

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

Flávio Henn Ferreira

Estimativas para a Taxa de Juros Neutra no Brasil

São Paulo
2013

FLÁVIO HENN FERREIRA

Estimativas para a Taxa de Juros Neutra no Brasil

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

Campo de conhecimento: Economia

Orientador: Prof. Dr. Rogério Mori

SÃO PAULO
2013

Ferreira, Flávio Henn.

Estimativas para a Taxa de Juros Neutra no Brasil / Flávio Henn Ferreira. - 2013.

53 f.

Orientador: Rogério Mori

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

1. Taxas de juros - Brasil. 2. Taxas de juros - Brasil - Modelos econométricos. 3. Política monetária - Brasil. I. Mori, Rogério. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.781.5(81)

FLÁVIO HENN FERREIRA

ESTIMATIVAS PARA A TAXA DE JUROS NEUTRA NO BRASIL

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

Campo de conhecimento: Economia

Data de aprovação:

____/____/____

Banca examinadora:

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

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
FGV – EESP

Prof. Dr. Frederico Araujo Turolla
ESPM

RESUMO

Neste estudo foi estimada a taxa de juros neutra da economia brasileira no período compreendido entre o quarto trimestre de 2001 e o segundo trimestre de 2012 através de três diferentes modelos econométricos. Foram comparados os resultados obtidos, analisou-se se havia evidências de uma tendência de redução recente na taxa de juros neutra e a partir dos resultados obtidos avaliou-se como tem sido a condução da política monetária por parte do Banco Central do Brasil, verificando se houve períodos onde as taxas de juros reais praticadas ficaram sistematicamente abaixo/acima das taxas de juros neutras.

A seqüência do texto é a seguinte. Inicialmente são apresentadas uma síntese contendo as principais definições e conceitos econômicos envolvidos, além da motivação para se abordar o tema e uma revisão bibliográfica mostrando os principais resultados obtidos para outras economias e para o Brasil. Em seguida é feito um sumário dos principais métodos de estimação utilizados e os dados utilizados, além de serem descritos e discutidos os resultados das estimações. No final um capítulo de conclusão com um resumo dos desenvolvimentos é apresentado.

ABSTRACT

In this study it was estimated the neutral interest rate of the Brazilian economy in the period between the fourth quarter of 2001 and second quarter of 2012 through three different econometric models. The results of these methods were compared, it was evaluated whether there was statistical evidence of a downward trend in recent neutral interest rate and it was studied what has been the stance of the monetary policy by verifying whether there were periods where the Central Bank of Brazil practiced real interest rates that were systematically below/above neutral interest rates.

The text is developed in the following sequence: initially are presented a summary containing the main economic concepts and definitions involved in the study, the motivation to address this issue and a literature review showing the main results obtained for other economies and Brazil. Then it is shown a summary of the estimation methods (along with the data set) and the results of the estimations are presented and discussed. A final chapter with a summary of the developments concludes the text.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Convergência temporal da taxa de juros real para a neutra e eliminação do hiato do produto	15
Gráfico 2: Flutuação da taxa de juros neutra ao redor da taxa de juros de longo prazo	15
Gráfico 3: Dissipação temporal do efeito de um choque de produtividade na taxa de juros neutra	16
Gráfico 4: Efeitos de um aumento inesperado nos gastos do governo (1), de uma queda inesperada no crescimento exterior (2) e de uma queda na propensão a consumir no curto prazo (3) na taxa de juros neutra	16
Gráfico 5: Comparação entre a taxa de juros real e a estimativa da taxa de juros neutra e do hiato de juros via Filtro HP	30
Gráfico 6: Comparação entre o componente cíclico da estimativa da taxa de juros neutra via Filtro HP e variações de inflação	31
Gráfico 7: Comparação entre estimativas da taxa de juros neutra (HP) para diferentes parâmetros λ e a taxa de juros real	31
Gráfico 8: Correlações cruzadas entre variações da taxa de inflação e hiato de juros (HP)	32
Gráfico 9: Comparação entre a estimativa da taxa de juros neutra via Filtro HP, uma regressão linear da mesma e seus resíduos.....	33
Gráfico 10: Evolução da taxa de juros real.....	33
Gráfico 11: Evolução das primeiras diferenças da inflação e da taxa de juros real...	34
Gráfico 12: Comparação entre a TJN estimada via VAR estrutural (SVAR) e a taxa de juros real.....	35
Gráfico 13: Correlações cruzadas entre variações da taxa de inflação e hiato de juros (SVAR)	36
Gráfico 14: Regressão linear da estimativa da TJN via modelo VAR estrutural.....	37
Gráfico 15: Comparação entre o hiato de juros estimado via SVAR e variações de inflação.....	37
Gráfico 16: Comparação entre as taxas de juros neutras (LW, Filtro HP e a taxa de juros real)	40
Gráfico 17: Comparação entre os hiatos de produto (LW e Filtro HP) e variações de inflação.....	41
Gráfico 18: Correlações cruzadas entre variações da taxa de inflação e hiato de juros (LW)	41
Gráfico 19: Correlações cruzadas entre variações da taxa de inflação e o hiato de produto (LW)	42
Gráfico 20: Comparação entre os logs dos produtos potenciais (LW e via Filtro HP) e o log do produto.	42
Gráfico 21: Regressão linear da estimativa da TJN via modelo de espaço de estados LW. Fonte:.....	43
Gráfico 22: Regressão linear da estimativa da TJN via modelo de espaço de estados (LW) no período 2009 – 2012.....	44

Gráfico 23: Comparação entre as taxas de juros neutras estimadas via modelo de espaço de estados (LW), via Filtro HP, via modelo SVAR e a taxa de juros real.....44

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Séries de dados utilizadas.....	29
Tabela 2: Parâmetros estimados do modelo de espaço de estados	39
Tabela 3: Comparação entre taxa de juros neutra e real (média anual)	46
Tabela 4: Regressão da série de TJN obtida via Filtro HP em função do tempo	50
Tabela 5: Teste ADF – Série Selic Real.....	50
Tabela 6: Teste ADF – Série IPCA em primeira diferença	50
Tabela 7: Teste ADF – Série SELIC Real em primeira diferença.....	51
Tabela 8: Estimação do coeficiente ψ relacionando o hiato de juros e a variação da inflação no modelo SVAR.....	51
Tabela 9: Seleção de lags para o VAR de IPCA e SELIC Real em primeira diferença	52
Tabela 10: Regressão da série de TJN obtida via Modelo SVAR em função do tempo	52
Tabela 11: Regressão da série de TJN obtida via Modelo LW (Espaço de Estados) em função do tempo.....	53
Tabela 12: Regressão da série de TJN obtida via Modelo LW (Espaço de Estados) em função do tempo (período 2009-2012)	53

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Relação entre a taxa de juros neutra e outras variáveis econômicas	14
Figura 2: Raízes inversas do polinômio característico do VAR (7) estimado	51

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	12
2	ELEMENTOS TEÓRICOS	18
3	TÉCNICAS DE ESTIMAÇÃO APLICADAS E BASES DE DADOS.....	21
3.1	Filtro Hodrick-Prescott (HP)	21
3.2	VAR estrutural (SVAR).....	22
3.3	Modelo de Espaço de Estados (LW)	25
3.4	Base de Dados.....	28
4	RESULTADOS	30
4.1	Filtro Hodrick-Prescott (HP)	30
4.2	VAR Estrutural (SVAR)	33
4.3	Modelo de Espaço de Estados (LW)	38
4.4	Análise Comparativa e de Atuação do Banco Central.....	44
5	CONCLUSÃO	47
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	48
	ANEXOS	50

1 INTRODUÇÃO

O conceito econômico da taxa de juros neutra data do final do século XIX, com o trabalho do economista sueco Knut Wicksel (1898), onde ele a define genericamente da seguinte forma: “há uma certa taxa de juros em empréstimos que é neutra em relação aos preços de mercadorias e que tende a nem baixá-los nem aumentá-los” [tradução própria].

Apesar de ser um conceito importante na teoria econômica desde então, houve vários períodos onde o tema esteve ausente das discussões teóricas mais relevantes. Somente recentemente é que o assunto ganhou um papel mais importante, em especial a partir dos anos 1990, com a adoção dos sistemas de metas de inflação por parte de vários bancos centrais. Não por acaso os principais artigos sobre o tema têm sido desenvolvidos pelas equipes técnicas dessas instituições.

A definição mais utilizada de taxa de juros neutra é a que a estabelece como a taxa de juros real de curto prazo que faz o produto convergir para seu potencial (o hiato do produto é zero) e onde a inflação é estável. Colocando de outra forma, é a taxa de juros que mantém a taxa de inflação constante no horizonte de atuação da política monetária, sendo uma “âncora” para a mesma, daí sua importância para os bancos centrais.

No trabalho de Wicksel (1898) é possível encontrar as seguintes definições alternativas para a taxa de juros neutra:

- Taxa de juros real que faz o produto real igualar o produto potencial;
- Produtividade marginal do capital;
- Taxa de juros real que iguala investimento e poupança.

Essas possíveis definições alternativas, segundo o autor, têm em comum as seguintes propriedades:

- A taxa de juros neutra é consistente com a ideia de equilíbrio;
- A taxa de juros neutra é um conceito associado ao longo prazo;

- Em geral a taxa de juros neutra não pode ser associada a um valor fixo, mas pode flutuar devido a mudanças tecnológicas que afetam a produtividade;
- A estabilidade de preços depende da taxa de juros praticada pelo Banco Central vis a vis a taxa de juros neutra.

Alguns trabalhos tratam dessas definições alternativas, inclusive fazendo estimativas para as taxas de juros neutras, mas a definição mais usual é a que aborda a estabilidade da inflação.

Apesar de o enfoque inflacionário ser o mais utilizado, a definição da taxa de juros neutra como sendo aquela que estabiliza a inflação fica prejudicada pela volatilidade de suas estimativas, sendo pouco utilizável em ambientes onde o nível médio taxa de juros neutra é relativamente bem conhecido (o intervalo de estimativas cobre todo o espectro de atuação da política monetária). Além disso, essa definição traz pouca explicação sobre os fatores determinantes da taxa.

Outro ponto importante é que a taxa de juros neutra é uma variável não observada, o que faz com que suas estimativas sejam feitas baseadas nos efeitos que essa variável produz na economia. Sendo assim, sua determinação é sensivelmente dependente do modelo que representa a economia, o que, como veremos adiante, traz uma grande dispersão de resultados em função do modelo escolhido.

Uma outra abordagem para a taxa de juros neutra é dada pela teoria novo-Keynesiana, onde a rigidez dos preços e salários cria um hiato entre o produto e seu potencial e ao mesmo tempo entre as taxas de juros e seus valores neutros. Neste contexto, a taxa de juros neutra é definida como o patamar de equilíbrio em um cenário de preços e salários completamente flexíveis.

A taxa de juros neutra segundo esta teoria é fundamentalmente determinada pelo crescimento de consumo esperado pelo agente representativo e pela intensidade da preferência desse agente em consumir no curto prazo em relação ao longo prazo.

É importante evidenciar as diferenças entre três conceitos relacionados às taxas de juros que são a taxa de juros neutra, a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo e a taxa de juros real ex ante:

- i. A taxa de juros de equilíbrio de longo prazo é determinada por fundamentos econômicos como o produto potencial e o comportamento da poupança privada;
- ii. A taxa de juros neutra é determinada por choques que afetam oferta e demanda no médio prazo. A taxa de juros neutra pode se afastar da taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, mas flutuará ao redor desta ao longo do tempo;
- iii. A taxa de juros real ex ante é determinada pelas expectativas de inflação e pela atuação do banco central na condução da política monetária, que depende portanto de seus objetivos e dos choques aos quais a economia está submetida.

