

ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL DO HIATO DO PRODUTO: UMA ANÁLISE PARA O BRASIL

Leandro Padulla da Cruz Oliveira - UFRGS
Marcelo Savino Portugal - UFRGS e CNPq

21 de julho de 2013

Resumo

O presente trabalho estima o hiato do produto através de um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE). O hiato do produto via modelo DSGE apresentado conseguiu identificar os períodos de recessão datados pela FGV. Contudo, além dos episódios relatados pela FGV, foram identificados mais dois períodos de crise. Este tipo de abordagem possui algumas vantagens como a possibilidade de conseguir decompor o hiato do produto estimado nos choques presentes no modelo. A partir da decomposição dos choques observou-se que a maior contribuição para a variação do hiato do produto é dada pelos choques de demanda. Verificou-se que o hiato do produto estimado por um modelo DSGE possui melhor poder preditivo para a inflação dos preços livres de longo prazo, quando comparado às demais metodologias apresentadas. Dessa forma, o hiato do produto via modelo DSGE pode ser uma ferramenta adicional para a condução da política monetária.

Palavras-chave: Hiato do Produto, Produto Potencial, DSGE, Estimação Bayesiana

Resumo

The present paper estimates the output gap for Brazil using a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model. The output gap estimation by the DSGE model managed to identify the recession periods dated by FGV. However, in addition to the episodes reported by FGV, another two critical periods were identified. This type of approach has some advantages such as the possibility to decompose the estimated output gap into the shocks observed in the model. From the decomposition of shocks, it was observed that demand shocks were the ones that most contributed to output gap fluctuations. The output gap estimated by a DSGE model is better at forecasting long-term free-price inflation compared to other methods. Thus, output gap estimation by the DSGE model could be an additional tool for monetary policy conduct.

Keywords Output Gap, Potential output, DSGE, Bayesian Estimation.

Classificação JEL: .E31, E32, E37, E52, E58

Área Anpec: Área 4

1 INTRODUÇÃO

Em junho de 1999 foi implementado no Brasil o sistema de metas de inflação, com isso, foi transferido para o Banco Central a responsabilidade e a independência operacional para que o mesmo conduzisse a política monetária com a incumbência de cumprir a meta inflacionária.

Conforme Bogdanski et al. (2000), quando um país está sob o regime de metas de inflação, faz-se necessário que a autoridade monetária adote uma atitude pró-ativa e antecipe seus movimentos dada a diferença entre as ações tomadas e seu reflexo na atividade econômica, por isso a importância de se fazer previsão sobre a taxa de inflação. Ao invés de reagir aos fatos presentes, os formuladores de política monetária devem tomar decisões baseadas em previsões condicionais à inflação futura, às possibilidades da taxa de juros e sobre a melhor estimativa do estado atual da economia. Surge então a necessidade de desenvolver modelos que permitam-lhes exercer seu julgamento da forma mais acurada. O hiato do produto é uma dentre as variáveis observadas para tentar melhor investigar possíveis pressões inflacionárias, o fato de não ser uma variável observável, instigou muitos pesquisadores a tentar obter a melhor estimativa desta variável.

Método muito utilizado para a estimação do hiato do produto é o da função de produção, essa metodologia começou a ser estudada a partir da década de 80 e incorporou diversos avanços ao longo do tempo. Nesta metodologia supõe-se que a estrutura produtiva da economia pode ser representada pela tecnologia de produção Cobb-Douglas com suas propriedades tradicionais: cada insumo apresenta retornos marginais decrescentes, a função tem retornos constantes de escala e elasticidade de substituição unitária, e a produtividade é neutra no sentido de Hicks.

Existem também os modelos de componentes não observáveis, que têm sido amplamente utilizados para estimar o produto potencial e hiato do produto: abordagens univariadas como a apresentada por Harvey e Jaeger (1993) onde é realizada a decomposição do produto entre tendência e ciclo, assim como o filtro de Hodrick e Prescott (1997), que também possui uma interpretação baseada em um modelo. Um dos primeiros exemplos de um modelo de componentes não observáveis multivariado é fornecido por Clark (1989), que estimou um modelo bivariado dos EUA com o PIB real e o desemprego, fundamentado na lei de Okun.

Apel e Jansson (1999) obteve estimativas da taxa natural de desemprego (Nairu) e do produto potencial para o Reino Unido, EUA e Canadá, com base em um modelo de componentes não observáveis utilizando o PIB, inflação e desemprego. Scott (2003) estima o hiato do produto para a Nova Zelândia usando um sistema trivariado composto por desemprego, PIB e utilização da capacidade instalada (UCI). O trabalho de Rünstler e Europeo (2002) se concentra em modelos uni e multivariados de componentes não observáveis para a zona do euro e avalia a confiabilidade das estimativas em tempo real do hiato do produto e seu desempenho para a prever inflação futura. Entre os modelos multivariados, o autor considera uma implementação da abordagem da função de produção com base na razão produto-capital, produtividade total dos fatores e a utilização da capacidade instalada. Outras abordagens multivariadas são baseadas em extensões do filtro Hodrick-Prescott (HP). Laxton et al. (1992) estendeu o modelo de *penalised least squares*, critério sobre o qual o filtro HP é baseado, de forma a incorporar importantes relações macroeconômicas que são expressões do hiato do produto, tal como a curva de Phillips e

a lei de Okun. Na mesma linha, o trabalho de Areosa (2004) estimou para o Brasil um hiato do produto combinando uma função de produção com o filtro HP, utilizando como restrição do modelo uma curva de Phillips.

Uma abordagem mais recente para estimar o produto potencial é baseado em modelos de equilíbrio geral dinâmico estocástico novo keynesiano (DSGE). Esta abordagem baseia-se em três elementos fundamentais. Primeiro, ela se baseia nos avanços na teoria da política monetária ótima, que enfatiza o papel de um modelo consistente para as medidas de produto potencial, e os hiatos do produto relacionados, para tomar adequadamente as decisões de política monetária e como uma fonte de pressões inflacionárias. Segundo, ela é apoiada pelos avanços na estimação dos modelos DSGE, que permitem uma interpretação quantitativa, internamente consistente, e uma interpretação completa da dinâmica das variáveis macroeconômicas (em particular da inflação, do produto e do produto potencial). Em terceiro lugar, a abordagem realizada com modelos DSGE permite usar também conceitos mais tradicionais de produto potencial (não só os conceitos de modelo consistentes) para projetar melhores decisões de política monetária em um modelo internamente consistente.

