

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

LEANDRO PADULLA DA CRUZ OLIVEIRA

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

PORTO ALEGRE

2013

LEANDRO PADULLA DA CRUZ OLIVEIRA

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

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

PORTO ALEGRE

2013

CIP - Catalogação na Publicação

Oliveira, Leandro Padulla da Cruz
ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL DO HIATO DO PRODUTO: UMA
ANÁLISE PARA O BRASIL / Leandro Padulla da Cruz
Oliveira. -- 2013.
67 f.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.
Coorientador: Marcelo Savino Portugal.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2013.

1. Hiato do Produto. 2. Produto Potencial. 3.
DSGE. 4. Estimação Bayesiana. I. Portugal, Marcelo
Savino, orient. II. Portugal, Marcelo Savino,
coorient. III. Título.

LEANDRO PADULLA DA CRUZ OLIVEIRA
ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL DO HIATO DO PRODUTO:
UMA ANÁLISE PARA O BRASIL

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Aprovada em: Porto Alegre, 24 de Junho de 2013.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal - Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Ronald Hillbrecht
UFRGS

Dr. Marcelo Kfoury Muinhos
Citibank

Dr. Fernando Genta dos Santos
MCM Consultores Associados

Aos meus pais e à minha esposa

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer à minha família, pelo incentivo e total apoio em todos os momentos. À minha esposa Aline, por estar sempre ao meu lado.

Aos professores do PPGE/UFRGS, pela convivência e aprendizado. Em especial, ao Prof. Marcelo Portugal, pela oportunidade de trabalharmos juntos e confiança na minha capacidade de desenvolver este projeto.

Aos meus colegas de curso, pelo ótimo ambiente de convívio, a ponto de me fazer sentir em casa o período que estive em Porto Alegre. Em especial ao Bernardo Keisermen, Bernardo Kramer, Diego, Eduardo, Fernando, Gabriel, Ianes e Tiago.

Ao Fernando Genta dos Santos, pelas ótimas sugestões além da colaboração técnica quando iniciei a utilizar o dynare.

Aos amigos de São Paulo, em especial ao Rafael Ferreira Neves, grande companheiro desde a preparação para o exame da Anpec, sempre presente nas jornadas de trabalho na madrugada.

Às meninas da secretaria, em especial à Iara e Rachel, pela atenção incondicional.

**Science is facts; just as houses are made of stones,
so is science made of facts;
but a pile of stones is not a house and
a collection of facts is not necessarily science.**

(Henri Poincaré)

RESUMO

O presente trabalho estima o hiato do produto para o Brasil através das principais metodologias estudadas na literatura e apresenta uma forma alternativa de extração do mesmo, ainda não realizada para o caso brasileiro. Esta abordagem 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. Ainda com relação à decomposição dos choques, foi possível identificar que os choques nos preços das commodities podem ser entendidos como choques de demanda e não de oferta. 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

ABSTRACT

This paper estimates the output gap to Brazil through the main methodologies studied in the literature and presents an alternative way, not yet realized for the Brazilian case. This approach estimates the output gap using a standard dynamic stochastic general equilibrium (DSGE). The output gap via DSGE model presented was able to identify recessions dated by FGV. However, were identified over two periods of crisis. This approach has some advantages such as the possibility of decompose the output gap estimated with the shocks presents in the model. From the decomposition of shock was observed the largest contribution to the variation in the output gap is given by the demand shocks. Also with respect to the decomposition of shocks, we found that the shocks in commodity prices can be understood as demand shocks rather than supply. It was found that the output gap estimated by a DSGE model has better predictive power for inflation of free prices of long-term, when compared to other methodologies presented. Thus, the output gap via DSGE model can be an additional tool for conducting monetary policy.

Keywords: Output Gap. Potential Output. DSGE. Bayesian Estimation

LISTA DE FIGURAS

1	Hiato do Produto - Tendência Linear	21
2	Hiato do Produto - Tendência Quadrática	22
3	Tendência Linear e Quadrática	22
4	Hiato do Produto - Filtro HP	24
5	HP, Tend. Quad. e a Tend. Linear	24
6	Hiato do Produto - Beveridge-Nelson	26
7	Filtro HP e Decomp. BN	26
8	Hiato do Produto - Função de Produção	31
9	Filtro HP, BN e FP	31
10	Comp. N. Observáveis	33
11	HP, BN, e Comp. N. Observáveis	33
12	Hiato do Produto - Função de Produção Combinado com filtro HP	36
13	Funções de Produção, Função de Produção comb. com filtro HP, HP e BN	36
14	Função Resposta ao Impulso	48
15	Hiato do Produto derivado do modelo DSGE	50
16	Decomposição dos Choques	52
17	Decomposição dos Choques	53

LISTA DE TABELAS

1	Distribuição a priori e posteriori dos parâmetros	46
2	Decomposição da Variância	49
3	Erro Quadrático Médio da Equação de Reação do Banco Central	56
4	Erro Quadrático Médio da Curva de Phillips	59

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	METODOLOGIAS USUAIS DE CÁLCULO DO HIATO DO PRODUTO . . .	19
2.1	TENDÊNCIA LINEAR (TL)	19
2.2	TENDÊNCIA QUADRÁTICA (TQ)	21
2.3	FILTRO HODRICK-PRESCOTT (HP)	22
2.4	DECOMPOSIÇÃO BEVERIDGE-NELSON (BN)	24
2.5	FUNÇÃO DE PRODUÇÃO	26
2.6	MODELO DE COMPONENTES NÃO OBSERVÁVEIS	31
2.7	FUNÇÃO DE PRODUÇÃO COMBINADA COM FILTRO HP	33
3	ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL	37
3.1	O MODELO	37
3.1.1	Famílias	37
3.1.2	As Firms	39
3.1.3	Equilíbrio com preços flexíveis e o Hiato do Produto	41
3.1.4	Política Monetária	43
3.1.5	Processos dos Choques Exógenos e Sistema de Equilíbrio	43
3.2	ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO	44
3.2.1	Metodologia da Estimação Bayesiana	44
3.2.2	Dados e Estimação	45
3.3	RESULTADOS	46
3.3.1	Distribuição à posteriori dos parâmetros estruturais	47
3.3.2	Propagação dos Choques	47
3.3.3	Hiato do Produto	49
4	TESTES DE PREVISÃO	55
4.1	FUNÇÃO REAÇÃO DO BANCO CENTRAL	55
4.2	CURVA DE PHILLIPS	57
5	CONCLUSÃO	60
	REFERÊNCIAS	63

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 produto potencial, assim como o hiato do produto e a taxa natural de desemprego passaram a ganhar grande atenção por parte dos Bancos Centrais. A questão é que o produto potencial, assim como o hiato do produto e a taxa natural de desemprego são variáveis não observáveis, deste modo se faz necessária a sua estimação. O hiato do produto é um conceito que surge da diferença entre o produto efetivo e o produto potencial. O mesmo, mede a capacidade ociosa da economia, assim, é fundamental para avaliar o impacto da política monetária na inflação. Podemos enxergar o hiato do produto como um indicador sintético de excesso de demanda ou oferta associado às pressões inflacionárias ou deflacionárias de curto prazo.