Uma decomposição relacionando os três conceitos é dada abaixo:

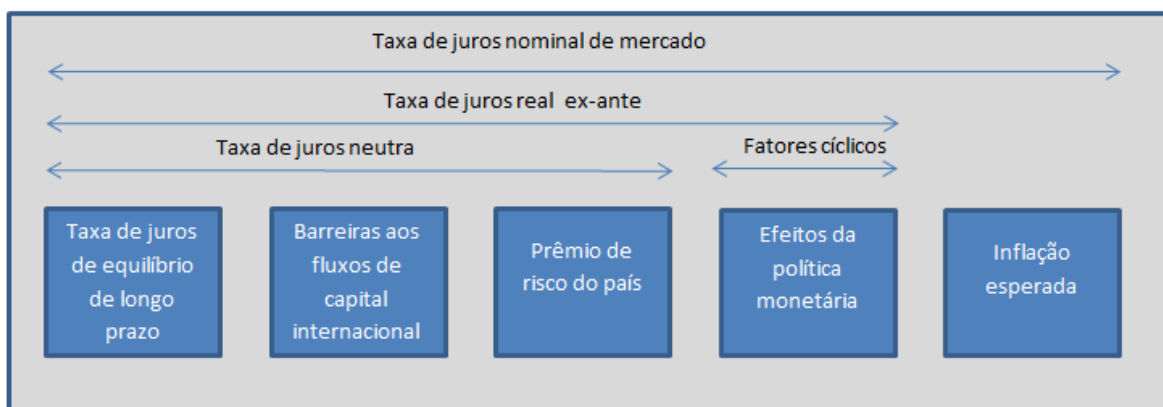


Figura 1: Relação entre a taxa de juros neutra e outras variáveis econômicas
Fonte: Elaboração própria.

Abaixo temos graficamente um exemplo teórico da evolução conjunta da taxa de juros real e do hiato do produto quando aquela tende à taxa de juros neutra. Podemos ver que o hiato tende a zero nesta situação, fazendo com que não existam pressões inflacionárias.

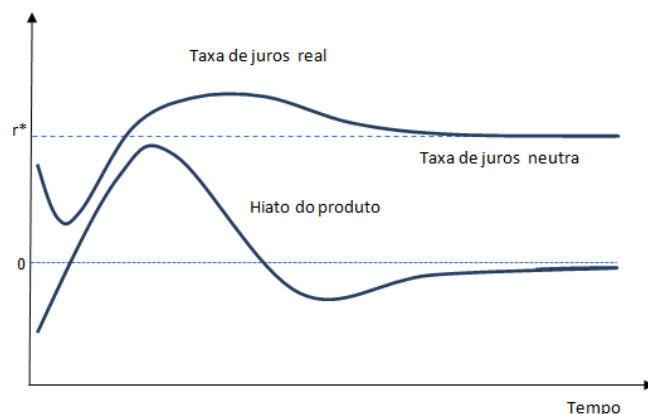


Gráfico 1: Convergência temporal da taxa de juros real para a neutra e eliminação do hiato do produto
 Fonte: Elaboração própria.

O valor da taxa de juros neutra depende da demanda agregada por bens e serviços de um país, que por sua vez dependem de vários fatores como a política fiscal, o crescimento dos parceiros comerciais, a inclinação da curva de juros de mercado, movimentos nos preços dos ativos, mudanças tecnológicas de produção, entre outros. Esses fatores econômicos, que são comuns com a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, adicionados aos choques que impactam a economia no médio prazo, fazem a taxa de juros neutra oscilar.

O gráfico a seguir mostra um exemplo teórico da flutuação da taxa de juros neutra ao redor da taxa de juros de equilíbrio, sendo os choques de médio prazo responsáveis pela divergência entre as séries.

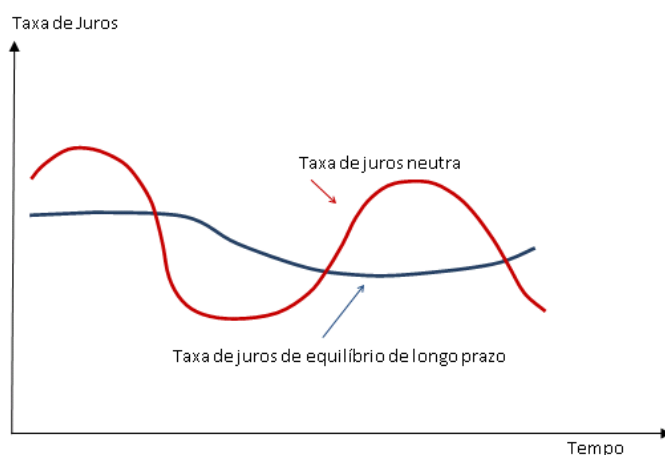


Gráfico 2: Flutuação da taxa de juros neutra ao redor da taxa de juros de longo prazo
 Fonte: Elaboração própria.

Segundo Lundvall e Westermarck (2011), que estudam os impactos de diversas variáveis econômicas na taxa de juros neutra, a seguir temos a representação gráfica de exemplos teóricos da oscilação da taxa de juros neutra em função de mudanças inesperadas na produtividade (a linha acima do eixo horizontal representa o efeito de uma queda de produtividade a abaixo o efeito de um aumento da produtividade) e o efeito de dissipação do choque com o passar do tempo:

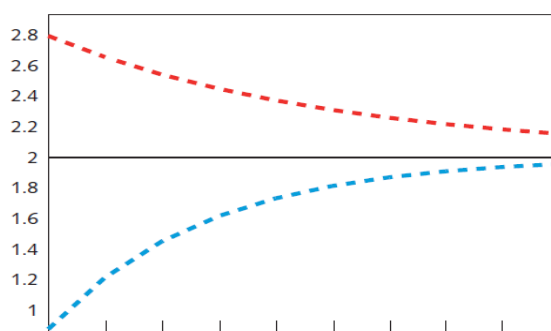


Gráfico 3: Dissipação temporal do efeito de um choque de produtividade na taxa de juros neutra

Fonte: Elaboração por Lundvall e Westermarck (2011).

Os gráficos abaixo mostram exemplos teóricos das oscilações da taxa de juros neutra em função de um aumento inesperado nos gastos do governo (1), uma queda inesperada no crescimento exterior (2) e uma queda na propensão a consumir no curto prazo (3) e os efeitos de dissipação dos choques com o passar do tempo.

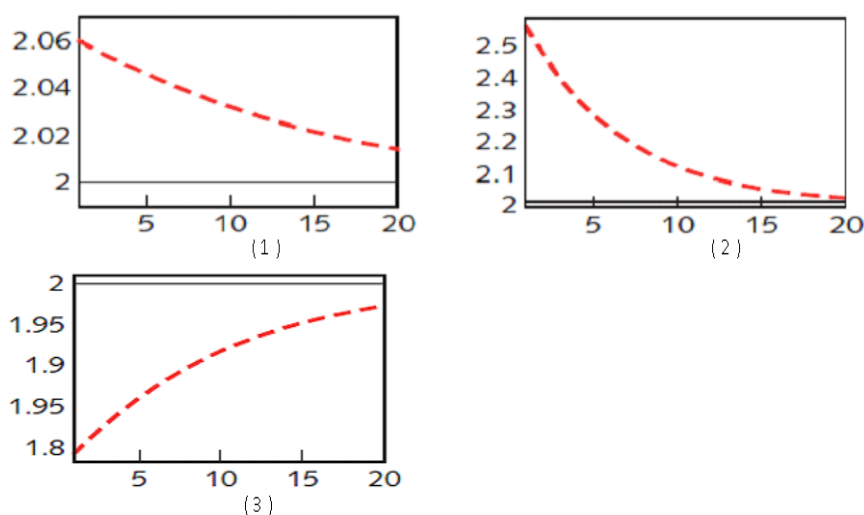


Gráfico 4: Efeitos de um aumento inesperado nos gastos do governo (1), de uma queda inesperada no crescimento exterior (2) e de uma queda na propensão a consumir no curto prazo (3) na taxa de juros neutra

Fonte: Elaboração por Lundvall e Westermarck (2011).

A grande importância da taxa de juros neutra está na informação que ela traz para a condução da política monetária: as taxas de juros efetivas deveriam ser elevadas caso estivessem abaixo da taxa neutra para fazer com que a demanda agregada se reduzisse para o nível de equilíbrio. Além disso, ela possibilita uma análise de como a condução da política monetária é feita, ou seja, é possível diferenciar padrões de gestão da autoridade monetária (leniente, neutro, agressivo) no combate à inflação. Isso é importante na formação das expectativas dos agentes do mercado, os quais buscam compreender como será a gestão da política monetária para poder incorporar esse padrão nas suas expectativas, impactando diretamente na formação de preços dos ativos, em especial a estrutura a termo da taxa de juros.

Uma outra análise possível é a determinação do horizonte de efeito das ações de política monetária, ou seja, quanto tempo é necessário para que um incremento/decremento nas taxas de curto prazo traga efeitos no produto e na inflação e em quanto tempo esse efeito se dissipa.

2 ELEMENTOS TEÓRICOS

Há uma literatura recente relativamente extensa sobre a aplicação de métodos econométricos para estimação da taxa de juros neutra em vários países, inclusive para o Brasil.

Em Laubach e Williams (2003) é usado um modelo macroeconômico de pequena escala para estimar a taxa de juros neutra para os Estados Unidos através da estimação conjunta com o produto potencial e sua tendência de crescimento via Filtro de Kalman. Eles obtiveram que a taxa de juros neutra apresentou uma grande variabilidade no período analisado e que um determinante importante dessa variabilidade são as oscilações na taxa de crescimento potencial, sendo esses resultados robustos a modificações nas especificações.

Em Crespo-Cuaresma et al. (2003) os autores estimam a evolução temporal da taxa de juros neutra para a zona do Euro através de modelo estrutural multivariado de componentes não observados, fazendo um ajuste para o prêmio de risco e obtêm que um aumento de 1% na inflação levava a um aumento de 1.2% nas taxas de juros de curto prazo. As estimações realizadas mostram que os resultados diferem bastante em função do método aplicado. Adicionalmente são feitas análises, para várias defasagens, da correlação entre o hiato da taxa de juros e a inflação k meses à frente, sendo obtidos valores negativos, coerentes com a teoria econômica por trás da definição.

Em Brzoza-Brzezina (2003) o autor utiliza um modelo de VAR estrutural para estimar a taxa de juros na Polônia e busca mostrar a importância dessa variável na condução da política monetária.

Em Basdevant et al. (2004) os autores fazem as estimativas através de vários métodos (Filtro HP, VAR estrutural, Modelo de Espaço de Estados com Filtro de Kalman, HPMV) para a Nova Zelândia e encontram um padrão de declínio e fortes correlações entre o hiato de juros e a inflação. O mesmo padrão de resultados é

encontrado em Horváth (2007) que fez as estimações da taxa de juros neutra para a República Tcheca.

Na América Latina Fuentes e Gredig (2007) estimam a taxa de juros neutra do Chile através de três métodos: modelos de consumo, taxas implícitas em instrumentos financeiros e modelos macroeconômicos estimados via Filtro de Kalman e encontram valores entre 2% e 3.6%, sendo observada uma tendência de queda recente.