Esses modelos DSGE se baseiam na estrutura original dos modelos de *Real Business Cycles* que são modelos macroeconômicos quantitativos que explicitam o comportamento otimizador dos agentes sujeito a um conjunto de restrições em uma economia em permanente equilíbrio. A origem desse tipo de modelo remete ao trabalho seminal de Kydland e Prescott (1982). Neste trabalho, os autores apresentam um modelo dinâmico pequeno e coerente da economia, construído com base em agente otimizadores, expectativas racionais e equilíbrio de mercado. A atual geração de modelos DSGE NK em grande parte se baseia sobre uma síntese teórica que atribui às teorias "keynesiana" e "*Real business cycle*" um papel distinto e complementar na análise das flutuações do ciclo de negócios. Alguns fatores presentes na teoria de *real business cycle* (com preços flexíveis) ajudam a explicar a evolução do produto potencial ao longo do tempo. Por outro lado, fatores enfatizados na teoria keynesiana estão relacionados ao período necessário para ocorrer o ajuste dos salários nominais e preços que resultam em desvios transitórios do produto observado com relação ao produto potencial. Ambas as teorias pertencem ao arcabouço dos modelos de equilíbrio geral. Diferentemente das abordagens mais tradicionais, onde a teoria keynesiana explica a dinâmica de curto prazo da economia enquanto a teoria clássica, explica a longo prazo, a abordagem novo keynesiana enfatiza que os salários, os preços e o produto potencial podem mudar no curto prazo e deve ser levado em conta na análise dos ciclos de negócios. Além disso, na síntese novo keynesiana, as flutuações da atividade econômica não são necessariamente desejáveis e a política monetária não é irrelevante para a estabilização (mantendo o produto observado perto do nível potencial). Devido às distorções relacionadas à demora para ocorrer o ajuste de salários e preço, as consequências dos distúrbios reais pode ser ineficiente, e seu grau de ineficiência pode ser atenuado com a resposta da política monetária.

A literatura empírica sobre modelos DSGE para estimar o produto potencial é escassa e as conclusões apresentadas são ainda preliminares refletindo o fato de que a literatura é relativamente nova. Além disso, há questões pendentes relativas a robustez das estimativas do produto potencial com preços flexíveis no que diz respeito às estruturas de modelos alternativos, sistemas de identificação de choque e revisões de dados.

Grande parte da literatura compara estimativas históricas de produto potencial e os res-

pectivos hiatos do produto utilizando modelos DSGE, com medidas mais tradicionais. Há evidências de que as estimativas do produto potencial via modelos DSGE compartilha de alguma semelhança com as medidas convencionais do produto potencial. Por exemplo, no trabalho de Justiniano e Primiceri (2008), os autores estimaram um modelo NK DSGE utilizando dados para os EUA, e descobriram que o produto potencial resultante do modelo era semelhante com o resultado encontrado utilizando o filtro HP ou o estimado pelo *Congressional Budget Office* (CBO). Contudo, outras contribuições relatam que pode haver diferenças significativas entre o produto potencial estimado com modelos DSGE e as estimativas mais tradicionais. Por exemplo, usando modelo DSGE para a Suécia, no trabalho de Adolfson et al. (2011) foi encontrado um produto potencial com preços flexíveis diferente do verificado com o filtro HP. Os autores relataram que, em alguns períodos o hiato do produto com preços flexíveis pode ter sinal diferente do que o hiato do produto estimado com o filtro HP.

Existe também o trabalho de Hirose e Naganuma (2007), que utiliza um modelo DSGE próximo do apresentado por Edge, Kiley e Laforte (2007) para os EUA, neste trabalho, assim como observado no trabalho de Justiniano e Primiceri (2008), o hiato do produto ficou próximo da estimativa realizada com o filtro HP.

Na mesma linha de Hirose e Naganuma (2007), este trabalho utiliza um modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (DSGE) lançando mão de técnicas de estimação Bayesianas para a extração do hiato do produto para o Brasil. Conforme mostrado anteriormente, esta é uma abordagem relativamente nova para o tema e ainda não se tem na literatura nenhum trabalho que analisa o hiato do produto para o Brasil por essa metodologia. O hiato do produto aqui estimado é consistente com um modelo DSGE totalmente especificado, o qual é derivado do problema de otimização das firmas e famílias. Uma vez que a dinâmica macroeconômica neste modelo é regida por parâmetros que não são afetados por mudanças políticas, essa abordagem é projetada para superar a crítica de Lucas et al. (1976) sobre modelos na forma reduzida, que segundo autor sofre pela falta de microfundamentos. Como argumentado em Woodford (2003), uma política monetária ótima irá replicar o equilíbrio de preços flexíveis, que proporciona alocação mais eficiente. Portanto, a partir de uma perspectiva do bem-estar, o hiato do produto correspondente deve ser um indicador útil para a política monetária.

Outra grande vantagem deste tipo de estimação, em comparação com as metodologias atuais, é a possibilidade de decompor o hiato do produto nos choques presentes no modelo. Ou seja, é possível verificar a contribuição de cada choque para os movimentos do hiato do produto. A partir deste método de extração do hiato do produto, é possível ter um ganho no entendimento da flutuação do hiato do produto.

2 ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL

2.1 O MODELO

O modelo estrutural que será utilizado neste trabalho é uma variação do modelo padrão DSGE novo keynesiano, o mesmo do trabalho de Hirose e Naganuma (2007). Sendo este consistente com a otimização do comportamento das famílias e das firmas que estão em um mercado monopolisticamente competitivo com rigidez de preço. Onde as famílias são

proprietárias das firmas e a política monetária segue uma regra de taxa de juro, no caso utiliza-se uma regra de Taylor padrão. Primeiro será desenvolvido o modelo. Com o modelo resolvido, em seguida é apresentado o hiato derivado desta metodologia, assim como sua análise.

2.1.1 Famílias

A família representativa vive infinitamente e sua utilidade deriva de três componentes: consumo de bens C_t , saldos monetários reais $\frac{M_t}{P_t}$ e lazer $1 - N_t$. Foi introduzido a formação de hábito de consumo multiplicativo, como estudado em Fuhrer (2000). As famílias maximizam a seguinte função de utilidade esperada:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i D_{t+i} \left[\frac{1}{1-\tau} \left(\frac{C_{t+i}}{C_{t+i-1}^h} \right)^{1-\tau} + \frac{\mu}{1-b} \left(\frac{M_{t+i}}{P_{t+i}} \right)^{1-b} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \quad (1)$$

Onde D_t é interpretado como um choque na IS ou então um choque na demanda real, e C_{t-1}^h representa o hábito da família representativa com um parâmetro de persistência $0 < h < 1$. O parâmetro $0 < \beta < 1$ representa o fator de desconto, $\frac{1}{\tau} > 0$ indica elasticidade de substituição intertemporal, $b > 0$ e $\eta > 0$ estão associados com as elasticidades de substituição com relação ao consumo, e por fim $\mu > 0$ e $\chi > 0$ são fatores de escala. A família representativa utiliza sua renda em consumo de bens, compra de títulos do governo, e outra parte é retida na forma de saldo real em moeda. Os recursos do período t são alocados em função do seu salário, da quantidade de saldo monetário do período anterior, do rendimento dos títulos adquiridos no período anterior e, por fim, pelo lucro da firma, uma vez que a família também é proprietária da empresa. Dado o índice de preços agregado, a restrição orçamentária fica da seguinte forma:

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \left(\frac{W_t}{P_t} \right) N_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + R_{t-1} \left(\frac{B_{t-1}}{P_t} \right) + \Pi_t \quad (2)$$

Onde B_t são os títulos nominais do governo, remunerados a uma taxa de juros nominal R_t , $\frac{W_t}{P_t}$ é o salário real e Π_t é o lucro real das firmas.