Uma das maneiras do Banco Central agir de modo a manter a inflação dentro de sua meta é via taxa de juros, sendo que esta afeta a inflação via demanda agregada (existem outros canais). Como a capacidade produtiva da economia, o produto potencial, é pouco afetado pela política monetária no curto prazo, alterações na taxa de juros terão impacto sobre o hiato do produto. Portanto, é muito importante do ponto de vista do formulador de políticas monetárias, possuir uma estimativa precisa do hiato do produto.

Existem várias definições de produto potencial que vêm sendo propostas e usadas na literatura, dependendo do objetivo do investigador. Do ponto de vista macroeconômico o trabalho mais

influyente é de Okun (1962), que definiu o produto potencial como sendo a quantidade máxima de produto que a economia pode produzir sobre a condição de pleno emprego, especificando que a meta do pleno emprego deve ser entendida como o esforço para produção máxima que não gera pressões inflacionárias. Esta qualificação, muitas vezes também equivalentemente enquadrada em termos de um nível "sustentável" da produção deu um sentido econômico para sua definição, diferenciando-se de um conceito da engenharia pura onde se tem a produção máxima dado um determinado conjunto de insumos. A definição de Okun (1962) ainda é referência como o principal conceito para os formuladores de políticas econômicas, incluindo os bancos centrais. Posteriormente foram feitos refinamentos da definição mencionada acima salientando aspectos alternativos, que vão desde a intensidade de uso de mão-de-obra e capital para a ligação explícita com o mercado de trabalho e, em particular com a taxa natural de desemprego, mas eles são globalmente equivalente.

As abordagens para estimar o produto potencial podem ser diferenciadas de acordo a metodologia utilizada, o qual é dividido entre os métodos com componentes observáveis e não observáveis. Dentre os métodos com componentes observáveis destaca-se a decomposição de Beveridge e Nelson (1981) e os modelos estruturais com vetor autorregressivo (VAR). A decomposição de Beveridge-Nelson multivariada foi utilizada por Evans (1989) para estimar o produto potencial e o componente de ciclo do PIB real dos EUA utilizando um modelo VAR bivariado para as mudanças do PIB e taxa de desemprego. O mesmo sistema foi considerado por Blanchard e Quah (1990), que propôs uma decomposição baseado em um modelo bivariado, onde choques estruturais de oferta e de demanda são identificados assumindo que os primeiros têm impacto permanente sobre a produção, enquanto o segundo só pode ter um efeito temporário. Em particular, são presumidos dois tipos de distúrbios estruturais (não correlacionados) que possivelmente afetam as duas séries temporais, o logaritmo do PIB e a taxa de desemprego.

No trabalho de Astley e Yates (2000), os autores utilizam um modelo VAR estrutural para estimar o hiato do produto do Reino Unido a partir de um sistema com cinco variáveis, composto pela diferença do logaritmo do preço do petróleo, o índice de preços no varejo, o PIB real, taxa de desemprego e a taxa de utilização de capacidade. Utilizando a mesma abordagem, St-Amant et al. (1997) estimaram o hiato do produto para economia canadense.

Outro método muito utilizado 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.

Os modelos de componentes não observáveis 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.

Kuttner (1994) propôs um método para estimar o produto potencial e o hiato do produto baseado em um modelo bivariado dos EUA com o PIB real e o índice de preços ao consumidor (CPI), neste trabalho o autor combina o modelo univariado apresentado por Watson (1986) com uma relação do tipo curva de Phillips que liga o hiato do produto às mudanças na inflação. No trabalho de Gerlach e Smets (1999), o foco também foi um modelo bivariado com o PIB e inflação, mas a equação que resulta o hiato do produto assume a forma de uma equação de demanda agregada com a taxa de juros reais defasada como variável explicativa.

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 *pena-*

lised least squares, critério sobre o qual o filtro HP é baseado, de forma a incorporar importante 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.

As medidas de produto potencial e conseqüentemente hiato do produto mostradas anteriormente que dependem de filtros estatísticos (ex. Filtro HP) possuem a vantagem de ser simples, porém uma possível desvantagem é a falta de teoria econômica para embasar o método. Como tal, é difícil, se não impossível, proporcionar uma interpretação estrutural para os resultados. As demais abordagens, como por exemplo a função de produção o qual possui uma perspectiva de equilíbrio parcial e calcula a relação entre fatores de produção e a quantidade máxima de produto, faz com que o método deixe de ser puramente estatístico e passa a ter um sentido econômico. A análise da contribuição de cada fator individual para a produção potencial fornece uma percepção mais profunda sobre as causas estruturais das mudanças no produto potencial. Apesar das diferenças entre os métodos puramente estatísticos e os baseados em modelos estruturais, estes possuem em comum o fato de possuir um alto grau de incerteza em torno estimativas pontuais de produto potencial decorrente da incerteza quanto ao modelo e com relação às revisões em tempo real, esse ponto é enfatizado na literatura apresentada até o momento. Com relação à avaliação desses métodos de estimação, Orphanides e Norden (1999) examinaram a confiabilidade dos métodos para a obtenção do produto potencial, com especial atenção para a precisão das estimativas em tempo real. Neste trabalho, os autores demonstraram que revisões ex-post do hiato do produto são da mesma ordem de grandeza que o hiato do produto em si, e que essas revisões são altamente persistentes, além de que as estimativas em tempo real tendem a ser severamente tendenciosas em torno dos *turning point* dos ciclos de negócios.

O aumento da relevância da estimação dessas variáveis não observadas pode ser evidenciado pela quantidade de trabalhos publicados sobre o tema. Vale a pena destacar aqui o trabalho de St-Amant et al. (1997) que estimaram o produto potencial e o hiato do produto por diversas metodologias para a economia do Canadá. Enquanto Cerra e Saxena (2000) desenvolveram um trabalho semelhante para a Suécia.

Após a implementação das metas de inflação para o Brasil, começaram a surgir trabalhos na tentativa de aprimorar as técnicas para a estimação do produto potencial e, por consequência, o hiato do produto. Este esforço pode ser destacado nos trabalhos de SILVA (2001), Araujo et al. (2004), Areosa (2004) e Barroso (2008).

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 clás-

sica, 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.

Voltando à discussão da definição de produto potencial, na literatura que tratam de modelos DSGE encontramos duas maneiras distintas de tratar o produto potencial. Woodford (2003) argumenta que no caso dos modelos DSGE com capital físico, o produto potencial é o produto de equilíbrio com preços flexíveis, que depende não só dos choques exógenos presentes e futuros, mas também sobre o atual estoque de capital numa economia com rigidez de preço. Com isso, esta noção de produto potencial fica em função das decisões de política monetária passadas.

Alternativamente, no trabalho de Neiss e Nelson (2003), os autores definem o produto potencial como o produto de equilíbrio que se mantém não somente com os preços flexíveis hoje e no futuro, mas como se o preço fosse flexível no passado também. Esta definição difere da anterior quando tratamos do estoque de capital, nesta definição não importa o estoque de capital existente, mas sim aquele que existiria caso os preços sempre fossem flexíveis.

De acordo com Woodford (2003), a sua definição possui maior relação com a determinação do equilíbrio em uma economia onde existe rigidez de preço, como o estoque de capital atual (com rigidez de preços) e os seus efeitos na capacidade produtiva da economia são relevantes para definir o produto potencial e, portanto, para a concepção de uma política monetária ótima.

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.

Uma grande parte da literatura compara estimativas históricas de produto potencial e os respectivos 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 et al. (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 microfundaamentos. 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.