No Brasil alguns estudos foram feitos usando abordagens semelhantes às descritas acima e basicamente obtiveram resultados no mesmo sentido dos já comentados.

Em Santos (2011) o autor estima a taxa de juros no período de 1999 a 2010 usando diversas metodologias e obtém diferenças significativas dependendo da especificação utilizada, apesar de todas as estimativas mostrarem uma tendência de queda recente. Por fim é demonstrado que o impacto da política monetária no hiato do produto tem aumentado, mostrando uma maior efetividade das ações de política monetária.

Em Borges e Silva (2006) os autores fazem estimações no período de 2000 a 2003 e encontram que as estimativas são significativamente menos voláteis que as taxas de juros reais de mercado e determinam o tamanho do intervalo de tempo para que as ações de política monetária produzam seus efeitos no produto e na inflação.

No trabalho de Neto e Portugal (2009) os autores também fazem uso de técnicas econométricas e encontram o mesmo padrão de dispersão e tendência de queda na taxa de juros neutra. Além disso, os autores mostram que o Banco Central do Brasil adotou uma política monetária neutra no período analisado.

Comparações das estimativas da taxa de juros neutra para o Brasil em relação a outros países são feitas em Miranda e Muinhos (2003) e Muinhos e Nakane (2006), obtendo que, apesar da trajetória declinante, o Brasil ainda apresenta valores elevados em relação aos outros países.

Em Ribeiro (2011) o autor faz a estimação da taxa de juros neutra com base em duas especificações do modelo de Espaço de Estados no período entre o quarto trimestre de 2001 e o segundo trimestre de 2010 e obtém que a taxa de juros neutra se encontra em queda desde 2006. Adicionalmente é feita uma avaliação da condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil no período analisado.

3 TÉCNICAS DE ESTIMAÇÃO APLICADAS E BASES DE DADOS

Nesta pesquisa aplicaremos os seguintes métodos econométricos para estimação da taxa de juros neutra:

- i. Decomposição da série de taxa de juros real em componentes de tendência e cíclicos via Filtro Hodrick-Prescott (HP);
- ii. VAR estrutural (SVAR) relacionando inflação e taxa de juros;
- iii. Modelo de espaço de estados para estimação da regra de Taylor Dinâmica via Filtro de Kalman (LW).

A seguir são detalhados cada um dos modelos aplicados e descritas as séries de dados utilizadas.

3.1 Filtro Hodrick-Prescott (HP)

A primeira metodologia aplicada para se estimar a taxa de juros neutra é o filtro estatístico de Hodrick-Prescott (HP) que consiste em decompor uma série temporal y_t em um componente de crescimento g_t e um componente cíclico c_t , de forma que:

$$y_t = g_t + c_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

O componente de crescimento é basicamente a tendência presente na série e o componente cíclico é a flutuação da série ao redor da tendência, sendo que o efeito acumulado do componente cíclico tende a zero à medida que o tamanho da série aumenta. Nesta abordagem a taxa de juros neutra é o componente de tendência estimado pelo filtro e o componente cíclico é o hiato da taxa de juros.

Formalmente, o componente de tendência é obtido a partir da solução do seguinte problema de otimização:

$$\text{Min}_{\{g_t\}} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}. \quad (2)$$

O primeiro somatório penaliza o componente cíclico e o segundo penaliza variações na taxa de crescimento do componente de tendência, sendo que quanto maior o valor de λ maior será a penalização do componente cíclico. Neste sentido também, o parâmetro λ é um fator de ponderação entre quanto mais se penaliza as variações do componente de crescimento em relação às variações do componente cíclico.

Seguindo Hodrick e Prescott (1997), usaremos o valor de 1600 para o parâmetro λ (recomendação dos autores quando as séries em questão são trimestrais, que é o caso deste trabalho) e aplicaremos o método decompondo a taxa de juros real em um componente de tendência, a taxa de juros neutra, e um componente cíclico, o hiato de juros. Dessa forma temos que:

y_t : taxa de juros real em t ,

g_t : taxa de juros neutra em t ,

c_t : hiato de juros em t .

Portanto a taxa de juros neutra será a variável g_t que soluciona o problema de otimização descrito acima.

3.2 VAR estrutural (SVAR)

Seguindo Brzoza-Brzezina (2003) e Borges e Silva (2006), uma possível especificação para estimar a taxa de neutra de juros a partir dos modelos de VAR estrutural (SVAR) é dada a seguir.

Seja a taxa de juros neutra definida implicitamente pela seguinte equação

$$\Delta\pi_t = \psi(r_t - \dot{r}_t), \quad (3)$$

onde:

$\Delta\pi_t$: variação da taxa de inflação em t,

r_t : taxa de juros real em t,

\dot{r}_t : taxa de juros neutra em t,

ψ : uma constante,

e seja o hiato de juros, GAP_t , definido como $GAP_t = r_t - \dot{r}_t$.

Assumimos que tanto o hiato de juros quanto a taxa de juros neutra seguem processos autoregressivos estacionários:

$$\dot{r}_t = \eta_1 + \Phi_1(L)\dot{r}_{t-1} + u_{1,t} = \alpha_1 + \Xi_1(L)u_{1,t}, \quad (4)$$

$$GAP_t = \eta_2 + \Phi_2(L)GAP_{t-1} + u_{2,t} = \alpha_2 + \Xi_2(L)u_{2,t}, \quad (5)$$

onde $\Phi(L)$ e $\Xi(L)$ são polinômios de operadores de defasagem, com $\Xi(L) = (1 - \Phi(L)L)^{-1}$ e $u_{1,t}$ e $u_{2,t}$ são choques primitivos.

Dessa forma a taxa de juros real é afetada por esses choques da seguinte forma:

$$r_t = (\alpha_1 + \alpha_2) + \Xi_1(L)u_{1,t} + \Xi_2(L)u_{2,t}. \quad (6)$$

Pela definição da taxa de juros neutra temos que:

$$\Delta\pi_t = \psi(\alpha_2 + \Xi_2(L)u_{2,t}). \quad (7)$$

Portanto podemos expressar a taxa de juros real e a variação na inflação em função dos choques primitivos da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta\pi_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi \cdot \alpha_2 \\ (\alpha_1 + \alpha_2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (8)$$

onde $S_{ij}(L)$ é um polinômio de operadores defasagem cujos coeficientes são denotados por $s_{ij}(l)$.

Uma forma alternativa e mais prática de processar as estimações é estimar o seguinte modelo:

$$\begin{bmatrix} \Delta\pi_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k_1 \\ k_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta\pi_{t-1} \\ r_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (9)$$

ou de outra maneira como:

$$\begin{bmatrix} \Delta\pi_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Porém o vetor de resíduos ε_t é distinto do vetor de choques u_t e a relação entre os mesmos pode ser escrita da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} s_{11}(0) & s_{12}(0) \\ s_{21}(0) & s_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}. \quad (11)$$

Entretanto os coeficientes $s_{ij}(0)$ são desconhecidos, o que implica em aplicarmos 4 restrições ao sistema de forma a torná-lo identificável. Uma técnica muito utilizada é baseada na metodologia de aplicar restrições de longo prazo proposta por Blanchard e Quah (1989). Adaptando esta metodologia ao problema em questão temos que essas restrições são dadas pelas relações abaixo:

- Duas restrições são oriundas de se assumir que os choques tenham variância unitária $[Var(\varepsilon_{1,t}) = Var(\varepsilon_{2,t}) = 1]$;
- Como $u_{1,t}$ não impacta em $\Delta\pi_t$ temos que $S_{11}(L) = 0$. Entretanto como a relação entre inflação e o hiato de taxas de juros é de longo prazo, assume-se apenas que $S_{11}(1) = 0$;
- Como a transmissão dos efeitos da política monetária ocorre com defasagem, assume-se que o choque $u_{2,t}$ não tenha impacto na inflação no mês corrente, ou seja, $s_{12}(0) = 0$.

A partir dessas restrições obtemos que os elementos da matriz $\begin{bmatrix} s_{11}(0) & s_{12}(0) \\ s_{21}(0) & s_{22}(0) \end{bmatrix}$ são dados por:

$$s_{11}(0) = \pm \sqrt{\text{var}(\varepsilon_{1,t})}, \quad (12)$$

$$s_{12}(0) = 0, \quad (13)$$

$$s_{21}(0) = \mp \left[\frac{C_{1,1}(1)}{C_{1,2}(1)} \right] \sqrt{\text{var}(\varepsilon_{1,t})}, \quad (14)$$

$$s_{21}(0) = \sqrt{-2 \frac{s_{21}(0)}{s_{11}(0)} \text{cov}(\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}) + s_{21}^2(0) + \text{var}(\varepsilon_{2,t})}. \quad (15)$$

Com isso temos que:

$$\dot{r}_t = k_2 - k_1 \left(\frac{S_{22}(L)}{S_{12}(L)} \right) S_{21}(L) u_{1,t}, \quad (16)$$

onde os coeficientes $s_{21}(l)$ são calculados a partir de:

$$S(L) = C(L)S(0). \quad (17)$$

Essas equações, portanto, definem o nível da taxa de juros neutra em um dado momento t , permitindo reconstituir seu valor ao longo do período analisado e estudar a relação do hiato de juros e variações na taxa de inflação.

3.3 Modelo de Espaço de Estados (LW)

A terceira especificação, proposta por Laubach e Williams (2003), relaciona a inflação a suas defasagens, a fatores determinísticos e ao hiato do produto e este último, por sua vez, depende de suas defasagens e do hiato de juros. Ou seja, a influência do hiato de juros é indireta, via hiato do produto.

Outro ponto que merece destaque é a especificação da taxa de juros neutra, que depende da taxa de crescimento do produto potencial e de fatores estruturais como mudanças nas preferências dos consumidores, choques tecnológicos, taxa de crescimento populacional, entre outras.

Formalmente o modelo é definido pelo seguinte conjunto de equações:

$$\tilde{y}_t = A_y(L)\tilde{y}_{t-1} + A_r(L)(r_{t-1} - \dot{r}_{t-1}) + \varepsilon_{1t}, \quad (18)$$

$$\pi_t = B_\pi(L)\pi_{t-1} + B_{\tilde{y}}(L)\tilde{y}_{t-1} + B_x(L)x_t + \varepsilon_{2t}, \quad (19)$$

$$\tilde{y}_t = y_t - \dot{y}_t, \quad (20)$$

$$\dot{y}_t = \dot{y}_{t-1} + g_{t-1} + \varepsilon_{3t}, \quad (21)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{4t}, \quad (22)$$

$$z_t = D_z(L)z_{t-1} + \varepsilon_{5t}, \quad (23)$$

$$\dot{r}_t = c g_t + z_t, \quad (24)$$

onde:

y_t : log do produto em t,

\dot{y}_t : log do produto potencial em t,

\tilde{y}_t : hiato dos logs dos produtos em t,

π_t : taxa de inflação em t,

r_t : taxa real de juros em t,

\dot{r}_t : taxa de juros neutra em t,

g_t : taxa de crescimento do log produto potencial em t,

z_t : variável que captura outros determinantes da taxa de juros neutra (mudanças nas preferências dos consumidores, choques tecnológicos, entre outros),

x_t : outras variáveis exógenas em t,

$A_{[\cdot]}(L), B_{[\cdot]}(L), D_{[\cdot]}(L)$: polinômios de operadores defasagem,

ε_{it} , $i = 1, 2, \dots, 5$, são erros que se assume serem independentes e identicamente distribuídos.