As condições de primeira ordem do problema de otimização da família representativa são:

$$\frac{U_{C,t}^*}{C_t} = \beta R_t E_t \left(\frac{U_{C,t+1}^*}{C_{t+1}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right), \quad (3)$$

$$\frac{D_t \mu (M_t/P_t)^{-b}}{U_{C,t}^*/C_t} h = \frac{R_{t-1}}{R_t}, \quad (4)$$

$$\frac{D_t \chi N_t^\eta}{U_{C,t}^*/C_t} = \frac{W_t}{P_t}. \quad (5)$$

onde

$$U_{C,t}^* = D_t \left(\frac{C_t}{C_{t-1}^h} \right)^{1-\tau} - \beta h E_t \left[D_{t+1} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t^h} \right)^{1-\tau} \right] \quad (6)$$

Realizando a aproximação log-linear das equações (3) e (6) em torno do seu estado estacionário e levando em consideração a condição de equilíbrio, onde $C_t = Y_t$ obtém-se a seguinte equação de Euler:

$$u_{c,t}^* - y_t = E_t u_{c,t+1}^* - E_t y_{t+1} + r_t - E_t \pi_{t+1} \quad (7)$$

com

$$u_{c,t}^* = \frac{(1-\tau)}{(1-\beta h)} [(1+\beta h^2)y_t - h y_{t-1} - \beta h E_t y_{t+1}] + \frac{1}{1-\beta h} d_t - \frac{\beta h}{1-\beta h} E_t d_{t+1}, \quad (8)$$

Onde as letras minúsculas representam o desvio percentual com relação ao estado estacionário. Fazendo a aproximação da equação (5) temos:

$$d_t + \eta n_t - u_{c,t}^* + c_t = w_t - p_t. \quad (9)$$

2.1.2 As Firms

A firma produz o bem final Y_t a partir dos bens intermediários $Y_t(j)$, $j \in [0, 1]$ fabricados por firmas inseridas num contexto de competição monopolística, com a seguinte tecnologia:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{t(j)}^{\frac{\lambda_t - 1}{\lambda_t}} d_j \right]^{\frac{\lambda_t}{\lambda_t - 1}} \quad (10)$$

Onde λ_t é a elasticidade da demanda para cada bem intermediário (note que esse termo

varia no tempo). A maximização de lucros das firmas fica da seguinte forma:

$$\max \Pi_{t(j)} = p_t y_j - \int_0^1 p_{t(j)} y_{t(j)} d_j$$

$$\text{s.a } Y_t = \left[\int_0^1 Y_{t(j)}^{\frac{\lambda_t - 1}{\lambda_t}} d_j \right]^{\frac{\lambda_t}{\lambda_t - 1}}$$

A solução para este problema gera uma demanda padrão para insumos intermediários e um preço agregado:

$$Y_{t(j)} = \left(\frac{P_{t(j)}}{P_t} \right)^{\lambda_t} Y_t \quad (11)$$

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{t(j)}^{1-\lambda_t} d_j \right]^{\frac{1}{1-\lambda_t}} \quad (12)$$

Cada firma monopolista competitiva se depara com uma curva de demanda negativamente inclinada (equação (11)) para o seu produto Y_j . A função de produção é linear com relação ao insumo trabalho $N_{t(j)}$:

$$Y_{t(j)} = A_t N_{t(j)} \quad (13)$$

Onde A_t representa um choque exógeno de produtividade.

O problema de minimização da firma sujeita a função de produção referente à equação (13), é dado por:

$$\min \frac{W_t}{P_t} N_t + \Phi_t (Y_{t(j)} - A_t N_{t(j)}),$$

Onde Φ_t representa o custo marginal real da firma. A condição de primeira ordem nos dá:

$$\Phi_t = \frac{W_t/P_t}{A_t} \quad (14)$$

Conforme Calvo (1983), assume-se que as firmas podem alterar os preços cobrados pelos bens produzidos em um dado período com probabilidade $1 - \omega$. Cada firma j escolhe o preço $P_{t(j)}$ de forma que maximize seu lucro esperado:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i Q_{t,t+1} \left[\frac{P_{t(j)}}{P_{t+1}} Y_{t+i(j)} - \Phi_{t+i} Y_{t+i(j)} \right], \quad (15)$$

Onde $Q_{t,t+i} = \beta^i \frac{U_{C,t+i}^*/C_{t+i}}{U_{C,t}^*/C_t}$ é o fator de desconto estocástico. Sujeito à curva de demanda (11) com a condição de equilíbrio $Y_{t(j)} = C_{t(j)}$, a condição de primeira ordem para cada

firma implica o preço ótimo P_t^* escolhido por todas as firmas que ajustaram preço no período t :

$$\frac{P_t^*}{P_t} = Z_t \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i Q_{t,t+i} Y_{t+i} \Phi_{t+i} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\lambda_t}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i Q_{t,t+i} Y_{t+i} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\lambda_t - 1}} \quad (16)$$

Onde $Z_t = \frac{\lambda_t}{\lambda_t - 1}$ representa o markup. Da equação (12), o preço agregado é dado por:

$$P_t = [\omega P_{t-1}^{1-\lambda_t} + (1-\omega) P_t^{*1-\lambda_t}] \frac{1}{1-\lambda_t}. \quad (17)$$

Realizando uma aproximação linear em torno do estado estacionário de P_t e P_t^* nos dá a curva de Phillips novo Keynesiana:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\omega} \varphi_t + \frac{1-\omega}{\omega} (z_t - \beta\omega E_t z_{t+1}), \quad (18)$$

Onde π_t corresponde à taxa de inflação, $\varphi_t = w_t - p_t - a_t$ é o custo real marginal, e o markup z_t é interpretado como choque de custos das firmas que decidem preços. Todas as variáveis estão expressas em termo do desvio percentual com relação ao estado estacionário.