A estratégia de estimação Bayesiana ajuda a estimar o modelo DSGE com restrições nas equa-

ções, e lidar bem com os problemas de má especificação e identificação. No presente trabalho, o produto potencial é extraído usando um algoritmo do filtro de Kalman, tendo em conta as distribuições *a posteriori* dos parâmetros estruturais. O modelo totalmente especificado DSGE incorporado com dados permite-nos compreender a variabilidade do hiato do produto, não só estruturalmente, mas também historicamente.

Outra 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.

O trabalho está dividido em três partes, a primeira parte apresenta as principais técnicas de extração do hiato do produto, e faz uma comparação entre elas. A segunda trata de apresentar o hiato do produto estimado via DSGE, além de fazer a análise do hiato do produto a partir da decomposição dos choques extraídos do modelo. Por fim, são realizados dois exercícios, o primeiro utilizando uma equação de Taylor e um segundo com a curva de Phillips, a intenção aqui é verificar quão robusta é a estimação do hiato do produto via DGSE quando confrontada com as demais metodologias apresentadas anteriormente.

2 METODOLOGIAS USUAIS DE CÁLCULO DO HIATO DO PRODUTO

Existem, basicamente, duas linhas metodológicas para o cálculo do hiato do produto: estimação pelas relações estruturais e por filtros estatísticos. O primeiro se concentra em buscar na teoria econômica a base para o entendimento dos efeitos estruturais e cíclicos do produto. Já o segundo busca separar a série temporal em componentes permanentes e cíclicos através de métodos puramente estatísticos. Neste capítulo serão apresentadas as diferentes metodologias para a estimação do hiato do produto e a comparação entre os métodos através de gráficos, nessas figuras, os períodos marcados representam a datação de recessões feita FGV. As técnicas utilizadas para estimar o hiato do produto neste trabalho foram as seguintes:

1. Tendência Linear
2. Tendência Quadrática
3. Filtro Hodrick-Prescott (HP)
4. Decomposição Beveridge-Nelson
5. Função de Produção
6. Modelo de Componentes Não Observáveis
7. Função de Produção Combinada com Filtro Hodrick-Prescott

2.1 TENDÊNCIA LINEAR (TL)

Este método consiste em assumir que a tendência de crescimento do produto é bem aproximada por uma tendência determinística linear em função do tempo. Este é um dos métodos mais simples presentes na literatura, onde se assume que o produto pode ser decomposto em um componente cíclico e uma função linear em função do tempo. Ou seja, o componente de tendência do produto cresce à uma taxa constante no tempo. Para isso é feita uma regressão linear do logaritmo do PIB (y_t), uma constante (α) e um termo de tendência t :

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

onde β é o parâmetro estimado e ε_t é o termo de erro da regressão. Note que o termo β expressa a taxa de crescimento do produto potencial. O crescimento do produto potencial seria:

$$\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}t \quad (2.2)$$

Na equação (2.2) temos os parâmetros estimados de y , α e β . Com isso, temos o produto potencial. Para chegar no hiato do produto, basta subtrair o produto efetivo do potencial:

$$h_t = y_t - \hat{y}_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}t) = \varepsilon_t \quad (2.3)$$

A equação (2.3) nos mostra que o hiato do produto é simplesmente o termo de erro da equação de regressão.

Para o cálculo do hiato do produto para o Brasil, foi utilizado o logaritmo da série do PIB a preços de mercado dessazonalizado¹ a partir do primeiro trimestre de 2002.

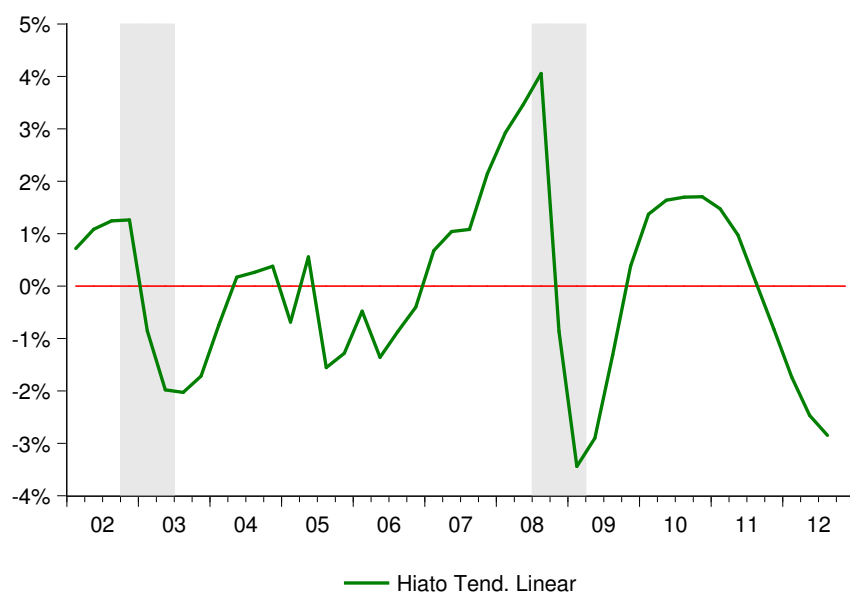
As barras em cinza indicam os períodos de recessão datados pela FGV, e servem para auxiliar a melhorar a leitura do hiato, uma vez que o esperado é que o início e o fim das recessões fiquem entre os picos e vales, respectivamente, do hiato do produto.

A principal crítica com relação a esse tipo de estimação é a existência de vários fatores que podem influenciar o produto potencial, como o crescimento da população, da produtividade e do estoque de capital. Isso dificulta a defesa de que o crescimento dessas variáveis são de tal sorte que geram uma taxa de crescimento do produto potencial constante ao longo do tempo², ou seja, nessa metodologia não levamos em consideração os choques de oferta no produto. O que ocorre é que, na maioria dos casos, o logaritmo do produto não é estacionário, com isso, temos que o nosso termo de erro da regressão poderá conter parte do valor que deveria ser computado na tendência. Outro problema encontrado é que o hiato do produto possui grande sensibilidade com relação à escolha do início da amostra. Este tipo de estimação do produto potencial teve grande apelo na década de 60 e início dos anos 70, período no qual houve crescimento do pro-

¹Fonte:IBGE

²Uma maneira de tentar atenuar esse problema seria fazer as equações de regressão com subamostras da série, mas mesmo assim teríamos problema em decidir qual o período ideal para o corte na série.

Figura 1: Hiato do Produto - Tendência Linear



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

duto elevado e inflação estável o que permitia que os pesquisadores ignorassem a ligação entre hiato do produto e inflação que seria identificada por Okun (1962). [Laxton et al. (1992)]

Os choques do petróleo ocorridos na década de 70 que resultaram em aceleração da inflação, baixo crescimento econômico e redução da taxa de crescimento da produtividade total dos fatores (PTF), fizeram com que os pesquisadores começassem a levar em consideração o "lado da oferta", além da relação entre desemprego, inflação e nível da atividade, dando início ao debate sobre outros tipos de metodologia para estimar o hiato do produto.