A equação (18) relaciona o hiato do produto a suas defasagens e ao hiato de juros e a equação (19) faz a ligação da inflação (e suas defasagens) com o hiato do produto e outros determinantes exógenos.

A equação (20) define o hiato do produto e as equações de (21) a (24) especificam as dinâmicas do produto potencial e da taxa de juros neutra. Nestas especificações o produto potencial é um processo integrado de ordem 2 e a taxa de juros neutra é um processo integrado de ordem 1.

A formulação da taxa de juros neutra é baseada nos modelos de crescimento ótimo que relacionam a taxa de juros real a outras variáveis da seguinte maneira:

$$r = \frac{q}{\sigma} + n + \theta, \quad (25)$$

onde

q é a taxa de variação tecnológica em função do aumento da força de trabalho,

σ é a elasticidade intertemporal de substituição do consumo,

n é a taxa de crescimento da população,

θ é a taxa de “impaciência” dos consumidores.

A estimação dos parâmetros do modelo e das variáveis não observáveis é feita por máxima verossimilhança usando o Filtro de Kalman. É importante notar que neste processo é estimado, além da taxa de juros neutra, o produto potencial, que é uma variável de relevante interesse econômico.

Dadas as características das séries, as variabilidades da tendência de crescimento do produto potencial e da taxa de juros neutra são relativamente pequenas em relação à variabilidade dos dados, o que acaba ocasionando um problema de estimação conhecido como “*pile-up*”, onde os estimadores de máxima verossimilhança da volatilidade dos erros ε_{4t} e ε_{5t} são viesados a zero. Para contornar esse problema é necessário aplicar o estimador de Stock e Watson (1998)

para as medianas das razões $\left(\frac{\sigma_4}{\sigma_3}\right)$ e $\left(\frac{\sigma_5}{\sigma_1}\right)$ que são as volatilidades dos erros $\varepsilon_{4t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{5t}, \varepsilon_{1t}$ respectivamente.

A sequência de passos para a estimação é a seguinte:

- i. Estima-se o produto potencial a partir do conjunto de equações (18) – (24), mas desconsiderando em (18) o termo envolvendo o hiato de juros ($A_r(L) = 0$) e assumindo que g_t seja constante. A partir da série de produto potencial obtida é calculada a estatística Wald exponencial de Andrews e Ploberger (1994) e a partir do estimador de Stock e Watson (1998) obtém-se uma estimativa $\hat{\lambda}_g$ da razão $\left(\frac{\sigma_4}{\sigma_3}\right)$;
- ii. Caso se assuma que z_t seja estacionário, avança-se diretamente para o passo iii. Caso contrário é necessário reestimar o modelo a partir das equações (18) – (24), porém agora com a inclusão do termo envolvendo o hiato de juros. Nesta estimação é aplicada a restrição $\sigma_4 = \hat{\lambda}_g \sigma_3$ e assume-se que $\dot{r}_t = c g_t + k$, onde c e k são constantes. Analogamente à etapa i, é obtida uma estimativa $\hat{\lambda}_z$ da razão $\left(\frac{\sigma_5}{\sigma_1}\right)$;
- iii. Na etapa final estima-se o modelo completo por máxima verossimilhança aplicando-se a restrição $\sigma_4 = \hat{\lambda}_g \sigma_3$ e, caso se assuma que z_t seja não estacionário, também a restrição $\sigma_5 = \hat{\lambda}_z \sigma_1$.

A saída do modelo ajustado fornece a evolução temporal tanto do nível da taxa de juros neutra quanto do hiato do produto, permitindo relacioná-los às variações na taxa de inflação.

3.4 Base de Dados

Os dados utilizados na estimação dos modelos descritos anteriormente têm periodicidade mensal no caso dos modelos HP e SVAR e trimestral no modelo de espaço de estados (LW) e cobrem o período entre o 4º trimestre de 2001 (início das

séries anuais de expectativas de inflação) até o 2º trimestre de 2012. As descrições das séries e suas fontes são dadas na tabela a seguir:

Tabela 1: Séries de dados utilizadas

SÉRIE	FONTE
PIB - Dessazonalizado, preços de mercado	IBGE
Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA)	IBGE
Taxa Selic (% a.a.)	BCB
Expectativas de inflação - 01 ano (%)	BCB (FOCUS)

Fonte: IBGE e BCB, elaboração própria.

4 RESULTADOS

4.1 Filtro Hodrick-Prescott (HP)

Nesta seção mostramos a estimativa da série de Taxa de Juros Neutra (TJN) a partir da aplicação do Filtro de Hodrick-Prescott com parâmetro $\lambda = 1600$ à série de Selic real (Selic descontada pela expectativa de inflação anual do período anterior) com periodicidade mensal. Os resultados são mostrados no gráfico abaixo em conjunto com a própria série de Selic real:

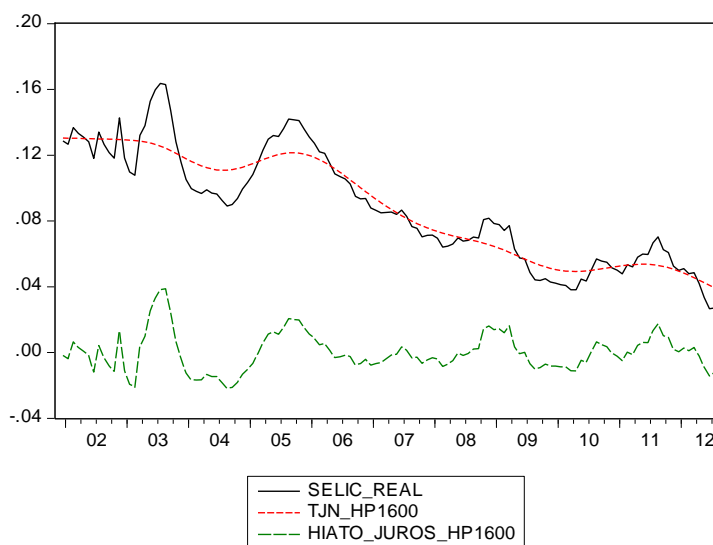


Gráfico 5: Comparação entre a taxa de juros real e a estimativa da taxa de juros neutra e do hiato de juros via Filtro HP

Fonte: Elaboração própria.

Como podemos notar, a série de taxa de juros neutra obtida é bastante suave e em alguns casos bastante distante da série de Selic real, indicando grandes hiatos de juros. Como essa metodologia é pouco recomendável em períodos de grande oscilação da taxa de juros, esses resultados devem ser considerados com reservas.

Isso pode ser comprovado no gráfico seguinte que relaciona o componente cíclico com variações na taxa de inflação, evidenciando baixa associação entre as mesmas.

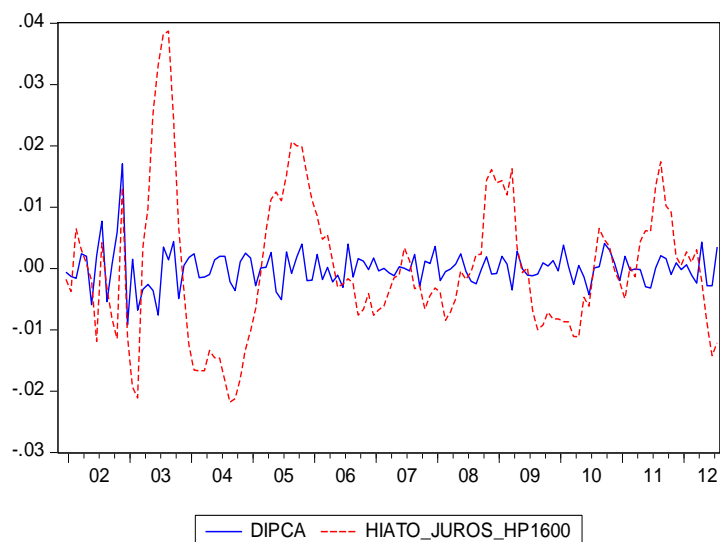


Gráfico 6: Comparação entre o componente cíclico da estimativa da taxa de juros neutra via Filtro HP e variações de inflação

Fonte: Elaboração própria.

No gráfico seguinte mostramos diferentes estimativas das taxas neutras de juros em função da variação do parâmetro λ utilizado. Conforme o parâmetro λ aumenta, observa-se uma suavização da série, uma vez que aumenta a penalização dos componentes cíclicos, mas ainda assim os componentes cíclicos continuam bastante relevantes, todas elas mostrando períodos com grandes hiatos de juros.

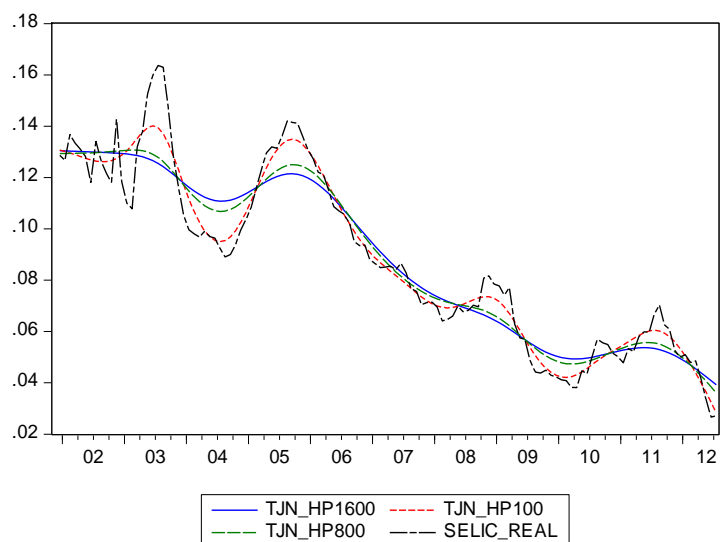


Gráfico 7: Comparação entre estimativas da taxa de juros neutra (HP) para diferentes parâmetros λ e a taxa de juros real

Fonte: Elaboração própria.

No gráfico abaixo temos as correlações cruzadas entre as variações da taxa de inflação e o hiato de juros calculado via Filtro HP. Como podemos notar, há uma relação contraintuitiva entre essas variáveis, uma vez que as correlações cruzadas significativas ocorrem no sentido de variações de inflação terem correlações negativas com realizações futuras do hiato de juros. Isso reforça o ponto levantado anteriormente que as estimações via Filtro HP num cenário de oscilações fortes de taxas de juros devem ser consideradas com reservas.

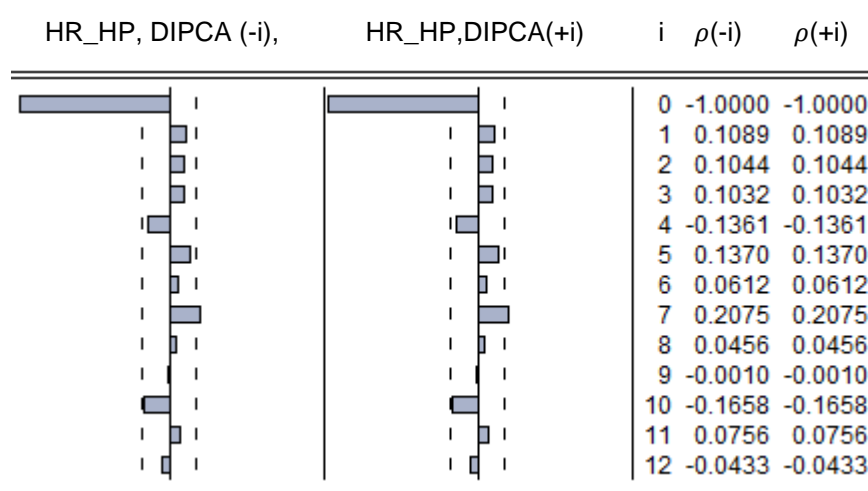


Gráfico 8: Correlações cruzadas entre variações da taxa de inflação e hiato de juros (HP)

Fonte: Elaboração própria.

