	.0744787	.1678949	0.44	0.660	-.2651208 .4140782
_cons	-.0017361	.1808838	-0.01	0.992	-.3676081 .3641358

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 13: Teste de Dickey-Fuller aumentado para hiato do produto (filtro BW) em nível

```
. dfuller ip_bw, lags(8) regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

	Test Statistic	----- 1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	----- 10% Critical Value
z(t)	-4.257	-3.587	-2.933	-2.601

Mackinnon approximate p-value for z(t) = 0.0005

D. ip_bw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ip_bw					
L1.	-1.594054	.374449	-4.26	0.000	-2.351449 -.8366597
LD.	1.245613	.3106766	4.01	0.000	.6172104 1.874016
L2D.	1.003804	.3001165	3.34	0.002	.3967608 1.610847
L3D.	.7861707	.2816693	2.79	0.008	.2164408 1.355901
L4D.	.4971185	.2617886	1.90	0.065	-.0323989 1.026636
L5D.	.5702588	.2088647	2.73	0.009	.1477901 .9927275
L6D.	.3862135	.1890707	2.04	0.048	.0037818 .7686451
L7D.	.2493886	.1670697	1.49	0.144	-.0885417 .5873189
L8D.	.1558503	.1665063	0.94	0.355	-.1809406 .4926411
_cons	.019901	.1691062	0.12	0.907	-.3221485 .3619505

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 14: Teste de Dickey-Fuller aumentado para IPCA em segunda diferença

```
. dfuller d2.ipca, lags(8) regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 47

	Test Statistic	----- 1% Critical Value	----- 5% Critical Value	----- 10% Critical Value
Z(t)	-3.654	-3.600	-2.938	-2.604

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0048

D3.ipca	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ipca					
LD2.	-6.917353	1.893154	-3.65	0.001	-10.75325 -3.081458
LD3.	5.247536	1.777245	2.95	0.005	1.646497 8.848576
L2D3.	3.955772	1.636612	2.42	0.021	.6396819 7.271862
L3D3.	2.951073	1.393762	2.12	0.041	.1270439 5.775102
L4D3.	1.86468	1.133727	1.64	0.108	-.4324697 4.16183
L5D3.	1.115784	.8350967	1.34	0.190	-.5762823 2.807851
L6D3.	.4134272	.5592759	0.74	0.464	-.7197734 1.546628
L7D3.	.1535425	.3072731	0.50	0.620	-.469052 .776137
L8D3.	-.1400316	.1426502	-0.98	0.333	-.4290684 .1490052
_cons	.014765	.132374	0.11	0.912	-.2534503 .2829803

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 15: Teste de Dickey-Fuller aumentado para taxa de câmbio (R\$/US\$) em segunda diferença

```
. dfuller d2.cambio, lags(8) regress
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 47

	Test Statistic	----- 1% Critical Value	----- 5% Critical Value	----- 10% Critical Value
Z(t)	-3.277	-3.600	-2.938	-2.604

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0159

D3.cambio	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
cambio					
LD2.	-5.382605	1.642627	-3.28	0.002	-8.710884 -2.054326
LD3.	3.6497	1.561366	2.34	0.025	.4860732 6.813327
L2D3.	2.796853	1.423198	1.97	0.057	-.0868209 5.680526
L3D3.	1.855137	1.236693	1.50	0.142	-.6506402 4.360914
L4D3.	1.186211	1.004802	1.18	0.245	-.8497124 3.222134
L5D3.	.584657	.7621471	0.77	0.448	-.9595997 2.128914
L6D3.	.252745	.5186963	0.49	0.629	-.7982336 1.303724
L7D3.	.068032	.3174411	0.21	0.831	-.5751648 .7112288
L8D3.	.0030738	.1568182	0.02	0.984	-.3146701 .3208176
_cons	-.0016952	.0382499	-0.04	0.965	-.0791969 .0758065

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 18: Modelo 2 (Curva IS – filtro HP)