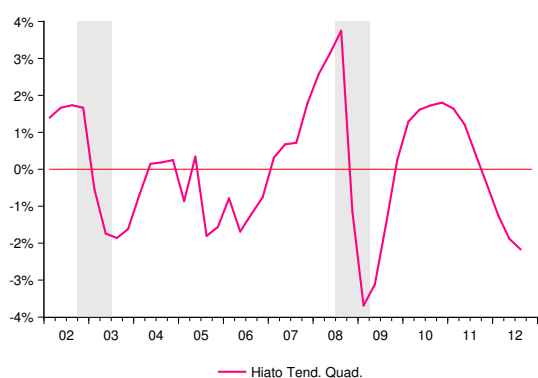
2.2 TENDÊNCIA QUADRÁTICA (TQ)

Esta metodologia é muito parecida com a descrita na seção anterior, a diferença entre as duas fica por conta da definição da tendência, agora o produto potencial segue uma função quadrática no tempo. Com isso temos que:

$$y_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

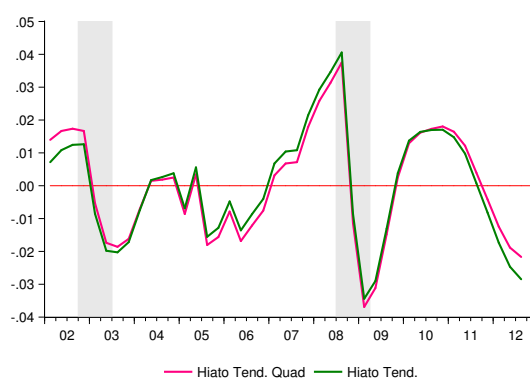
Como é possível observar, a equação (2.4) difere-se da equação (2.1) por possuir a tendência elevada ao quadrado. O procedimento de estimação do hiato do produto segue o mesmo do apresentado na estimação com a tendência linear. Segue-se o hiato do produto calculado a partir de uma tendência quadrática e a sua comparação com a estimativa com a tendência linear.

Figura 2: Hiato do Produto - Tendência Quadrática



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Figura 3: Tendência Linear e Quadrática



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Como é possível observar na figura (3), o hiato do produto gerado pela tendência quadrática é muito próximo do observado com a tendência linear. Apesar da "sofisticação" da estimação da tendência (produto potencial) este tipo de metodologia ainda sofre muitas das críticas colocadas ao modelo com tendência linear.

2.3 FILTRO HODRICK-PRESCOTT (HP)

Outro método de decomposição do produto em uma tendência e um componente estacionário foi desenvolvido por Hodrick e Prescott (1997). Neste trabalho, eles propuseram como representação de uma série temporal, a soma de um componente de tendência que varia suavemente no tempo e um componente cíclico. Com isso temos que:

$$y_t = g_t + c_t \text{ para } t=1,2,\dots,T.$$

A medida de suavização da tendência g_t corresponde à soma da segunda diferença ao quadrado. O componente cíclico c_t são os desvios em relação a g_t , cuja média é próxima de zero no longo prazo. Essas considerações para a determinação dos componentes do crescimento leva para o seguinte problema de otimização dinâmica:

$$\min_{\{g_t\}_{t=0}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\} \quad (2.5)$$

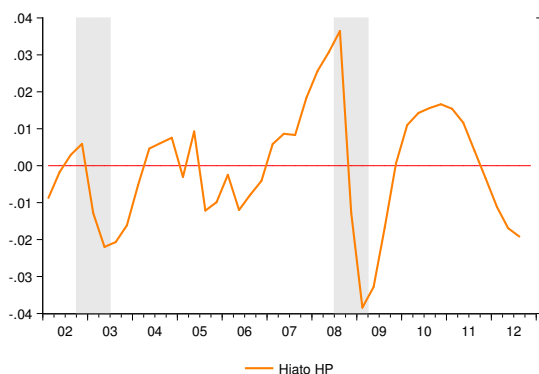
Onde $c_t = y_t - g_t$. O parâmetro λ é um número positivo que penaliza a variabilidade do componente de tendência da série. Ou seja, quanto maior o valor de λ mais suave será a série. Quando este valor for suficientemente grande, a solução do problema de minimização é simplesmente uma equação linear como vimos na seção anterior. Como foi observado por Laxton et al. (1992), ao modificar o valor do λ nos seus extremos, é possível inferir certo apelo econômico. Dependendo do valor do λ , distingue-se entre modelos Keynesianos e de ciclos reais. Assim, ao escolher um alto valor, é imposta a visão de que os choques de demanda são determinísticos e que as variações no produto dependem essencialmente destes choques. Escolher um λ pequeno impõe a visão de que a maior parte das variações no produto são acompanhadas de mudanças no produto potencial, ou seja, alterações no produto efetivo dependem principalmente de choques de oferta. Contudo, não existe um valor certo para esse parâmetro, Hodrick e Prescott (1997) sugeriram valores de λ dependendo da frequência dos dados. Para série mensal $\lambda = 400$, $\lambda = 1600$ para série trimestral e $\lambda = 6400$ para série anual. A maioria dos estudos que utilizam o filtro HP acabam por optar por esse valores.

Para o cálculo do produto potencial para o Brasil a partir do filtro HP, foi utilizada a série trimestral dessazonalizada do PIB a preços de mercado desde 2002³. Passado o filtro HP no logaritmo do PIB, é obtido o produto potencial, e, por consequência, o hiato do produto.

Como pode ser observado na figura (5), o hiato do produto extraído a partir da tendência linear e tendência quadrática ficaram bem próximos do encontrado a partir do filtro HP. Uma vantagem desse método de estimação com relação à tendência linear e quadrática é que este consegue captar mudanças do produto potencial. Apesar dessa melhora com relação aos hiatos observados até o momento, o filtro HP possui vários pontos fracos. Como problema do filtro HP, pode-se começar pelo λ , cujo valor é decidido arbitrariamente. Assim como o método de tendência linear, este tipo de decomposição leva em conta somente critérios estatísticos sem

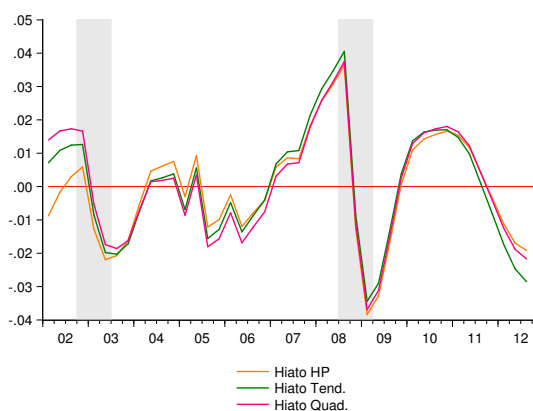
³Mesma série utilizada para o cálculo do hiato do produto com a tendência linear

Figura 4: Hiato do Produto - Filtro HP



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Figura 5: HP, Tend. Quad. e a Tend. Linear



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

possuir fundamento econômico na sua realização. O filtro HP pode gerar crescimento negativo do PIB potencial se as últimas observações da série forem de um período de recessão econômica, o que é um resultado não intuitivo. Também existe a imposição que a soma dos hiatos em toda a série seja próxima de zero⁴, fato este que não possui nenhuma justificativa teórica. Por fim, temos o viés de final de amostra, conhecido também como "efeito borda". Os valores encontrados pelo filtro HP no final da amostra sofrem grande influência quando incluímos novos dados na série⁵. Este problema, em particular, pode ser considerado grave, uma vez que o planejador de política econômica no momento de tomar uma decisão, pode estar olhando um resultado subestimado (ou superestimado) de hiato, o que poderia levar a um erro na condução da política econômica.