No gráfico seguinte temos uma comparação da taxa de juros neutra estimada via Filtro HP ($\lambda = 1600$) e a tendência linear ajustada à série, mostrando o declínio no período analisado. Esse padrão é confirmado na Tabela 4 do Anexo que mostra os resultados da regressão e confirma o coeficiente angular da reta ajustada como negativo de modo estatisticamente significativo (a 99% de confiança).

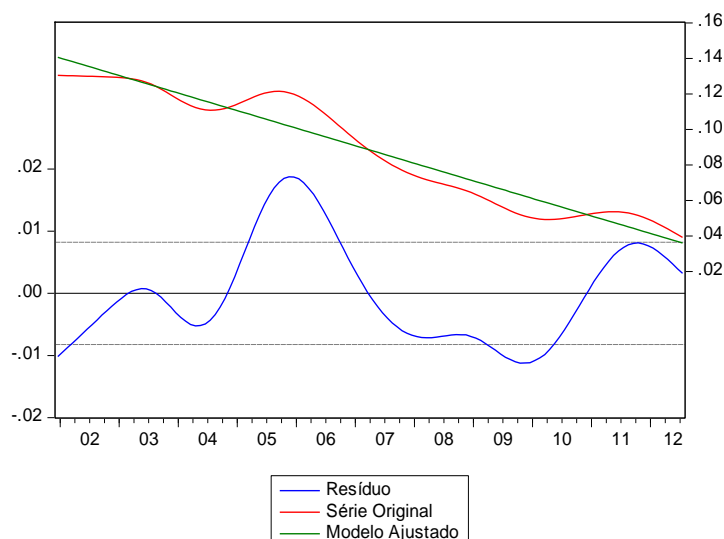


Gráfico 9: Comparação entre a estimativa da taxa de juros neutra via Filtro HP, uma regressão linear da mesma e seus resíduos
 Fonte: Elaboração própria.

4.2 VAR Estrutural (SVAR)

Conforme mostrado na especificação do modelo VAR estrutural, a hipótese básica do modelo é que tanto a taxa de juros real quanto a variação da inflação sejam estacionárias. Como o gráfico abaixo indica, aparentemente a taxa de juros real (Selic descontada pela expectativa anual de inflação defasada em um período) não é estacionária, o que invalidaria a aplicação da metodologia na sua especificação usual. Para avaliar a validade da hipótese foi feito um teste ADF (Tabela 5 do Anexo), que confirmou a não estacionariedade da série.

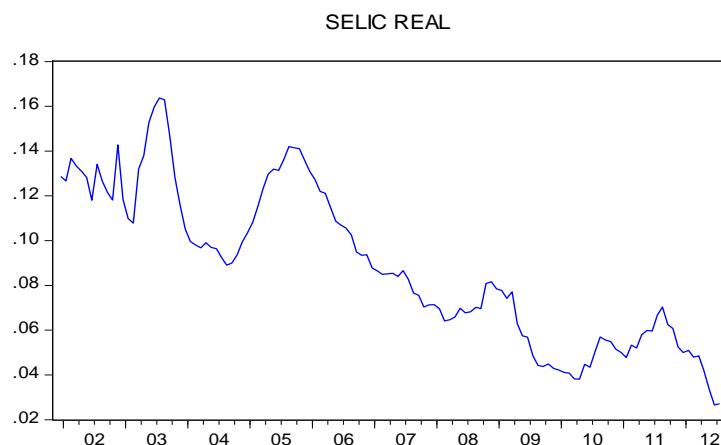


Gráfico 10: Evolução da taxa de juros real
 Fonte: Elaboração própria.

Para contornar esse problema foi feita uma alteração na especificação do modelo, onde se assumiu que as diferenças de primeira ordem das séries de taxa de juros real e inflação (taxa mensal do IPCA) fossem estacionárias.

Os gráficos abaixo indicam que, apesar da aparente heterocedasticidade nas séries, não há indícios claros que elas tenham raízes unitárias, o que é validado nos testes ADF aplicados às séries (Tabelas 6 e 7 do Anexo).

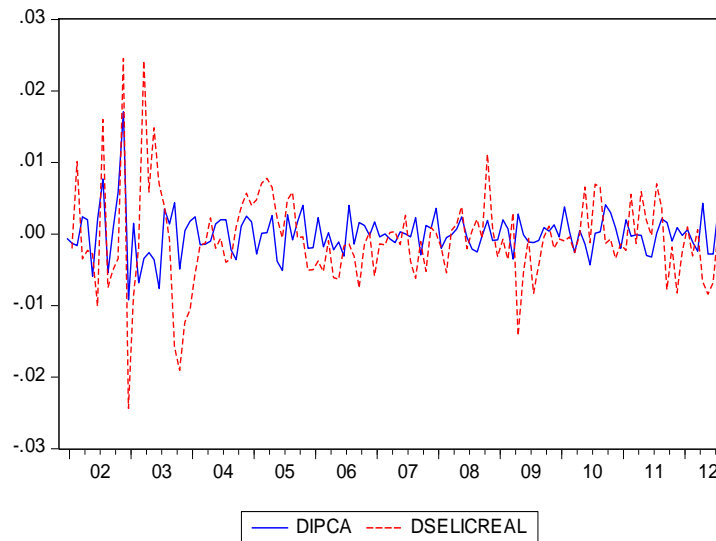


Gráfico 11: Evolução das primeiras diferenças da inflação e da taxa de juros real
Fonte: Elaboração própria.

A nova especificação do modelo ficou da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} \Delta\pi_t \\ \Delta r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (26)$$

onde

r_t : taxa Selic descontada pela expectativa de inflação – FOCUS – defasada de um período em t (periodicidade mensal),

π_t : variação mensal do índice IPCA - IBGE no momento t .

Dessa forma chega-se a:

$$\Delta \dot{r}_t = S_{21}(L)u_{1,t}. \quad (27)$$

Uma implicação importante dessa especificação é que não mais se tem o valor da taxa de juros neutra \dot{r}_t diretamente, fazendo com que seja necessário lançar mão de outras relações para obtê-la. Isso é feito a partir da relação abaixo, onde aplicamos uma regressão linear simples para se estimar ψ a partir da série de $\Delta \dot{r}_t$ construída e das séries observadas de Δr_t e $\Delta^2 \pi_t$:

$$\Delta r_t = \Delta \dot{r}_t + \frac{\Delta^2 \pi_t}{\psi}. \quad (28)$$

Com o valor de ψ estimado e a relação $\Delta \pi_t = \psi(r_t - \dot{r}_t)$ constrói-se a série de \dot{r}_t . O valor de ψ obtido (Tabela 8 do Anexo) foi de -2.84, sendo estatisticamente significativo a 1% e com sinal em linha com o esperado.

A determinação do número de defasagens do VAR foi feita a partir do comparativo de critérios de seleção apresentado na Tabela 9 do Anexo, sendo 7 o valor final adotado. A Figura 2 mostrando as raízes inversas do polinômio característico do VAR (7) estimado mostra que todas as raízes estão dentro do círculo unitário, confirmando a hipótese de estacionariedade.

A série obtida para \dot{r}_t é mostrada no gráfico abaixo, conjuntamente com a série de taxa de juros real e a estimativa via Filtro HP:

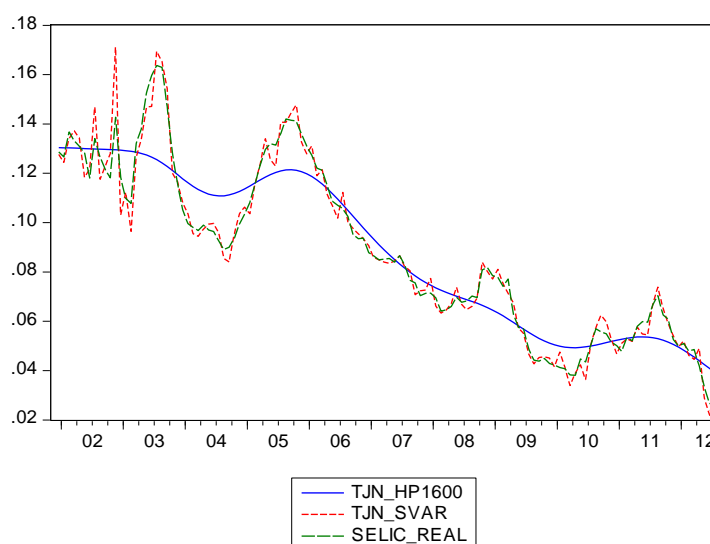


Gráfico 12: Comparação entre a TJN estimada via VAR estrutural (SVAR) e a taxa de juros real

Fonte: Elaboração própria.

Podemos observar que, diferentemente dos resultados das estimações via filtro HP, a série de taxa de juros neutra obtida é muito mais próxima da taxa de juros real, sendo o hiato de juros elevado apenas em momentos específicos.

O gráfico abaixo mostra as correlações cruzadas entre as variações da taxa de inflação e o hiato de juros calculado via modelo SVAR e indica que neste caso apenas as correlações contemporâneas são significativas, em linha com a especificação do modelo.

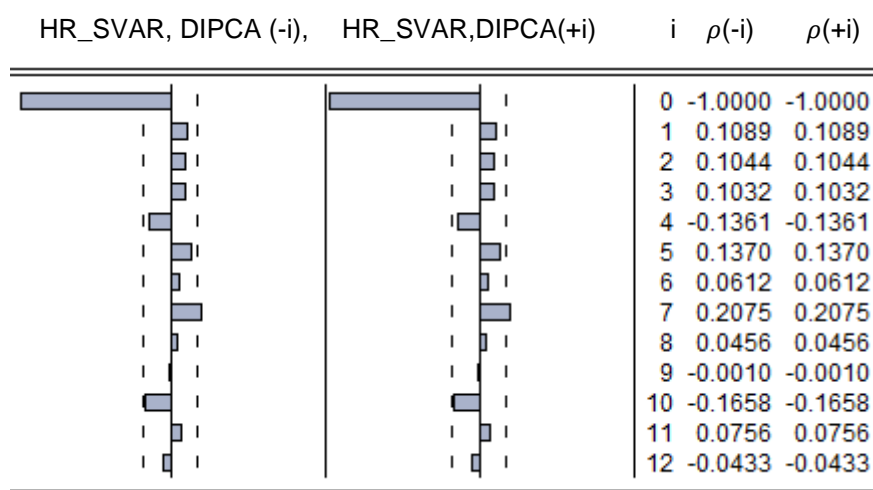


Gráfico 13: Correlações cruzadas entre variações da taxa de inflação e hiato de juros (SVAR)

Fonte: Elaboração própria.

No gráfico seguinte temos uma comparação das taxas de juros neutras estimadas via VAR estrutural e a tendência linear ajustada à série, mostrando o declínio no período analisado. Esse padrão é confirmado na Tabela 10 do Anexo que mostra os resultados da regressão e confirma o coeficiente angular da reta como negativo de modo estatisticamente significativo (a 99% de confiança).