```
ARIMA regression
Sample: 2002q1 - 2013q4      Number of obs      =      48
Log likelihood = -93.71202   wald chi2(2)      =      7.76
                               Prob > chi2         =      0.0206
```

ip_hp		Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ip_hp							
	selic						
	L2.	-1.089936	.448815	-2.43	0.015	-1.969597	-.2102747
	L10.	.9731414	.3656972	2.66	0.008	.2563881	1.689895
/sigma		1.70471	.1751155	9.73	0.000	1.36149	2.04793

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 19: Modelo 3 (Curva de Phillips – filtro HP)

```
ARIMA regression
Sample: 2000q2 - 2013q4      Number of obs      =      55
Log likelihood = -58.88124   wald chi2(2)      =     495.43
                               Prob > chi2         =      0.0000
```

ipca		Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ipca							
cambio							
	L1.	2.128536	.1812832	11.74	0.000	1.773227	2.483845
	L3.	-1.419137	.2063772	-6.88	0.000	-1.823629	-1.014645
/sigma		.7058373	.0668099	10.56	0.000	.5748922	.8367824

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 20: Modelo 4 (Juros internacional e taxa de câmbio)

```
ARIMA regression
Sample: 1999q4 - 2013q4      Number of obs      =      57
Log likelihood = -108.881    wald chi2(1)      =     13.18
                               Prob > chi2         =     0.0003
```

cambio	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cambio						
juros_int						
L1.	2.054909	.5660847	3.63	0.000	.9454035	3.164415
/sigma	1.634364	.3200846	5.11	0.000	1.00701	2.261719

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 21: Modelo 5 (Regra de Taylor – filtro BW)

```
ARIMA regression
Sample: 2001q4 - 2013q4      Number of obs      =      49
Log likelihood = 30.33899    wald chi2(10)     =    3974.48
                               Prob > chi2         =     0.0000
```

selic	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
selic						
ipca						
L1.	.0930222	.0183582	5.07	0.000	.0570408	.1290036
L2.	.0823375	.0243578	3.38	0.001	.0345971	.1300779
trend_selic_bw						
L1.	7.949187	2.898906	2.74	0.006	2.267436	13.63094
L2.	-16.78798	5.833815	-2.88	0.004	-28.22205	-5.353917
L3.	10.44394	3.019115	3.46	0.001	4.526579	16.36129
ip_bw						
L1.	.0360455	.0154191	2.34	0.019	.0058245	.0662664
desvio_inf						
L1.	.4907138	.0701914	6.99	0.000	.3531413	.6282863
L3.	-.4843147	.068313	-7.09	0.000	-.6182056	-.3504237
L6.	-.416605	.0752025	-5.54	0.000	-.5639991	-.2692109
L9.	-.2601853	.0664093	-3.92	0.000	-.3903451	-.1300255
_cons	-1.018332	.3022319	-3.37	0.001	-1.610695	-.425968
/sigma	.1302758	.017729	7.35	0.000	.0955277	.1650239

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 22: Modelo 6 (Curva IS – filtro BW)

```
ARIMA regression
Sample: 2002q1 - 2013q4      Number of obs      =      48
Log likelihood = -94.50489   wald chi2(2)       =      6.92
                               Prob > chi2          =      0.0314
```

ip_bw	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ip_bw						
selic						
L2.	-.995059	.4148896	-2.40	0.016	-1.808228	-.1818903
L10.	.9150448	.3537055	2.59	0.010	.2217947	1.608295
/sigma	1.733103	.1562562	11.09	0.000	1.426846	2.039359

Fonte: Elaboração própria.

Anexo 23: Modelo 7 (Curva de Phillips – filtro BW)

```
ARIMA regression
Sample: 2001q2 - 2013q4      Number of obs      =      51
Log likelihood = -47.32013   wald chi2(4)       =     784.26
                               Prob > chi2          =      0.0000
```

ipca	Coef.	OPG Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ipca						
cambio						
L1.	2.446442	.1846856	13.25	0.000	2.084465	2.808419
L3.	-1.743517	.2071408	-8.42	0.000	-2.149505	-1.337528
ip_bw						
L3.	-.1519374	.0575099	-2.64	0.008	-.2646547	-.0392201
L7.	-.1750486	.0565675	-3.09	0.002	-.285919	-.0641782
/sigma	.6119572	.0615132	9.95	0.000	.4913936	.7325208

Fonte: Elaboração própria.