2.4 DECOMPOSIÇÃO BEVERIDGE-NELSON (BN)

A decomposição de Beveridge e Nelson (1981) pressupõe que qualquer série econômica não estacionária pode ser decomposta em duas parcelas aditivas: uma "permanente" e outra "transitória". A diferença entre a tendência e o valor efetivo da série é considerada como componente cíclico da série. Este último componente é representado por um processo autorregressivo estacionário negativamente correlacionado com a tendência.

⁴Como foi definido anteriormente, $c_t = y_t - gt$ com a soma de c_t indo para zero no longo prazo

⁵Uma forma de tentar reduzir a variação do resultado na ponta da série seria incluir projeções alguns períodos à frente de modo que minimiza o chamado "efeito borda"

Considere um modelo ARMA(p,q) para as mudanças no produto:

$$\phi(L)\Delta y_t = c + \theta(L)\varepsilon_t \quad (2.6)$$

$$\phi(L) = 1 - \phi_1(L) - \phi_2(L)^2 - \dots - \phi_p(L)^p \quad (2.7)$$

$$\theta(L) = 1 + \theta_1(L) + \theta_2(L)^2 + \dots + \theta_p(L)^p \quad (2.8)$$

com $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$, $|\phi| < 1$ e $|\theta| < 1$. O modelo ARMA pode ser reescrito (segundo a representação de Wold) na forma de um MA e fica da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \mu + \Psi(L)\varepsilon_t \quad (2.9)$$

onde $\Psi(L) = \phi(L)^{-1}\theta(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j L^j$

A decomposição de Beveridge-Nelson é dada por:

$$y_t = y_0 + \delta t + \Psi(1) \sum_{j=1}^t \varepsilon_j + \tilde{\varepsilon}_t \quad (2.10)$$

onde $\tilde{\varepsilon}_t = \Psi(L)\varepsilon_t$, $\Psi(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k L^k$, $\psi_k = - \sum_{j=k+1}^{\infty} \psi_j$,

$TD_t = y_0 + \delta t =$ tendência determinística,

$TS_t = \sum_{j=1}^t \varepsilon_j =$ tendência estocástica,

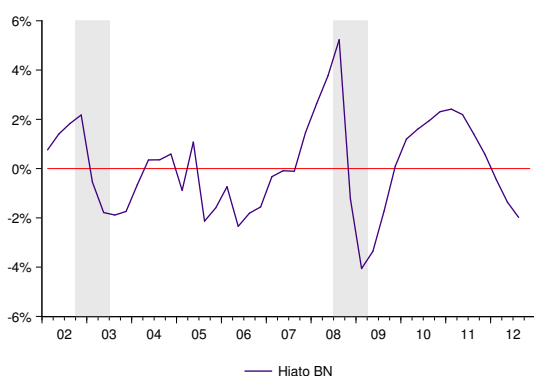
e $C_t = \tilde{\varepsilon}_t =$ componente cíclico

Para realizar a decomposição de BN demonstrada anteriormente, é necessário estimar um modelo ARMA(p,q) da variação do produto. Para esta estimação foi utilizada a mesma série do PIB vista nas seções anteriores, a única diferença é que para a estimação da equação de regressão foi utilizada uma amostra mais longa⁶, começando no primeiro trimestre de 1999, ao invés do primeiro trimestre de 2002. Para a seleção do modelo, foi escolhido o melhor modelo pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz.

⁶Foi aumentada a amostra para melhorar a identificação do modelo

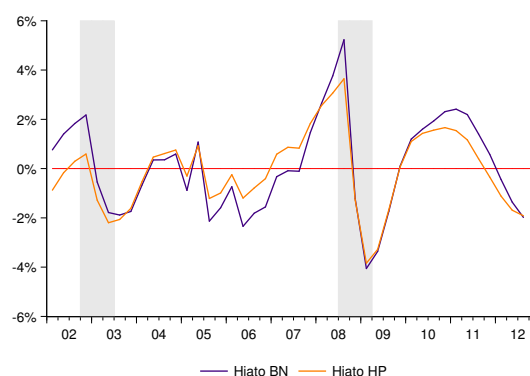
Dentre os modelos testados, o que apresentou o menor critério de informação, tanto o Akaike quanto o Schwarz, foi o modelo ARMA(2,1). De posse do melhor modelo ARMA, dentro do critério adotado, é possível realizar a decomposição de BN.

Figura 6: Hiato do Produto - Berevidge-Nelson



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Figura 7: Filtro HP e Decomp. BN



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Mesmo tendo estimado o hiato desde 1999, os gráficos foram feitos a partir de 2002 para poder ser comparado com as metodologias calculadas nas seções anteriores. Como é possível verificar na figura 7, a decomposição BN ficou com formato próximo do filtro HP, embora, ao contrário do filtro HP, o método de BN não sofra do "efeito borda", uma vez que os resultados dependem somente dos valores passados da série. Esta decomposição, no entanto, pode gerar resultados excessivamente voláteis e componentes cíclicos negativamente correlacionados com o PIB efetivo, como salientam McMorro et al. (2001). Apesar disso, Araujo et al. (2004), avaliaram as metodologias de cálculo do produto potencial a partir da previsão de preços livres, por meio de uma curva de Phillips, concluíram que, dentre as metodologias utilizadas, a decomposição de Beveridge-Nelson se mostrou a mais eficiente.

2.5 FUNÇÃO DE PRODUÇÃO

A função de produção busca agregar a teoria econômica para a obtenção do produto potencial, essa é uma vantagem com relação às metodologias que se baseiam somente na extração da tendência da série. A partir da década de 80, este tipo de cálculo começou a ganhar espaço e incorporou diversos avanços ao longo do tempo.

Em setembro de 1999, o Banco Central do Brasil divulgou pela primeira vez as metodologias usadas para o cálculo do hiato de produto, dentre elas estava a função de produção. A partir de então, para cada mudança na metodologia, era publicado um anexo no relatório de inflação explicitando as alterações ocorridas. Como uma forma de organizar melhor a demonstração das diferentes adaptações ocorridas para a função de produção, optou-se por seguir a sequência cronológica de modificações realizadas pelo Banco Central do Brasil.

Supõe-se que a estrutura produtiva da economia brasileira 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.