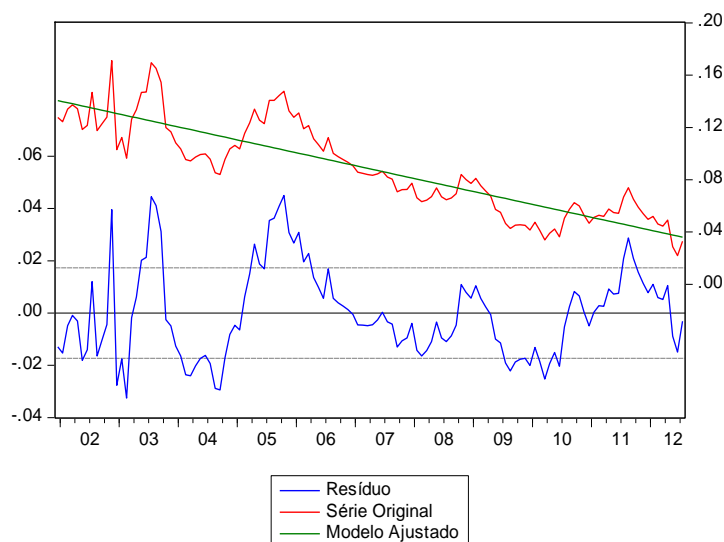


Gráfico 14: Regressão linear da estimativa da TJN via modelo VAR estrutural
Fonte: Elaboração própria.

O gráfico seguinte mostra a relação entre o hiato de juros e a variação da inflação, confirmando a relevância do hiato como variável explicativa da mesma, o que também fica confirmado pelos resultados da tabela 8, que mostra que o coeficiente ψ é estatisticamente menor que zero (a 99% de confiança).

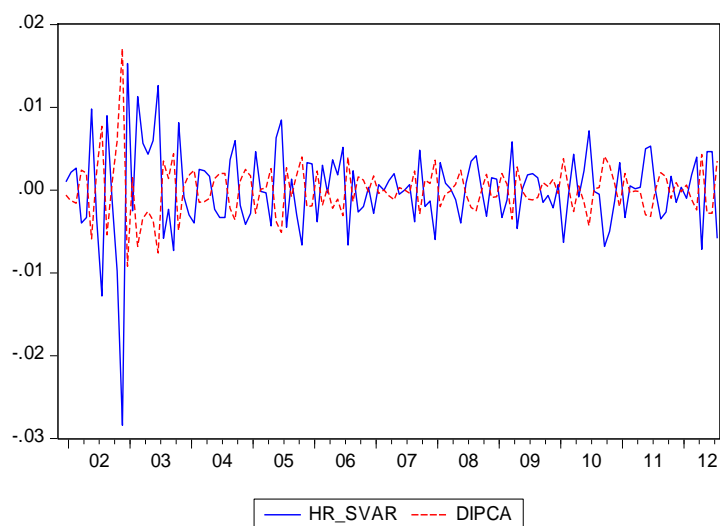


Gráfico 15: Comparação entre o hiato de juros estimado via SVAR e variações de inflação
Fonte: Elaboração própria.

4.3 Modelo de Espaço de Estados (LW)

Na estimação da taxa de juros neutra via modelo de espaço de estados foi aplicada, por simplificação da estimação, a versão mais simples da especificação proposta em Laubach e Williams (2003). Nesta versão o hiato do produto está relacionado a apenas uma de suas defasagens e a apenas uma defasagem do hiato de juros. De maneira semelhante, a inflação é relacionada a uma única de suas defasagens, a uma defasagem do hiato do produto e da expectativa de inflação (visando incorporar os demais determinantes da inflação).

A especificação final é dada pelo conjunto de equações abaixo:

$$\tilde{y}_t = a_y \tilde{y}_{t-1} + a_r (r_{t-1} - \dot{r}_{t-1}) + \varepsilon_{1t}, \quad (29)$$

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + b_{\tilde{y}} \tilde{y}_{t-1} + b_x \pi_{t-1}^E + \varepsilon_{2t}, \quad (30)$$

$$\tilde{y}_t = y_t - \dot{y}_t, \quad (31)$$

$$\dot{y}_t = \dot{y}_{t-1} + g_{t-1} + \varepsilon_{3t}, \quad (32)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{4t}, \quad (33)$$

$$z_t = d_z z_{t-1} + \varepsilon_{5t}, \quad (34)$$

$$\dot{r}_t = c g_t + z_t, \quad (35)$$

onde:

y_t é o log do PIB – IBGE em t,

r_t : taxa Selic descontada pela expectativa de inflação – FOCUS – defasada de um período em t,

π_t : variação trimestral do índice IPCA - IBGE no momento t,

π_{t-1}^E : expectativa de inflação anual – FOCUS – no momento t-1.

Uma hipótese adicional é que o coeficiente d_z seja menor do que um, de forma que a estimação do modelo seja feita apenas através dos passos 1 e 3 descritos na especificação.

A estimação do modelo se mostrou bastante desafiadora, basicamente pelo fato que a função de verossimilhança aparentemente ter vários máximos locais, o que traz uma grande instabilidade para os algoritmos de otimização, tornando as soluções muito sensíveis aos valores iniciais adotados para os parâmetros. O valor do estimativa da razão de volatilidades de Stock-Watson foi de 0.0238, confirmando a existência do problema de “*pile-up*”.

A tabela seguinte mostra os valores obtidos para os parâmetros em questão, mostrando que, à exceção do parâmetro b_π , todos são estatisticamente diferentes de zero (a 99% de confiança).

Tabela 2: Parâmetros estimados do modelo de espaço de estados

Parâmetro.	Valor	Desvio Padrão	Estatística t
c	5.31	1.24	4.3
a_y	0.20	0.06	3.6
$b_{\tilde{y}}$	0.30	0.00	72.1
a_r	-0.13	0.05	2.3
b_π	-0.05	0.19	0.2
b_x	0.31	0.07	4.5
d_z	0.48	0.14	3.3

Fonte: Elaboração própria.

A seguir tem-se um gráfico comparando a taxa de juros real (SELIC descontada pela expectativa de inflação anual do período anterior) e a taxa de juros neutra obtida via estimação do modelo de espaço de estados (LW) e via filtro Hodrick-Prescott (HP). Podemos observar uma tendência de decrescimento de longo prazo, mas certa estabilidade nos últimos 4 anos para a estimação LW (o que não corrobora a

hipótese do BACEN de um decrescimento recente) e um decrescimento contínuo na estimação via filtro HP.

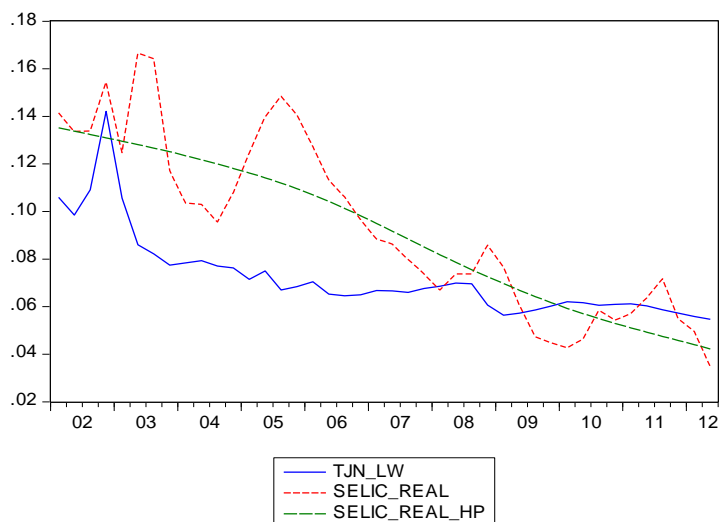


Gráfico 16: Comparação entre as taxas de juros neutras (LW, Filtro HP e a taxa de juros real)

Fonte: Elaboração própria.

Os valores obtidos são bastante distintos dos obtidos em Santos (2011), que usa especificações distintas para o modelo de espaço de estados, mas também dos mostrados em Ribeiro (2011), ainda que o modelos aplicados sejam idênticos. Isso reforça as dificuldades de estimação já mencionadas, tanto pela alta sensibilidade em relação à forma do modelo adotado quanto pelas respostas que distintos programas para cálculos econométricos podem dar para uma mesma especificação, essencialmente pela complexidade da maximização da verossimilhança envolvida.

Para analisar as relações obtidas pelo modelo ajustado entre os hiatos de juros e produto e variações na inflação foi elaborado o gráfico seguinte que mostra as séries temporais dessas variáveis. O objetivo era observar se havia associação entre períodos com hiato de juros e/ou de produto positivo com redução da inflação e vice-versa, no entanto como se pode observar esses comportamentos não ficaram evidentes.

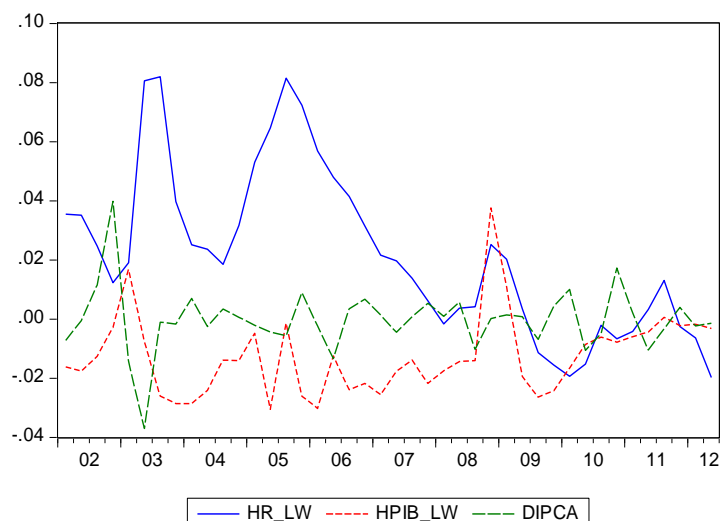


Gráfico 17: Comparação entre os hiatos de produto (LW e Filtro HP) e variações de inflação

Fonte: Elaboração própria.

Uma outra maneira utilizada para investigar as relações entre os hiatos de produto e juros calculados via modelo LW e variações na inflação foi através dos gráficos de correlações cruzadas entre essas variáveis que são apresentados a seguir. Contrariamente ao esperado, os gráficos mostram correlações pouco significativas entre o hiato de juros e variações da taxa de inflação. Chamou atenção também o sinal negativo entre o hiato de juros e variações passadas (uma defasagem) da inflação.

HR_LW, DIPCA (-i),	HR_LW,DIPCA(+i)	i	$\rho(-i)$	$\rho(+i)$
		0	-0.2658	-0.2658
		1	-0.3638	0.0314
		2	0.0302	0.0747
		3	0.2535	0.0169
		4	0.1171	-0.0331
		5	-0.0297	-0.0145
		6	-0.0622	0.0141
		7	-0.0859	0.0241
		8	-0.1271	0.0197
		9	-0.1362	0.0317
		10	-0.0632	0.0371
		11	0.0592	-0.0622
		12	0.0667	-0.0659

Gráfico 18: Correlações cruzadas entre variações da taxa de inflação e hiato de juros (LW)

Fonte: Elaboração própria.