2.1.3 Equilíbrio com preços flexíveis e o Hiato do Produto

O hiato do produto é definido como o desvio do produto atual com relação a alguma medida de produto potencial, aqui é considerado como produto potencial, o resultado de equilíbrio com preços flexíveis, na ausência de choques de custo. Como argumentado por Woodford (2003), uma política monetária ótima replica uma economia em equilíbrio com preços flexíveis, que pode ser o resultado sob a suposição de que o governo compensa as distorções monopolistas com os subsídios adequados. Assim, o hiato do produto aqui definido, deve ser uma medida bem-estar útil para os planejadores de política monetária. Considere o caso onde todas as firmas ajustam preço em cada período, abstraindo a questão do choque de custos z_t . Considera-se uma situação com preço flexível quando $\omega = 0$, $P_t^* = P_t$ e $Z_t = \bar{Z}$ na equação (16). Então, dada a definição do custo marginal real conforme a equação (14), temos que:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{A_t}{\bar{Z}}. \quad (19)$$

Utilizando essa relação juntamente com a equação (5), que relaciona o salário real com a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer, o equilíbrio com preços flexíveis satisfaz a seguinte equação:

$$\frac{D_t \chi N_t^\eta}{U_{C,t}^* / C_t} = \frac{A_t}{\bar{Z}}. \quad (20)$$

Fazendo a aproximação log-linear em torno do estado estacionário temos que:

$$d_t + \eta n_t^f - u_{c,t}^{*f} + c^f = a_t \quad (21)$$

Onde f significa equilíbrio com preços flexíveis. Da mesma forma, a função de produção correspondente à equação (13) pode ser linearizada, e fica da seguinte forma:

$$y_t^f = n_t^f + a_t \quad (22)$$

Usando as equações (21) e (22), junto com a condição de equilíbrio onde $y_t^f = c_t^f$, temos a seguinte equação do produto no equilíbrio com preços flexíveis:

$$y_t^f = a_t + \frac{1}{1 + \eta} u_{c,t}^{*f} - \frac{1}{1 + \eta} d_t, \quad (23)$$

com

$$u_{c,t}^{*f} = \frac{(1 - \tau)}{(1 - \beta h)} \left[(1 + \beta h^2) y_t^f - h y_{t-1}^f - \beta h E_t y_{t+1}^f \right] + \frac{1}{1 - \beta h} d_t - \frac{\beta h}{1 - \beta h} E_t d_{t+1}. \quad (24)$$

Então, flutuações no produto no equilíbrio com preços flexíveis dependem não somente de alterações na produtividade mas também com choques de demanda (especificamente, choques na preferência). Com isso temos que o hiato do produto é definido como:

$$hiato_t = y_t - y_t^f, \quad (25)$$

No qual mede o desvio percentual do produto com relação ao seu potencial.

2.1.4 Política Monetária

Para fechar o modelo falta somente especificar uma regra de política monetária, esta será uma regra de Taylor padrão, isto é, o banco central ajusta a taxa nominal de juros em resposta ao movimento da inflação e do hiato do produto com relação à sua meta. A versão log-linearizada da regra de política monetária fica da seguinte forma:

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r) \left[\psi_\pi \pi_t + \psi_y (y_t - y_t^f) \right] + \varepsilon_{r,t}, \varepsilon_{r,t} \sim N(0, \sigma_r^2) \quad (26)$$

Onde, $0 < \rho_r < 1$ determina o grau de suavização das taxas de juros, $\psi_\pi > 0$, e $\psi_y > 0$. O termo $\varepsilon_{r,t}$ representa um choque de política exógeno que pode ser interpretado como um componente não sistemático de política monetária.

2.1.5 Processos dos Choques Exógenos e Sistema de Equilíbrio

Como fonte do equilíbrio dinâmico, nós assume-se que os choques de demanda d_t , os choques de custos z_t e os choques de produtividade a_t seguem os seguintes processos auto-regressivos de primeira ordem estacionário:

$$d_t = \rho_d d_{t-1} + \varepsilon_{d,t}, 0 \leq \rho_d < 1, \rho_d \sim N(0, \sigma_d^2) \quad (27)$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}, 0 \leq \rho_z < 1, \rho_z \sim N(0, \sigma_z^2) \quad (28)$$

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_{a,t}, 0 \leq \rho_a < 1, \rho_a \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (29)$$

Agora temos um sistema de equilíbrio geral que consiste nas equações (7), (8), (9), (33), (23) e (24) junto com os choques (27), (28) e (29).

2.2 ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO

Para este trabalho foram utilizadas técnicas de estimação Bayesiana para estimar os parâmetros estruturais em um modelo DSGE totalmente especificado. Com os parâmetros estimados, o sistema é colocado em uma representação de estado-espço para a utilização do algoritmo do Filtro de Kalman.

2.2.1 Dados e Estimação

Para realizar a estimação foi utilizada a taxa de variação trimestral do PIB do Brasil (PIB_t), a taxa de inflação ($IPCA_t$) e a taxa básica de juros Selic ($Selic_t$). Para o cálculo da taxa de crescimento do produto, foi utilizada a série do PIB encadeada a preços de mercado dessazonalizada disponibilizada pelo IBGE. A taxa de inflação trimestral foi calculada a partir da série dessazonalizada do IPCA. Por fim, utilizou-se a taxa de juros Selic efetiva acumulada no trimestre. Todas as séries são trimestrais com a amostra compreendendo desde o primeiro trimestre de 2002 até o terceiro trimestre de 2012. A equação de medida que relaciona as variáveis do modelo com as séries utilizadas fica da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} PIB_t \\ IPCA_t \\ Selic_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma^* \\ \pi^* \\ r^* + \pi^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} s_t$$

Onde γ^* é a taxa de crescimento do estado estacionário, r^* e π^* são as taxas no estado estacionário da taxa de juros real e da inflação, respectivamente.

No presente trabalho, optou-se por estimar todos os parâmetros. A decisão sobre as distribuições *a priori* dos parâmetros seguiu o trabalho de Smets e Wouters (2003) que utilizaram distribuição Beta para os parâmetros que possam assumir valores no intervalo $[0, 1]$, a distribuição Gamma para parâmetros que assumem valores estritamente positivos e a distribuição Inversa Gamma para os desvios padrões dos choques estruturais. Os

valores das médias dos parâmetros *a priori* foram decididos com base nos trabalhos de Hirose e Naganuma (2007), Ornellas e Portugal (2011) e Santos (2011). Segue abaixo a tabela com os parâmetros:

Parâmetros	Densidade	Priori		Posteriori		Suporte
		Média	Desv. Padrão	Média	Int. de Confiança (90%)	
τ	Gamma	1.86	0.15	1.19	[1.09; 1.29]	\mathfrak{R}^+
h	Beta	0.50	0.10	0.84	[0.77; 0.91]	[0, 1)
ω	Beta	0.66	0.05	0.79	[0.76; 0.81]	[0, 1)
r^*	Gamma	1.5	0.25	1.57	[1.11; 2.01]	\mathfrak{R}^+
η	Gamma	2.00	0.25	1.64	[1.29; 1.99]	\mathfrak{R}^+
ψ_π	Gamma	1.50	0.15	1.54	[1.29; 1.78]	\mathfrak{R}^+
ψ_y	Gamma	0.50	0.05	0.52	[0.36; 0.68]	\mathfrak{R}^+
ρ_r	Beta	0.50	0.10	0.64	[0.53; 0.76]	[0, 1)
ρ_d	Beta	0.50	0.15	0.30	[0.16; 0.44]	[0, 1)
ρ_z	Beta	0.50	0.15	0.61	[0.40; 0.82]	[0, 1)
ρ_a	Beta	0.50	0.20	0.84	[0.74; 0.94]	[0, 1)
γ^*	Gamma	0.75	0.51	0.93	[0.88; 0.99]	\mathfrak{R}^+
π^*	Gamma	1.50	0.50	1.55	[1.28; 1.82]	\mathfrak{R}^+
σ_r	Inv. Gamma	0.50	0.14	0.49	[0.29; 0.68]	\mathfrak{R}^+
σ_d	Inv. Gamma	0.50	0.14	0.51	[0.29; 0.69]	\mathfrak{R}^+
σ_z	Inv. Gamma	0.50	0.15	0.49	[0.29; 0.70]	\mathfrak{R}^+
σ_a	Inv. Gamma	0.50	0.14	0.49	[0.29; 0.68]	\mathfrak{R}^+
$\ln\rho(Y^T)$		-212.48				

Tabela 1: Distribuição a priori e posteriori dos parâmetros

O fator de desconto β foi parametrizado em termos do estado estacionário da taxa de juros real r^* e é expresso como $\beta = [\exp(r^*/100)]^{-1}$.

2.3 RESULTADOS

A partir de agora é realizada a análise dos resultados obtidos na estimação do modelo descrito anteriormente. Primeiro foram analisadas as distribuições *a posteriori* dos parâmetros estruturais. Na sequência é examinado o hiato do produto derivado da estimação.

2.3.1 Distribuição à posteriori dos parâmetros estruturais

Na tabela (1) estão as distribuições *a posteriori* dos parâmetros estimados. Pode-se observar que a taxa de juro real do estado estacionário r^* e a taxa de inflação do estado estacionário π^* ficaram bem próximas de suas respectivas médias *a priori*. Em termos anualizados, as médias *a posteriori* representam taxa de inflação de 6,36% e de juros real de 6,43%, e, conseqüentemente, taxa de juro nominal de 13,19%. Estes resultados

não ficaram muito distantes da média destas taxas no período estudado. De 2002 até setembro de 2012, a média da taxa de inflação anual foi de 6,5%, enquanto que a média da taxa Selic para o período foi de 14,3%. O parâmetro ω , conhecido como parâmetro de Calvo, ficou acima da média *a priori*. O valor médio de 0,79 indica que as firmas reajustam preços a cada quatro trimestres aproximadamente.

Vale também dar atenção aos parâmetros da equação de Taylor. Na tabela pode-se verificar que tanto a média *a posteriori* do parâmetro do hiato do produto ψ_y quanto da inflação ψ_π ficaram bem próximas de suas médias *a priori*, as quais foram definidas a partir de Taylor (1993). Por fim tem-se que a média *a posteriori* do parâmetro ρ_r que mostra o peso da taxa de juro do período anterior para determinar a taxa de juro atual ficou acima do valor estipulado inicialmente.

2.3.2 Propagação dos Choques

Antes de examinar o hiato do produto estimado pelo modelo, cabe realizar uma análise do comportamento das variáveis chave em resposta aos choques presentes no modelo. A figura (1) mostra a resposta do produto, produto potencial, inflação e juros em resposta aos choques tecnológicos, política monetária, custo marginal e de demanda.

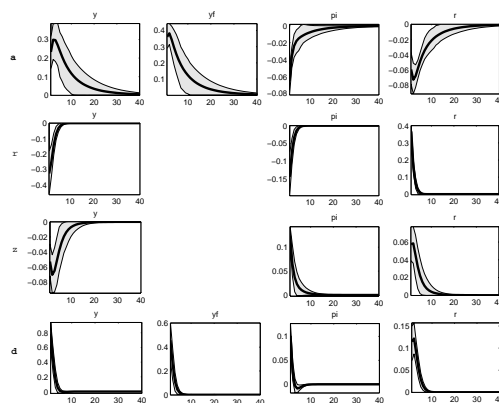


Figura 1: Função Resposta ao Impulso

Na figura (1), cada linha corresponde a um tipo de choque, enquanto as colunas representam as variáveis observadas. Cada gráfico representa a média *a posteriori* e seu respectivo intervalo de confiança da resposta ao impulso a um choque correspondente a um desvio padrão em termos do desvio percentual do estado estacionário. Pode-se verificar que as variáveis do modelo respondem corretamente aos choques.

A tabela (2) relata as decomposições de variância para o crescimento do produto, a inflação, a taxa de juros nominal, e o crescimento do produto potencial. Para compreender a variabilidade do hiato do produto, as decomposições para o produto e o produto potencial são de particular importância. O crescimento do produto é impulsionada por choques de demanda e de produtividade, enquanto os movimentos do produto potencial se

Choque	Média	Choque	Média
Produto (y)		Inflação (π)	
Demanda	0,50	Demanda	0,15
Produtividade	0,36	Produtividade	0,12
Custo	0,01	Custo	0,32
Política Monetária	0,13	Política Monetária	0,41
Taxa de Juro (r)		Produto Potencial (y^f)	
Demanda	0,14	Demanda	0,24
Produtividade	0,11	Produtividade	0,76
Custo	0,05	Custo	0
Política Monetária	0,70	Política Monetária	0

Tabela 2: Decomposição da Variância

devem principalmente à choques de produtividade. Para as duas séries, as contribuições dos choques de custos e política são pequenas. Com base nestas descobertas, juntamente com a observação da análise de resposta de impulso, a análise do hiato do produto está detalhada na próxima subseção.

2.3.3 Hiato do Produto

A figura (2) mostra o hiato do produto estimado a partir do modelo DSGE descrito anteriormente. As partes em cinza do gráfico representam as recessões datadas pela FGV¹. Como pode-se observar, o hiato do produto aqui estimado capta os dois períodos recessivos apontados pela FGV.

Cabe lembrar que o NBER classifica a duração de uma recessão como o período compreendido entre o pico do ciclo e seu vale. Levando isso em consideração, é possível observar que na figura (2), segundo a FGV, a recessão têm início no mesmo período que o hiato do produto se encontra no máximo em ambos os momentos. Porém, existe divergência com relação ao final da recessão vivida em 2002 e 2003. No período, a FGV aponta que o término da crise ocorre dois períodos antes do que o hiato do produto. Existem ainda dois momentos nos quais o hiato do produto se encontra em terreno negativo (de 2005 até 2007 e do terceiro trimestre de 2011 até o final da série) a análise do que ocorreu nesses dois períodos será realizada posteriormente quando for apresentado o hiato do produto decomposto pelos choques presentes no modelo.