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{(1-\alpha)} \quad (2.11)$$

onde Y_t é o produto, A seria a produtividade total dos fatores (PTF), K_t é o estoque de capital, L_t corresponde ao fator trabalho e $(1 - \alpha)$ é a participação dos salários na economia. Aplicando o logaritmo na equação 2.11 temos que:

$$y_t = a + k_t\alpha + l_t(1 - \alpha) \quad (2.12)$$

As letras minúsculas na equação 2.12 representam o logaritmo da série original. Em sua primeira nota sobre o assunto, o Banco Central do Brasil sugere que o produto o potencial seja estimado a partir de dois passos. No primeiro é utilizada a equação 2.12 sendo a PTF uma suavização do resíduo da regressão (obtido a partir filtro HP por exemplo), uma vez que a PTF, assim como o produto potencial, é uma variável não observável. De posse da série da PTF pode-se passar para o segundo passo, onde é necessário estimar nova equação de regressão:

$$y_t = a + k_t\alpha + l_t(1 - \alpha) + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

A partir da equação 2.13 chegamos no produto potencial:

$$\hat{y}_t = \hat{a} + k_t^*\hat{\alpha} + l_t^*(1 - \hat{\alpha}) + \varepsilon_t^* \quad (2.14)$$

onde k_t^* representa a utilização da capacidade instalada que não gera pressão inflacionária⁷, l_t^* é a utilização de mão-de-obra consistente com a taxa natural de desemprego⁸ e, por fim, ε_t^* é o fator de correção para a produtividade, obtida a partir da equação 2.12. O interessante desse método de estimação é que a partir dele podemos entender as variações no produto potencial em função dos fatores que o influenciam. Outra vantagem desse método é a possibilidade de fazer projeções do produto potencial para diferentes cenários. A maior dificuldade para a implementação dessa metodologia reside principalmente na obtenção da série de estoque de capital, uma vez que os únicos dados que temos são a formação bruta de capital fixo e a variação de estoque.

Na publicação do Relatório de inflação de dezembro de 2000, o Banco Central do Brasil divulgou anexo com explicação mais detalhada da metodologia para gerar a série de estoque de capital. Esse anexo foi baseado no trabalho de SILVA (2001)⁹. Nele, o estoque de capital é definido como:

$$K_t = K_{t-1} + I_t - \delta K_{t-1} \quad (2.15)$$

onde I_t corresponde à Formação Bruta de Capital Físico (FBKF) e δ representa a taxa de depreciação do estoque de capital. A equação 2.15, por ser uma equação à diferença, pode ser representada por:

$$K_t = K_0(1 - \delta)^t + \sum_{i=1}^t (1 - \delta)^{(t-i)} I_i \quad (2.16)$$

onde K_0 é o estoque de capital inicial. Agora para conseguir encontrar a série de estoque de capital a partir da equação 2.16 precisaremos da taxa de depreciação e do estoque de capital inicial. Como apontou SILVA (2001), é justamente nessas duas variáveis que reside o problema, pois não sabemos com precisão quais são esses valores.

Existem várias estimativas para a taxa de depreciação do capital SILVA (2001) utiliza a taxa de 5%, valor frequentemente utilizado como regra de bolso para a variável Jones (2000). Ainda existe a discussão de que se a taxa de depreciação do capital é constante ao longo do tempo, mas para o estudo em questão, foi considerada uma taxa constante.

⁷Também conhecido como Naicu(non-accelerating-inflation rate of capacity utilization)

⁸Também conhecida como Nairu (non-accelerating-inflation rate of unemployment)

⁹Na época da divulgação do Relatório Trimestral o trabalho estava para ser publicado na série de Working papers do Banco Central, por isso que a data do artigo é posterior à publicação do Relatório.

Para encontrar o estoque de capital inicial, supõe-se que a taxa de investimento cresça a uma taxa constante igual a g , com isso temos que: $I_j = (1 + g)I_{j-1}$, substituindo na equação 2.16 e resolvendo para K_0 :

$$K_0 = K_{-n}(1 - \delta)^n + \sum_{i=0}^{n-1} \frac{1 - \delta^i}{1 + g} I_0 \quad (2.17)$$

Calculando o limite quando n tende para o infinito chegamos que:

$$K_0 = \frac{1 - \delta^i}{1 + g} I_0 \quad (2.18)$$

Este método para chegar na série de estoque de capital é também conhecido como inventário perpétuo, Morandi (1998) calculou a série de estoque de capital anual para o Brasil a partir dessa metodologia.

Com isso foi possível construir a série de estoque de capital. Para entrar na função de produção, esta variável é ponderada pela utilização da capacidade instalada (UCI), uma vez que não é razoável pensar que todo o estoque de capital está sendo efetivamente utilizado. Assim, como o fator trabalho¹⁰ que também deve ser ponderado, nesse caso o ponderador é a taxa de emprego.

Após ver como é feito todo o cálculo para se chegar no produto potencial, é fácil ver as dificuldades com que o pesquisador se depara ao tentar estimar a função de produção. Apesar da melhora do tipo de informação que se consegue retirar desse tipo de análise, a grande quantidade de pressupostos que se deve assumir podem levar a uma má calibragem do modelo, podendo tornar a análise sem validade.

Em Muinhos e Alves (2003), é exposta uma maneira de chegar ao hiato do produto sem precisar calcular o estoque de capital e, por consequência, sem a necessidade de se utilizar a taxa de depreciação, os principais problemas detectados anteriormente. Como será mostrado, apesar de resolver um, "ganha-se" outro problema.

¹⁰Geralmente é utilizado a PEA (pessoas economicamente ativas)

Primeiro é preciso voltar para a equação 2.11, mas agora já serão incorporadas as ponderações comentadas anteriormente. Nesse caso, a equação ficara da seguinte forma:

$$Y_t = A_t(K_t c_t)^\alpha (L_t(1 - u_t))^{(1-\alpha)} \quad (2.19)$$

onde c_t é a utilidade de capacidade instalada e u_t é taxa de desemprego. Esta é a equação para o produto efetivo, a equação do produto potencial seria:

$$\bar{Y}_t = A_t(K_t n a i c u_t)^\alpha (L_t(1 - n a i r u_t))^{(1-\alpha)} \quad (2.20)$$

Sabe-se que o hiato do produto é simplesmente a diferença entre produto efetivo e o potencial. Fazendo a diferença do logaritmo das equações 2.19 e 2.20 temos que:

$$h_t = \ln\left(\frac{y_t}{\bar{y}_t}\right) \quad (2.21)$$

$$h_t = \alpha [\ln(c_t) - \ln(n a i c u_t)] + (1 - \alpha) [\ln(u_t) - \ln(n a i r u_t)] \quad (2.22)$$

Com isso temos que o hiato do produto é simplesmente a média ponderada do hiato do estoque de capital e do hiato no mercado de trabalho. Como já havia antecipado, apesar de não precisar estimar a série de estoque de capital, agora a questão está em encontrar a *nairu* e a *naicu*. Existe toda uma literatura somente para discutir qual é a *nairu* e a *naicu* para o Brasil. Como o foco do trabalho se limita em apresentar as metodologias de estimação do hiato do produto, por simplificação, optou-se por usar o filtro HP para encontrar a tendência das duas séries e assim calcular o hiato do produto.

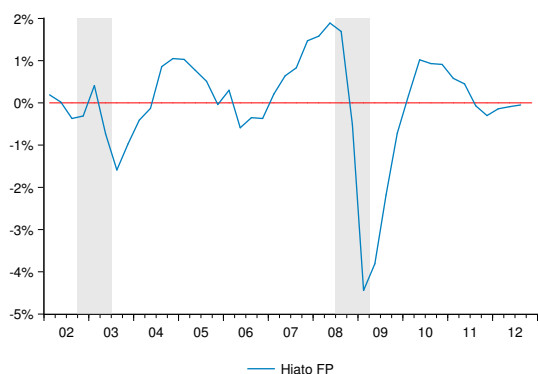
As séries utilizadas para o cálculo do hiato do produto pela função de produção foram:

- Série do PIB a preços de mercado trimestral dessazonalizado desde 2002 - Fonte: IBGE.
- Média trimestral da taxa de desemprego dessazonalizada desde 2002 - Fonte: IBGE.
- Média trimestral do nível de utilização da capacidade instalada (NUCI) dessazonalizada

desde 2002 - Fonte: Sondagem Industrial da FGV.