No caso do hiato de produto não há indicação de correlações significativas entre variações de inflação e hiato do produto com duas defasagens, ao contrário do esperado.

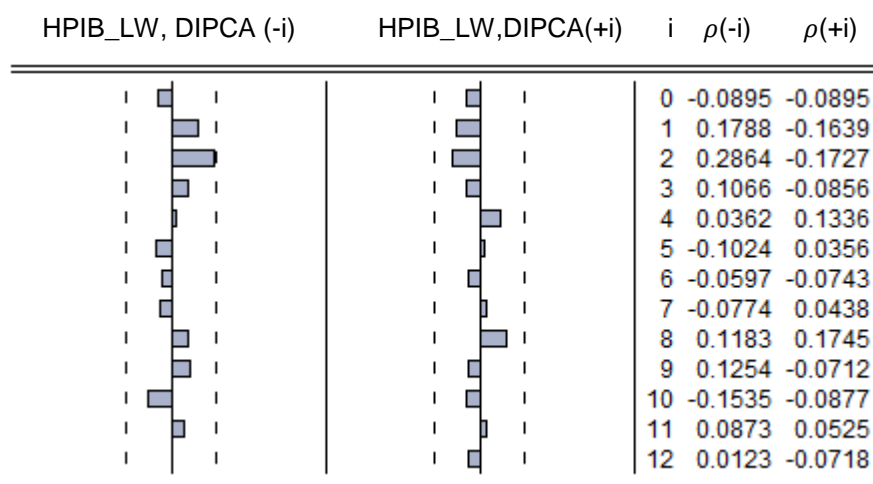


Gráfico 19: Correlações cruzadas entre variações da taxa de inflação e o hiato de produto (LW)

Fonte: Elaboração própria

No processo de estimação da taxa de juros neutra via modelo de espaço de estados é estimado também o produto potencial. Abaixo segue um gráfico comparando o produto real e os produtos potenciais estimados pelo filtro Hodrick-Prescott e pelo modelo LW:

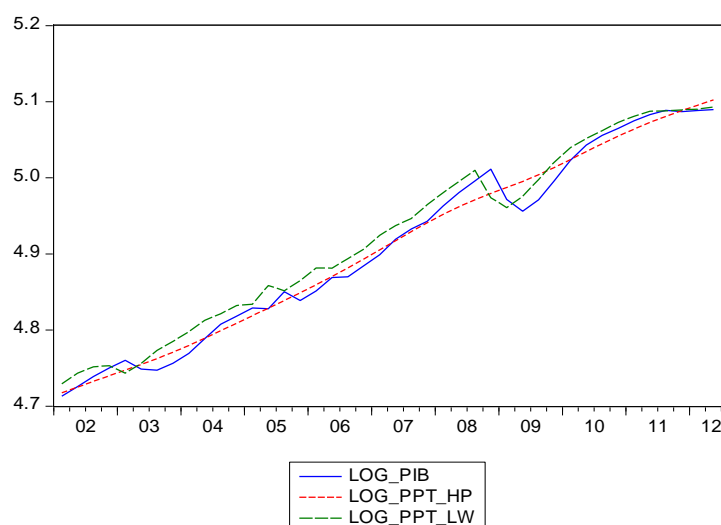


Gráfico 20: Comparação entre os logs dos produtos potenciais (LW e via Filtro HP) e o log do produto.

Fonte: Elaboração própria.

Podemos observar que em boa parte do período analisado o produto real esteve abaixo do potencial, coerentemente com o gráfico anterior que indicava que nos mesmos períodos as taxas de juros neutras estavam acima das taxas reais.

No gráfico seguinte temos uma comparação das taxas de juros neutras estimadas via modelo de espaço de estados (LW) e a tendência linear ajustada à série, mostrando o declínio no período analisado. Esse padrão é confirmado na Tabela 11 do Anexo que mostra os resultados da regressão e confirma o coeficiente angular da reta como negativo de modo estatisticamente significativo (a 99% de confiança).

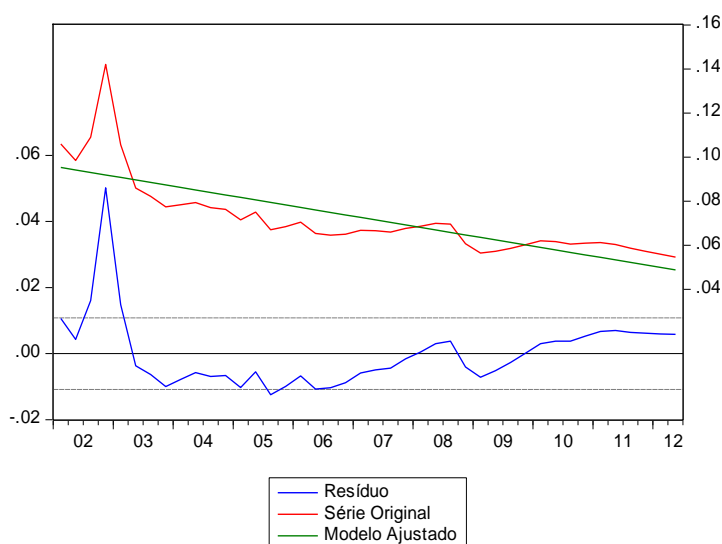


Gráfico 21: Regressão linear da estimativa da TJN via modelo de espaço de estados LW. Fonte: Elaboração própria.

Uma análise a respeito da tendência declinante num período mais recente (4 anos) é mostrada no gráfico seguinte, onde temos uma comparação da taxa de juros neutra estimada via modelo de espaço de estados (LW) e a tendência linear ajustada à série, mostrando que não há evidências de um declínio da taxa de juros neutra no período analisado. Isso é confirmado também pela estimativa do coeficiente angular da regressão linear (ver Tabela 12 do Anexo), o qual não pode se rejeitar que seja igual a zero (a 99% de confiança), contrariando a hipótese do Banco Central do Brasil de existência de uma tendência declinante.

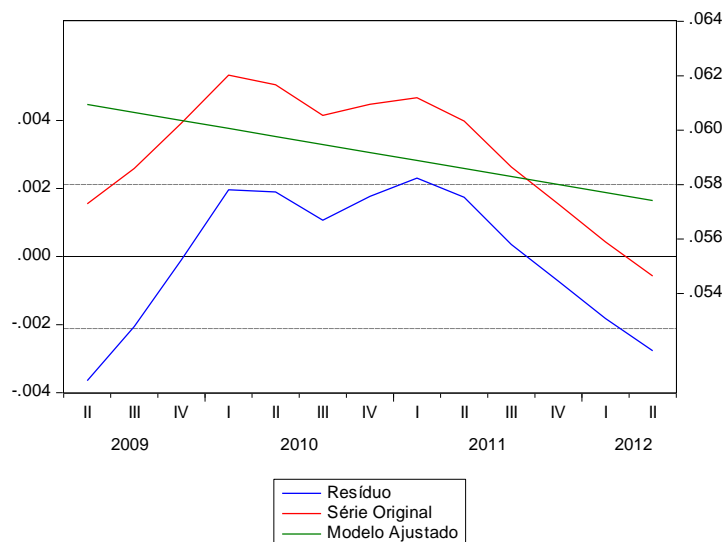


Gráfico 22: Regressão linear da estimativa da TJN via modelo de espaço de estados (LW) no período 2009 – 2012.

Fonte: Elaboração própria.

4.4 Análise Comparativa e de Atuação do Banco Central

Resumindo os resultados obtidos, segue um gráfico comparando as estimativas de taxa de juros neutras obtidas pelos três métodos de estimação:

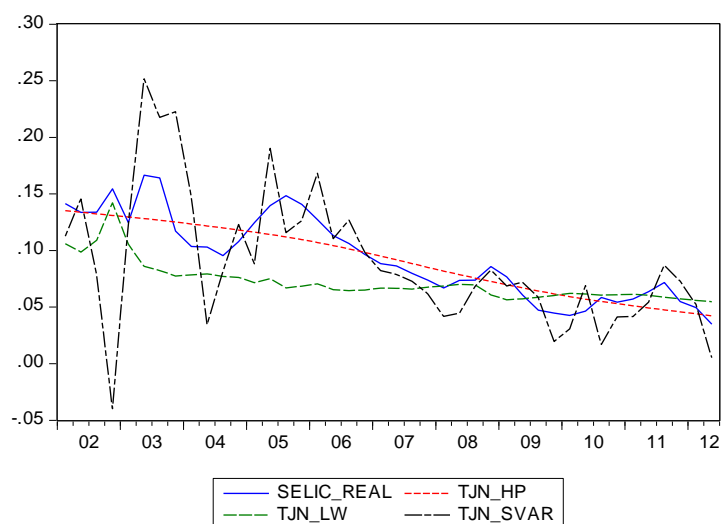


Gráfico 23: Comparação entre as taxas de juros neutras estimadas via modelo de espaço de estados (LW), via Filtro HP, via modelo SVAR e a taxa de juros real
Fonte: Elaboração própria.

Podemos notar que as estimativas feitas a partir do Filtro HP são bastante suaves, indicando tendências de mais longo prazo e dessa forma tendo baixa aplicabilidade no sentido de se obter a taxa de juros neutra para fins de condução da política monetária, que tem uma característica de médio prazo. Conforme mencionado anteriormente, outro ponto importante é que este método é pouco recomendável em períodos de grande oscilação da taxa de juros, que é o caso em questão, de maneira que as análises feitas a partir desta metodologia devem ser feitas com cautela.

Diferentemente do Filtro HP, as estimativas obtidas a partir do modelo VAR estrutural (SVAR) se mostraram bastante instáveis, inclusive atingindo valores negativos no início da amostra e sendo mais voláteis do que a própria taxa de juros real. De certa forma essas medidas têm uma natureza oposta às do Filtro HP, sendo aparentemente de muito alta frequência, o que também apresenta dificuldades de uso na condução da política monetária.

O modelo de Espaço de Estados (LW) se mostrou um intermediário entre os dois métodos, não sendo nem tão volátil quanto o modelo de VAR estrutural nem tão de baixa frequência como o Filtro HP. O modelo indica que a taxa de juros esteve acima da neutra consistentemente no período entre 2002 e 2008, mesmo no período entre 2002 e 2003, onde houve um aumento acentuado da inflação.

Conforme mencionado anteriormente, é marcante a dispersão dos resultados, o que evidencia os grandes desafios das estimações que são relacionados aos seguintes pontos:

- i. A variável taxa de juros neutra é uma variável não observada;
- ii. Para se ter mais assertividade sobre as estimativas há a necessidade de se ter mais dados, mas mais dados implicam na possibilidade de a dinâmica do processo ter se alterado (problema de previsão baseada no passado);
- iii. Incertezas sobre a correta especificação do modelo (não há consenso sobre o modelo correto para se estimar).

Em relação aos métodos que usam dados de mercado (que é o caso em questão, já que a Taxa de Juros Real é função das expectativas de mercado) ainda existem as seguintes dificuldades:

- i. circularidade entre Banco Central e mercado: mercado ajusta a curva às expectativas do que o Banco Central fará;
- ii. premissa que o diferencial entre taxas de curto e longo prazo apresentação reversão à média.