Nos trabalhos de Justiniano e Primiceri (2008) e Coenen, Smets e Vetlov (2009) que estimaram o hiato do produto também a partir de um modelo DSGE para os Estados Unidos e União Europeia, respectivamente, o resultado encontrado foi um hiato do produto com alta volatilidade, sendo que no período analisado no trabalho de Coenen, Smets e Vetlov (2009) o hiato poucas vezes ficou negativo, tendo uma média diferente de zero. Contudo, no hiato do produto estimado no presente trabalho pode-se observar que o mesmo não sofre dos problemas relatados anteriormente.

¹Avaliação realizada pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da FGV, cuja última atualização foi realizada em março de 2012

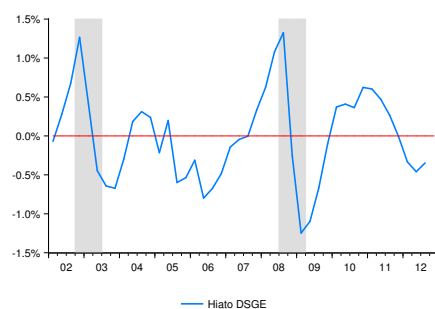


Figura 2: Hiato do Produto derivado do modelo DSGE

Uma das vantagens da estimação do hiato do produto a partir de um modelo DSGE é a possibilidade de poder inferir sobre as forças que agem sobre o hiato do produto e das demais variáveis estruturais. A figura (3) mostra a contribuição de cada choque para os movimentos do hiato do produto. Sendo eps_a , eps_z , eps_r e eps_d , respectivamente, choque tecnológico, de custo, de política monetária e de demanda. Ao analisar o gráfico, verifica-se que o choque de demanda possui o maior peso nos movimentos do hiato do produto. Em ambas as recessões apontadas pela FGV é possível reconhecer que o choque de demanda age, essencialmente, levando o hiato do produto para o campo negativo.

Conforme comentado anteriormente, existem dois momentos em que o hiato do produto fica constantemente negativo, porém a datação da FGV não considera como recessão. No primeiro período o hiato do produto fica negativo a partir do terceiro trimestre de 2005 até o terceiro trimestre de 2007. Este é o intervalo de tempo que o hiato do produto fica sempre abaixo de zero, porém a classificação da recessão, seguindo o NBER, seria do terceiro trimestre de 2004 até o segundo trimestre de 2006.

A figura (3) mostra que no período supracitado, um dos principais fatores para o recuo do hiato do produto foi o choque negativo de política monetária. De fato, em setembro de 2004 o Banco Central iniciou um ciclo de aperto monetário que terminou somente em maio de 2005, neste período a taxa básica de juros Selic passou de 16,00% para 19,75%, aumento de 3,75 pontos percentuais. Como já colocado várias vezes pelo Banco Central², alterações na política monetária possuem efeito defasado na atividade econômica e isto pode ser percebido no figura (3). Sabe-se que o aumento de juros teve incio no final do terceiro trimestre de 2004, a contribuição do choque de política monetária só passou a ser negativo no primeiro trimestre de 2005, uma defasagem de aproximadamente dois trimestres, e perdurou até o terceiro trimestre de 2007. Este aumento da taxa Selic teve como motivação a alta do índice de preços. Em setembro de 2004, mês no qual o Banco Central iniciou o ciclo de aperto monetário, a inflação acumulada em doze meses girava em torno de 7%, sendo que a meta deste mesmo ano foi elevada em duas ocasiões. Esta tentativa de induzir a inflação para patamar mais baixo (a meta de inflação para o ano de 2005 era de 4,5%) teve reflexo na demanda agregada, o PIB que crescera 5,7% em 2004 passou para 3,2% no ano seguinte.

Outro período não abordado pela FGV têm inicio no quarto trimestre de 2010 e vai

²Ver por exemplo o Box do Relatório de Inflação de Junho de 2009 com o título de "A Defasagem da Transmissão da Política Monetária para Preços"

até o final da série disponível. Este período é marcado pela crise em alguns países na União Europeia, como Grécia, Portugal, Espanha e Itália. A crise fez com que estes países reduzissem sua demanda global por produtos. Essa redução teve reflexos para a atividade aqui no Brasil, o que se pode ver na figura (3) é que desde o quarto trimestre de 2011, a contribuição do choque negativo de demanda foi o maior responsável pela queda do hiato do produto para patamares negativos. Note-se que desde setembro de 2011 até outubro de 2012 o Banco Central reduziu a taxa básica de juro Selic em 5,25 pontos percentuais, sendo observado no período contribuição positiva do choque de política monetária. Considerando somente o terceiro trimestre de 2012 é possível ver que apesar da contribuição negativa do choque de demanda permanecer em patamar alto, os choques positivos de produtividade e de política monetária colaboraram para a redução do hiato do produto naquele trimestre. É importante lembrar que um choque positivo de produtividade é responsável para um aumento tanto do produto observado quanto do seu potencial, contudo conforme foi observado na figura (1), o efeito no produto potencial é superior ao do produto observado, logo um choque positivo de produtividade possui um efeito negativo no hiato do produto. Portanto, no último trimestre do ano, verifica-se que a redução da produtividade fez com que o produto potencial caísse mais do que o produto observado, e colaborou para diminuir a diferença entre o produto e seu potencial.

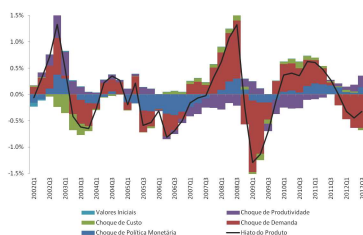


Figura 3: Decomposição dos Choques

3 TESTES DE PREVISÃO

3.1 FUNÇÃO REAÇÃO DO BANCO CENTRAL

Uma vez estimado o hiato do produto via DSGE, o próximo passo é fazer uma comparação com outras metodologias mais tradicionais. Uma possibilidade seria utilizar a função de reação do Banco Central para tentar verificar qual estimativa do hiato do produto faz com que a taxa de juros estimada possua melhor aderência com o que efetivamente ocorreu. Na realidade este exercício serve mais para tentar identificar qual hiato do produto é mais condizente com as decisões do Banco Central referentes à taxa básica de juros do que fazer uma qualificação de qual hiato do produto é melhor. De toda forma este é um exercício válido já que o mesmo pode ajudar a complementar uma vasta literatura existente sobre preferências do Banco Central.