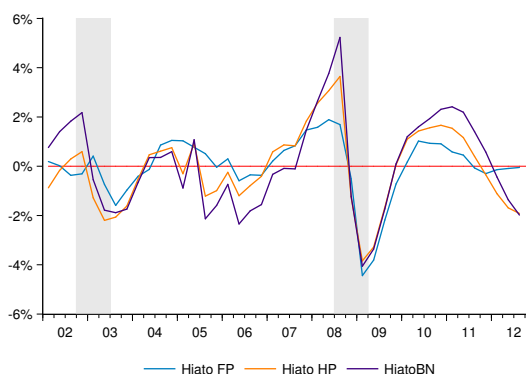
- Média trimestral do nível de utilização da capacidade instalada (NUCI) dessazonalizada desde 2002 - Fonte: Sondagem Industrial da CNI.
- A parcela referente ao trabalho na função de produção ($1 - \alpha$) foi considerada sendo 0,4. Este valor é a média de 2000 a 2009 da remuneração dos empregados em relação ao PIB. Fonte: IBGE.

Figura 8: Hiato do Produto - Função de Produção



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Figura 9: Filtro HP, BN e FP



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

A figura (8) mostra que, ao contrário das metodologias vistas até aqui, o hiato do produto se encontra próximo de zero. Além disso, esta estimativa não parece ter captado bem a recessão de 2002, uma vez que onde a datação mostra o início da recessão, o hiato já está negativo.

2.6 MODELO DE COMPONENTES NÃO OBSERVÁVEIS

Essa metodologia se baseia nos modelos estruturais de série de tempo que procuram decompor a série de tempo em componentes não observáveis. Esse método se enquadra no grupo dos métodos mais estatísticos, como o filtro HP. Neste trabalho, foi utilizado um modelo onde a

série do PIB é decomposto entre ciclo, tendência e o componente irregular. Para estimar o hiato do produto por esse método será necessário utilizar o filtro de Kalman. Essa estimação segue a mesma linha do estudo realizado por Portugal (1993), que realizou a estimação para o Brasil, cujo período estudado foi de 1920 até 1980. Outro trabalho de destaque neste mesmo sentido é o de Harvey (1985), que fez a estimação para o PIB dos EUA. Sendo assim, temos que:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

Onde y_t é o logaritmo do PIB, μ_t é a tendência, ψ_t é o ciclo e ε_t é o componente irregular. A tendência é modelada da seguinte forma:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (2.24)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad (2.25)$$

Onde η_t e ξ_t são termos de erro ruído branco não correlacionados com variância σ_η^2 e σ_ξ^2 . O componente de ciclo é obtido da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos\lambda & \text{sen}\lambda \\ -\text{sen}\lambda & \cos\lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_t \\ \omega_t^* \end{bmatrix} \quad (2.26)$$

Onde ρ se refere ao fator de suavização, λ é a frequência do ciclo e ω_t ω_t^* representam os termos de erro ruído branco com variância σ_ω^2 . A equação (2.26) também pode ser representada como:

$$\psi_t = \frac{(1 - \rho \cos\lambda.L)\omega_t + (\rho \text{sen}\lambda.L)\omega_t^*}{1 - 2\rho \cos\lambda.L + \rho^2.L^2} \quad (2.27)$$

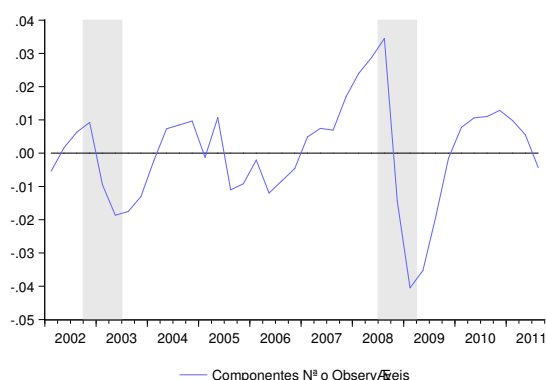
O modelo completo é composto pelas equações (10),(11),(2.25) e (2.27) e pode ser representado em forma de estado de espaço.

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \alpha_t + \varepsilon_t \quad (2.28)$$

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho \cos \lambda & \rho \sin \lambda \\ 0 & 0 & -\rho \sin \lambda & \rho \cos \lambda \end{bmatrix} \quad (2.29)$$

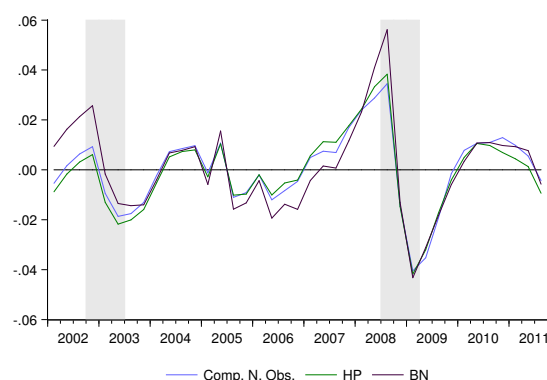
Aqui o produto potencial é representado pela tendência do modelo μ_t . A série utilizada para a estimação do modelo foi a do PIB a preços de mercado trimestral dessazonalizado desde 1996.

Figura 10: Comp. N. Observáveis



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Figura 11: HP, BN, e Comp. N. Observáveis



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Como é possível verificar na figura (11) o hiato do produto estimado pela decomposição de componentes não observáveis ficou muito próximo do encontrado na estimação com o filtro HP. Assim como os demais gráficos, o pico do hiato se encontra pouco depois da datação de recessão de crise da FGV e o seu vale se encontra antes de seu término.

2.7 FUNÇÃO DE PRODUÇÃO COMBINADA COM FILTRO HP

Esta versão da função de produção foi apresentada por Areosa (2004) com a intenção de dar um apelo econômico ao filtro HP, além de conseguir encontrar as variáveis não observáveis do modelo como a *nairu* e a *naicu*. Esta metodologia resolve então o problema encontrado no final da seção anterior. Parte da derivação do modelo já foi realizada na seção anterior, por isso, a equação (2.22) é resgatada, além da equação (2.5):

$$h_t = \alpha [\ln(c_t) - \ln(naicu_t)] + (1 - \alpha) [\ln(u_t) - \ln(nairu_t)]$$

$$\min_{\{y_t\}_{t=0}^T} \left\{ \sum_{t=1}^N (y_t^n - y_t)^2 + \lambda_y \sum_{t=1}^T [(y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2})]^2 \right\}$$

Conforme mostra Areosa (2004), este processo de estimação pode ser resumido em dois passos. Primeiro colocamos a equação (2.22) como restrição do problema de minimização encontrado na equação 2.5. O segundo passo consiste em estender a função objetivo de modo a conseguir estimar as variáveis não observáveis que estão presentes na função de produção. Seguindo esses passos:

$$\min_{\{nairu_t\}_{t=0}^T, \{naicu_t\}_{t=0}^T} \left\{ \beta_u Op_u + \beta_c Op_c + \beta_y \left[\sum_{t=1}^N (y_t^n - y_t)^2 + \lambda_y \sum_{t=1}^T [(y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2})]^2 \right] \right\} \quad (2.30)$$

s.a.