Dadas as dificuldades já mencionadas sobre o uso dos resultados obtidos via Filtro HP e via modelo VAR estrutural, a análise da condução da política monetária do Banco Central do Brasil será feita baseada nas estimativas do modelo de Espaço de Estados (LW). O modelo mostrou um hiato de juros positivo no período entre 2002 e 2008, indicando uma postura agressiva da autoridade monetária. Isso pode ser explicado pela necessidade do Banco Central reforçar sua credibilidade junto aos agentes econômicos. Com o advento da crise financeira de 2008 esse conservadorismo deixou de existir, inclusive ficando a taxa de juros abaixo da neutra até o início de 2011. Desde então o hiato de juros tem oscilado, sendo que no período mais recente as taxas de juros têm ficado abaixo das neutras. Esse período coincide com aquele onde o mercado passou a questionar se o Banco Central teria adotado uma postura mais leniente em relação à inflação. Dada a estabilidade das taxas de juros neutras no período (contrariamente à avaliação do próprio Banco Central,) e as taxas de inflação desde então, este questionamento parece fazer sentido. Isso pode ser confirmado na tabela abaixo, que mostra que à exceção de 2011 (onde as taxas estiveram bastante próximas) a média da taxa de juros real esteve abaixo da taxa de juros neutra.

Tabela 3: Comparação entre taxa de juros neutra e real (média anual)

Ano	Taxa de Juros Neutra (média)	Taxa de Juros Real (média)
2010	6.13%	5.05%
2011	5.94%	6.18%
2012	5.53%	4.22%

Fonte: Elaboração própria.

5 CONCLUSÃO

Nesta dissertação foram aplicados três métodos econométricos distintos – Filtro HP, Modelo de VAR estrutural e Modelo de Espaço de Estados - para mensurar as taxas de juros neutras vigentes na economia brasileira no período entre o terceiro trimestre de 2001 e o segundo trimestre de 2012.

Os processos de estimação das taxas de juros neutras realizados neste trabalho confirmaram boa parte do que vem sendo discutido na literatura sobre o tema, em especial as dificuldades de se estimar variáveis não observáveis, além de desafios computacionais e a grande dependência dos resultados em função dos modelos utilizados. Grande parte em função desses aspectos, os três modelos aplicados se mostraram bastante díspares.

O modelo de VAR estrutural apresentou uma elevada volatilidade das estimativas, bastante em linha com a volatilidade da taxa de juros real, e apenas em poucos momentos sinalizou hiato de juros significativo. Esse comportamento não se verificou nos demais modelos, cujas estimativas resultaram mais suavizadas e com hiatos de juros mais pronunciados. Um ponto em comum com os resultados dos três modelos foi a tendência de queda da taxa de juros neutra ao longo do período estudado.

Foi feita também uma análise da condução da política monetária a partir dos hiatos de juros obtidos por estes métodos que indicou para o Modelo de Espaço de Estados um conservadorismo por parte do Banco Central em alguns intervalos da amostra, com destaque para o período entre 2003 e 2008.

Como possíveis futuros desafios relacionados ao tema ficam o ajuste do Modelo de Espaço de Estados considerando mudanças de regimes (“Markov *Switch*”), respostas não lineares do hiato do produto na inflação e uso de indicadores antecedentes do produto, além de no caso do VAR estrutural sofisticar a especificação do modelo no sentido de tratar a não linearidade da relação entre o hiato de juros e a inflação e a heterocedasticidade dos resíduos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Andrews, D., & Ploberger, W. (1994). Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Econometrica*, 62, 1383-1414.

Basdevant, O., Björkstén N., & Karagedikli, O. (2004). Estimating a Time Varying Neutral Real Interest Rate for New Zealand, *Reserve Bank of New Zealand Discussion Papers, DP2004/01*.

Blanchard, O. J. & Quah D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances. *American Economic Review*, 79, 655-673.

Borges, B. L., & da Silva, M. B. (2006). Estimando a Taxa de Juros Natural para o Brasil: Uma Aplicação da Metodologia VAR Estrutural. *Estudos Econômicos*, 36(1).

Brzoza-Brzezina, M. (2003). Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach. *National Bank of Poland Working Paper*, 27.

Crespo-Cuaresma, J., Gnan, E., & Ritzberger-Gruenwald, D. (2003). Searching for the Natural Rate of Interest: A Euro-Area Perspective. *Austrian National Bank Working Paper*, 84.

Horváth, R. (2007). The Time-Varying Policy Neutral Rate in Real Time. *Czech National Bank Working Paper Series*, 4.

Fuentes, R., & Gredig, F. (2007). Estimating the Chilean Natural Rate of Interest. *Central Bank of Chile Working Papers*, 448.

Hodrick, R. J., & Prescott, E. (1997). Post-War US Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.

Laubach, T., & Williams, J. (2003). Measuring the Natural Rate of Interest. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063–1070.

Lundvall, H., & Westermark, A. (2011). What is the Natural Interest Rate? *Sveriges Riksbank Economic Review*, 2011(2).

Miranda, P., & Muinhos, M. K. (2003). A Taxa de Juros de Equilíbrio: Uma Abordagem Múltipla. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, 66.

Muinhos, M. K., & Nakane, M. I. (2006). Comparing Equilibrium Real Interest Rates; Different Approaches to Measure Brazilian Rates. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, 101.

Neto, P. C. F. B., & Portugal, M. S. (2009). The Natural Rate of Interest in Brazil Between 1999 and 2005. *Revista Brasileira de Economia*, 63(2), 103-118.

Ribeiro, A. C. A. (2011). *A Taxa Natural de Juros no Brasil*. Dissertação de Mestrado, Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, São Paulo, Brasil.

Santos, F. S. (2011). Potential Output and Equilibrium Interest Rate in Brazil. *ANPEC 2011*.

Stock, J., & Watson, M. (1998). Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model. *Journal of the American Statistical Association* 93, 349-358.

Wicksel, K. (1898). *Interest and Prices*. London: Macmillan. Tradução: R. F. Kahn, 1936.

ANEXOS

Tabela 4: Regressão da série de TJN obtida via Filtro HP em função do tempo

$$\text{SELICREAL_HP1600} = C(1) + C(2) * T$$

	Coeficiente	Desv. P.	Estat. t	Prob.
C(1)	19.91627	0.473543	42.05799	0.0000
C(2)	-2.71E-05	6.46E-07	-41.87145	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5: Teste ADF – Série Selic Real

Hipótese Nula: SELICREAL tem uma raiz unitária

Variável Exógena: Constante

	Estat. t	Prob.
Estatística do teste ADF	-0.922235	0.7784

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6: Teste ADF – Série IPCA em primeira diferença

Hipótese Nula: DIPCA tem uma raiz unitária

Variável Exógena: Constante

	Estat. t	Prob.
Estatística do teste ADF	-6.679316	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 7: Teste ADF – Série SELIC Real em primeira diferença

Hipótese Nula: DSELICREAL tem uma raiz unitária

Variável Exógena: Constante

	Estat. t	Prob.
Estatística do teste ADF	-9.327261	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8: Estimação do coeficiente ψ relacionando o hiato de juros e a variação da inflação no modelo SVAR

$$DSELICREAL = DNIR_T + C(1) * D2IPCA$$

	Coeficiente	Desv. P.	Estat. t	Prob.
C(1)	-2.839581	0.420059	-6.759963	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

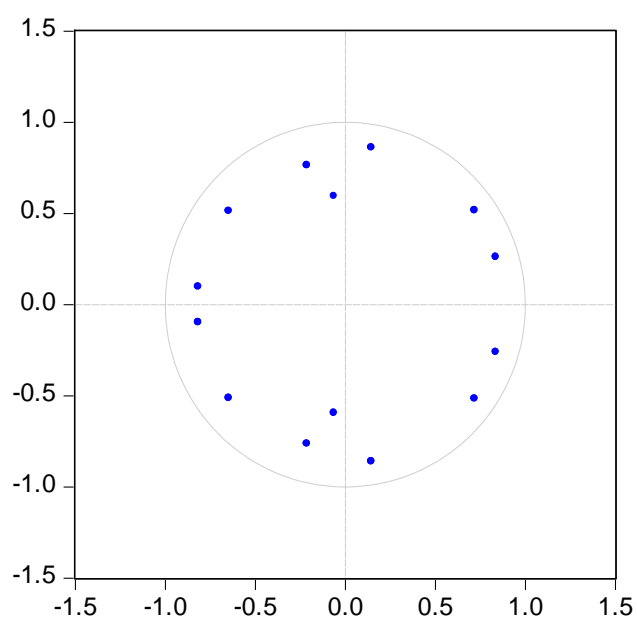


Figura 2: Raízes inversas do polinômio característico do VAR (7) estimado

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9: Seleção de lags para o VAR de IPCA e SELIC Real em primeira diferença

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	946.3283	NA	1.40e-10	-17.01492	-16.96610	-16.99512
1	964.9393	36.21601	1.07e-10	-17.27819	-17.13172	-17.21877
2	977.6793	24.33229	9.18e-11	-17.43566	-17.19156*	-17.33664
3	979.4198	3.261408	9.56e-11	-17.39495	-17.05321	-17.25632
4	991.7445	22.65084	8.24e-11	-17.54495	-17.10556	-17.36670
5	996.2347	8.090479	8.17e-11	-17.55378	-17.01675	-17.33592
6	1002.086	10.33219	7.91e-11	-17.58714	-16.95247	-17.32967
7	1017.392	26.47491*	6.46e-11*	-17.79085*	-17.05854	-17.49377*
8	1020.892	5.927890	6.53e-11	-17.78184	-16.95189	-17.44515
9	1024.184	5.457987	6.62e-11	-17.76909	-16.84150	-17.39280
10	1026.495	3.746487	6.84e-11	-17.73865	-16.71342	-17.32274
11	1027.565	1.696430	7.24e-11	-17.68585	-16.56298	-17.23034
12	1029.504	3.004327	7.54e-11	-17.64871	-16.42820	-17.15359
13	1031.696	3.318949	7.82e-11	-17.61615	-16.29800	-17.08142
14	1034.583	4.264494	8.02e-11	-17.59609	-16.18030	-17.02174
15	1037.592	4.337650	8.21e-11	-17.57823	-16.06480	-16.96428
16	1039.580	2.794518	8.57e-11	-17.54199	-15.93092	-16.88843

* indica a defasagem ótima selecionada pelo critério de seleção

LogL: Log verossimilhança

LR: estatística de teste LR sequencial modificada (cada teste a 5% de confiança)

FPE: Erro de previsão final

AIC: Critério de informação Akaike

SC: Critério de informação Schwarz

HQ: Critério de informação Hannan-Quinn

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 10: Regressão da série de TJN obtida via Modelo SVAR em função do tempo

$$TJN_SVAR = C(1) + C(2) * DATA$$

	Coeficiente	Desv. P.	Estat. t	Prob.
C(1)	19.90365	0.994296	20.01783	0.0000
C(2)	-2.70E-05	1.36E-06	-19.92903	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 11: Regressão da série de TJN obtida via Modelo LW (Espaço de Estados) em função do tempo

$$TJN_LW=C(1)+C(2)*T$$

	Coeficiente	Desv. P.	Estat. t	Prob.
C(1)	9.177243	1.108903	8.275962	0.0000
C(2)	-1.24E-05	1.51E-06	-8.210978	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 12: Regressão da série de TJN obtida via Modelo LW (Espaço de Estados) em função do tempo (período 2009-2012)

$$TJN_LW=C(1)+C(2)*T$$

	Coeficiente	Desv. P.	Estat. t	Prob.
C(1)	2.423608	1.261613	1.921039	0.0810
C(2)	-3.22E-06	1.72E-06	-1.874131	0.0877

Fonte: Elaboração própria.