A função de reação ou regra de Taylor utilizada para a estimação foi a seguinte:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1 - \beta_1)(\beta_3 h_t + \beta_2(E\pi_t - \pi_t^*)) + \epsilon_t \quad (30)$$

Onde i_t é a taxa de juros Selic efetiva no mês anualizada, h_t é o hiato do produto, $E\pi_t$ é a expectativa de inflação para o ano e π_t^* é a meta de inflação para o ano. Uma vez que no regime de metas de inflação no Brasil, a meta de inflação para o ano t e $t + 1$ já é conhecido pela autoridade monetária no início do ano t , é compreensível que a política monetária se baseie na meta de inflação para o ano corrente e o seu subsequente. Conforme trabalho de Minella et al. (2003) foi utilizada a variável denominada Dj_t , que representa uma média ponderada do desvio da inflação esperada e sua meta para os ano t e $t + 1$, respectivamente, ou seja:

$$Dj_t = \frac{12 - j}{12}(E_j\pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (31)$$

Onde j é um índice do mês, $E_j\pi_t$ é a expectativa para a inflação do ano t no mês j , $E_j\pi_{t+1}$ é a expectativa de inflação para o ano $t + 1$ no mês j , π_t^* é a meta de inflação para o ano t e π_{t+1}^* é a meta de inflação para o ano $t + 1$. Com isso, a função de reação do Banco Central fica da seguinte forma:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1 - \beta_1)(\beta_3 h_t + \beta_2 Dj_t) + \epsilon_t \quad (32)$$

Os dados utilizados para a estimação foram:

- Taxa de Juros Selic efetiva anualizada - Fonte: Bacen.
- Meta de inflação divulgada pelo Conselho Monetário Nacional - Fonte: Bacen.
- Série de expectativa de inflação (IPCA) para o ano - Fonte: Focus - Bacen.

Os dados são trimestrais. Todas as séries começam no primeiro trimestre de 2002 e terminam no terceiro trimestre de 2012. Para poder avaliar com qual hiato do produto a função de reação do Banco Central possui melhor aderência com a série da taxa de juros Selic efetiva, foi utilizado como critério de escolha o erro quadrático médio (EQM). Para cada série de hiato do produto foi estimada uma equação de Taylor modificando a amostra de 2002T1-2010T1 até 2002T1-2012T3, sendo que para cada estimativa foi realizada a projeção para 4 passos à frente.

Como é possível observar na tabela (3), o modelo que utilizou a tendência linear foi quem obteve o menor EQM no geral, seguido do hiato oriundo do modelo de componentes

Erro Quadrático Médio				
	1 passo	2 passo	3 passo	4 passo
Filtro HP	0,38	0,42	0,52	0,46
DSGE	0,42	0,41	0,49	0,48
Função de Produção	0,29	0,41	0,69	0,87
Tendência Linear	0,27	0,26	0,30	0,23
Função de Produção combinada com HP	0,62	1,01	1,63	1,91
Tendência Quadrática	0,33	0,35	0,44	0,41
Decomposição Beveridge-Nelson	0,52	0,60	0,76	0,76
Modelos de Componentes não Observáveis	0,30	0,29	0,35	0,32

Tabela 3: Erro Quadrático Médio da Equação de Reação do Banco Central

não observáveis. Para a estimação um passo a frente vale destacar que o EQM do hiato do produto estimado com a função de produção ficou próximo do resultado da tendência linear, contudo, quando foram estimados para períodos adicionais percebe-se deterioração do poder preditivo de maneira mais rápida.

Com relação ao hiato do produto estimado via modelo DSGE é possível observar que o mesmo apresentou desempenho intermediário, semelhante ao observado com o hiato do produto calculado com o filtro HP. Já era esperado que o EQM da estimação com o hiato do produto DSGE não fosse o mais baixo, uma vez que o Banco Central, a princípio³, não acompanha esta medida de hiato do produto.

3.2 CURVA DE PHILLIPS

No trabalho de Araujo, Areosa e Guillén (2004), onde, assim como no presente trabalho, o hiato do produto foi estimado por diversas metodologias, as estimativas de hiato do produto foram utilizadas para projetar a inflação de preços livres a partir da curva de Phillips. O resultado encontrado no referido estudo foi de que os modelos com estimativas de hiato do produto advindo de modelos univariados apresentaram desempenho melhor do que os extraídos a partir de modelos de componentes não-observáveis, quando comparados os erros quadráticos médios (EQM).

A curva de phillips foi também utilizada para tentar qualificar as diversas medidas de hiato do produto no trabalho de Proietti, Musso e Westermann (2002). Uma vez que o hiato do produto deve servir como uma medida de pressão inflacionária, este deve melhorar o poder preditivo de modelos que buscam projetar a inflação.

No presente trabalho também será utilizada a curva de phillips para projetar a inflação com os hiatos do produto derivado das diversas metodologias propostas. O intuito aqui é verificar se o hiato estrutural é melhor previsor para a inflação futura. Para o exercício proposto foi utilizada a seguinte curva de phillips:

$$\pi_t^L = \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E_t [\pi_{t+1}] + \beta_3 h_{t-1} + \epsilon_t \quad (33)$$

³Ao contrário dos demais hiatos apresentados neste trabalho, não há registro em documento oficial do Banco Central que afirme que a autoridade monetária observa o hiato do produto estimado desta forma

Onde π_t^L representa a inflação dos preços livres acumulada em 12 meses, π_t é a inflação cheia acumulada em 12 meses, $E_t[\pi_{t+1}]$ é a expectativa de inflação para os próximos 12 meses e h_t representa o hiato do produto.

Os dados utilizados para a estimação foram:

- IPCA - Livres acumulado em 12 meses - Fonte: IBGE.
- IPCA acumulado em 12 meses - Fonte: IBGE.
- Série suavizada da expectativa para os próximos 12 meses do IPCA - Fonte: Focus - Bacen.

Optou-se por utilizar como variável o IPCA-Livres por este apresentar maior sensibilidade às mudanças de política monetária do que o índice cheio que agrega preços administrados. Todos os dados são trimestrais. Assim como foi feito na seção anterior, aqui também será utilizado como balizador o EQM. Da mesma forma, para cada série de hiato do produto foi estimada uma curva de phillips modificando a amostra de 2002T1-2010T1 até 2002T1-2012T3, sendo que para cada estimativa foi realizada a projeção para 4 passos à frente.

	Erro Quadrático Médio			
	1 passo	2 passo	3 passo	4 passo
Filtro HP	0,43	0,44	0,34	0,35
DSGE	0,66	0,48	0,22	0,23
Função de Produção	0,56	0,67	0,66	0,43
Tendência Linear	0,54	0,56	0,26	0,39
Função de Produção combinada com HP	0,47	0,64	0,65	0,47
Tendência Quadrática	0,45	0,74	0,49	0,57
Decomposição Beveridge-Nelson	0,39	0,49	0,39	0,39
Modelos de Componentes não Observáveis	0,43	0,41	0,34	0,45

Tabela 4: Erro Quadrático Médio da Curva de Phillips

Como é possível verificar na tabela (4) aqui não se tem uma estimativa de hiato que se destaca sozinho como melhor previsor para inflação dos preços livres. Situação contrária ao que foi observado com a regra de Taylor quando a estimação com hiato com tendência foi quem apresentou o menor EQM para a projeção tanto de curto como de longo prazo. Para projeção de um passo à frente, quem apresentou melhor desempenho foi a estimação da curva de phillips utilizando o hiato do produto derivado da decomposição de Beveridge-Nelson.

Para as projeções de longo prazo quem obteve o menor EQM foi a estimação utilizando o hiato do produto oriundo do modelo DSGE. Ou seja, o hiato do produto via DSGE é quem agrega mais informação para projetar a inflação de preços livres para três e quatro passos à frente. Estes resultados não encontram suporte no trabalho de Araujo, Areosa

e Guillén (2004), uma vez que, as metodologias para a extração do hiato do produto não foram as mesmas e a amostra utilizada no referido estudo não coincide com o utilizado no presente trabalho.

4 CONCLUSÃO

O hiato do produto aqui estimado conseguiu identificar os períodos de recessão datados pela FGV. Contudo além dos episódios relatados pela FGV, foram identificados mais dois períodos de crise. O primeiro, cujo período vai do terceiro trimestre de 2004 até o segundo trimestre de 2006, seguindo o NBER, foi levado por dois tipos de choques, o de política monetária e o de demanda. O choque negativo de política monetária deveu-se a um ciclo de aumento da taxa básica de juro com a intenção de reduzir a inflação para patamar mais baixo, já que terminara o ano de 2004 em acumulando alta de 7,6%. Este aumento da Selic teve repercussão na demanda agregada, de modo que o crescimento do PIB fosse reduzido em 2,6 pontos percentuais na passagem de 2004 para 2005. O segundo, têm início logo após a crise na europeia, que ocasiona na redução da demanda global e refletiu na atividade econômica no Brasil. A decomposição dos choques mostrou, como era esperado, que o choque negativo de demanda foi o maior responsável pela queda do hiato do produto. Contudo, o ciclo de afrouxamento monetário aliado à queda da produtividade, foram responsáveis pela menor diferença entre o produto atual e o potencial observado no terceiro trimestre de 2012.

Para verificar a robustez do hiato estimado via DSGE, o mesmo foi comparado com outras metodologias mais tradicionais de extração do hiato do produto com o intuito de tentar verificar a validade deste novo método apresentado. Para tanto, foram realizados dois exercícios, o primeiro utilizando uma equação de Taylor e o segundo a regra de Phillips. O primeiro exercício busca entender qual hiato do produto melhor se encaixava aos movimentos observados da taxa Selic, uma tentativa de ver por qual estimativa de hiato o Banco Central possui maior preferência. Neste exercício, a estimativa feita a partir da tendência linear foi quem apresentou o melhor desempenho, e com o hiato do produto via DSGE notando-se não ser adequado para este tipo de previsão. Este resultado para o hiato do produto via DSGE já era esperado, uma vez que o Banco Central, a princípio, não acompanha esta medida de hiato do produto. O segundo exercício tenta verificar qual método de estimação do hiato do produto prevê melhor a inflação de preços livres à partir da curva de Phillips. Neste caso, não houve uma estimativa que se destacou sozinha. O que se viu foi que para prever a inflação um passo à frente o hiato do produto derivado da decomposição de Beveridge-Nelson foi quem teve o melhor desempenho. Para as projeções de longo prazo quem obteve o menor EQM foi a estimação utilizando o hiato do produto oriundo do modelo DSGE. Ou seja, o hiato do produto via DSGE é quem agrega mais informação para projetar a inflação de preços livres para três e quatro passos à frente. Resultados não suportados por Araujo, Areosa e Guillén (2004).

Este trabalho mostrou que o hiato do produto via modelo DSGE pode ser uma ferramenta adicional para a condução da política monetária. Devido ao método empregado para a estimação do hiato do produto, pode-se aprender mais sobre o papel dos choques nos movimentos do hiato do produto, assim como melhor identificar alguns choques, como o de preço das commodities. Além disso, o hiato do produto se mostrou bom previsor

da inflação futura, indicando que o mesmo consegue identificar melhor futuras pressões inflacionárias.

Referências

- ADOLFSON, M. et al. Optimal monetary policy in an operational medium-sized dsge model. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 43, n. 7, p. 1287–1331, 2011.
- APEL, M.; JANSSON, P. A theory-consistent system approach for estimating potential output and the nairu. *Economics letters*, Elsevier, v. 64, n. 3, p. 271–275, 1999.
- ARAÚJO, C.; AREOSA, M.; GUILLÉN, O. Estimating potential output and the output gap for brazil. In: ANPEC-ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓSGRADUAÇÃO EM ECONOMIA [BRAZILIAN ASSOCIATION OF GRADUATE PROGRAMS IN ECONOMICS]. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 32th Brazilian Economics Meeting]*. [S.l.], 2004.
- AREOSA, M. Combining hodrick-prescott filtering with a production function approach to estimate output gap. *Rio de Janeiro: Banco Central do Brasil*, 2004.
- BOGDANSKI, J. et al. Implementing inflation targeting in brazil. *Banco Central do Brasil Working Paper No. 1*, 2000.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CLARK, P. Trend reversion in real output and unemployment. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 40, n. 1, p. 15–32, 1989.
- COENEN, G.; SMETS, F.; VETLOV, I. Estimation of the euro area output gap using the nawm. 2009.
- EDGE, R.; KILEY, M.; LAFORTE, J. Natural rate measures in an estimated dsge model of the us economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 32, n. 8, p. 2512–2535, 2007.
- HARVEY, A.; JAEGER, A. Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 8, n. 3, p. 231–247, 1993.
- HIROSE, Y.; NAGANUMA, S. Structural estimation of the output gap: A bayesian dsge approach for the us economy. *Bank of Japan, Working Paper*, 2007.
- HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Postwar us business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, JSTOR, p. 1–16, 1997.
- JUSTINIANO, A.; PRIMICERI, G. Potential and natural output. *Manuscript, Northwestern University*, 2008.

- KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1345–1370, 1982.
- LAXTON, D. et al. A simple multivariate filter for the measurement of potential output. Bank of Canada, 1992.
- LUCAS, R. et al. Econometric policy evaluation: a critique. In: *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. [S.l.: s.n.], 1976. v. 1, n. 1, p. 19–46.
- MINELLA, A. et al. Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003.
- ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M. Fiscal and monetary interaction in brazil. *XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria, 2011, Foz do Iguaçu. Anais do XXXIII Encontro Brasileiro de Econometria*. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria (SBE), 2011.
- PROIETTI, T.; MUSSO, A.; WESTERMANN, T. *Estimating potential output and the output gap for the euro area: a model-based production function approach*. [S.l.]: European University Institute, 2002.
- RÜNSTLER, G.; EUROPEO, B. C. The information content of real-time output gap estimates: an application to the euro area. European Central Bank, 2002.
- SANTOS, F. Ensaio sobre macroeconometria bayesiana aplicada. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade . Programa de Pós-Graduação em Economia., 2011.
- SCOTT, A. A multivariate unobserved components model of cyclical activity. 2003.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, Wiley Online Library, v. 1, n. 5, p. 1123–1175, 2003.
- TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. v. 39, p. 195–214, 1993.
- WOODFORD, M. *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. [S.l.]: Princeton Univ Pr, 2003.