$$h_t = \alpha [\ln(c_t) - \ln(naicu_t)] + (1 - \alpha) [\ln(u_t) - \ln(nairu_t)]$$

onde, $\beta_u Op_u$ e $\beta_c Op_c$ representam a função objetivo usada para estimar a $nairu$ e a $naicu$, respectivamente. A partir da ideia da seção anterior de usar o filtro HP para estimar as séries não observadas, temos que:

$$\min_{\{nairu_t\}_{t=0}^T, \{naicu_t\}_{t=0}^T} \left\{ \beta_u \left[\sum_{t=1}^N (u_t^n - u_t)^2 + \lambda_u \sum_{t=1}^T [(u_t - u_{t-1}) - (u_{t-1} - u_{t-2})]^2 \right] + \right. \\ \left. + \beta_c \left[\sum_{t=1}^N (c_t^n - c_t)^2 + \lambda_c \sum_{t=1}^T [(c_t - c_{t-1}) - (c_{t-1} - c_{t-2})]^2 \right] + \right. \\ \left. + \beta_y \left[\sum_{t=1}^N (y_t^n - y_t)^2 + \lambda_y \sum_{t=1}^T [(y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2})]^2 \right] \right\} \quad (2.31)$$

s.a.

$$h_t = \alpha [\ln(c_t) - \ln(naicu_t)] + (1 - \alpha) [\ln(u_t) - \ln(nairu_t)]$$

Este procedimento gera um filtro multivariado, onde se estima simultaneamente o produto potencial, a $nairu$ e a $naicu$. Note que se não tivéssemos a restrição, a solução seria simplesmente

o filtro HP em cada série, o que nos leva ao exercício realizado na seção anterior. Porém Areosa (2004) alerta que, simplesmente passar o filtro nas séries de emprego e capacidade instalada não é a maneira correta de proceder, uma vez que temos que levar em conta a restrição imposta, senão o modelo perde seu apelo econômico ao simplesmente passar um filtro estatístico na série.

No trabalho de Areosa (2004) é mostrado que esta metodologia gera um hiato do produto com uma volatilidade muito alta. Para tentar melhorar a estimação, é acrescentada à equação (63) uma curva de phillips de modo que a estimação da Nairu seja mais acurada. Já que segundo Boone (2000) um processo de estimação da Nairu que não leva em conta seu efeito sobre a inflação pode ocasionar em uma medida ineficiente de Nairu, parâmetros com viés e previsões ineficientes da Nairu. Para resolver esse problema de otimização com a restrição se faz necessária a utilização do filtro de Kalman.

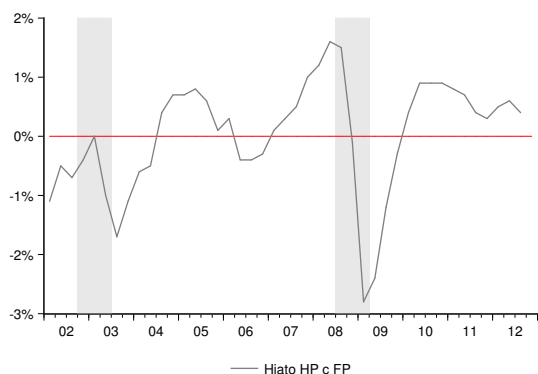
Para a estimação foram utilizados dados desde o primeiro trimestres de 2002 das seguintes séries:

- Média trimestral da Taxa de desemprego aberto¹¹ - Fonte: Seade e Dieese.
- Média trimestral da utilização da capacidade instalada dessazonalizada- Fonte: FGV.
- PIB trimestral a preços de mercado ajustado sazonalmente - Fonte: IBGE.
- Taxa de inflação trimestral (IPCA) - Fonte: IBGE.

Como alertado por Cerra e Saxena (2000), o filtro de Kalman é muito sensível aos parâmetros inicialmente definidos. Para tentar se aproximar do resultado obtido por Areosa (2004), foi utilizado como "chute inicial" os valores disponibilizados em seu artigo.

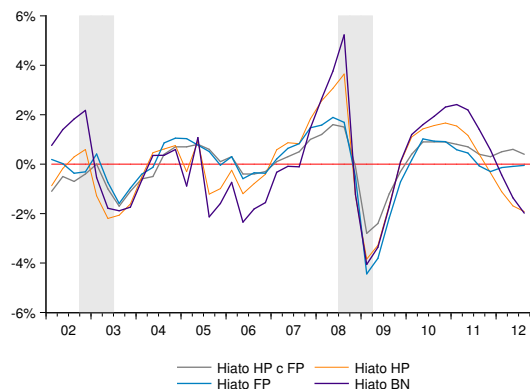
¹¹A série de desemprego foi dessazonalizada com um X12 aditivo

Figura 12: Hiato do Produto - Função de Produção Combinado com filtro HP



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Figura 13: Funções de Produção, Função de Produção comb. com filtro HP, HP e BN



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

A partir deste ponto foi possível encontrar o hiato do produto. A figura 12 mostra o hiato do produto pela função de produção combinada com o filtro HP. Nota-se que a mesma se difere das demais estimativas de hiato principalmente no período mais recente, onde o hiato se encontra positivo e as demais metodologias apontam hiato negativo. Pela própria construção do hiato não parece absurdo pensar em um hiato positivo em 2012, ademais o crescimento fraco do PIB. Analisando as variáveis que entram no modelo: (i) o Nuci se encontra bem próximo de sua média histórica, (ii) a taxa de desemprego em nível historicamente baixo, e (iii) a taxa de inflação crescendo acima da meta. Portanto, a partir das informações utilizadas para a estimação do modelo é possível entender o porquê desta medida mostrar hiato positivo. Porém isto não quer dizer também que esta seja a melhor metodologia, uma vez que (i) a taxa de desemprego, ao contrário do esperado, possui inclinação negativa, o que dificulta o cálculo da Nairu, além disso (ii) a inflação em 2012 sofreu com choque nos preços de alimentos, além do câmbio desvalorizado, o que pode ter influenciado esta estimativa.

3 ESTIMAÇÃO ESTRUTURAL

3.1 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.

3.1.1 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:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i D_{t+i} \left[\frac{1}{1-\tau} \left(\frac{C_{t+i}}{C_{t+i-1}^h} \right)^{1-\tau} + \frac{\mu}{1-b} \left(\frac{M_{t+i}}{P_{t+i}} \right)^{1-b} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \quad (3.32)$$

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:

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \left(\frac{W_t}{P_t}\right) N_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + R_{t-1} \left(\frac{B_{t-1}}{P_t}\right) + \Pi_t \quad (3.33)$$

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:

$$\frac{U_{C,t}^*}{C_t} = \beta R_t E_t \left(\frac{U_{C,t+1}^*}{C_{t+1}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right), \quad (3.34)$$

$$\frac{D_t \mu (M_t/P_t)^{-b}}{U_{C,t}^*/C_t} h = \frac{R_{t-1}}{R_t}, \quad (3.35)$$

$$\frac{D_t \chi N_t^\eta}{U_{C,t}^*/C_t} = \frac{W_t}{P_t}. \quad (3.36)$$

onde

$$U_{C,t}^* = D_t \left(\frac{C_t}{C_{t-1}^h} \right)^{1-\tau} - \beta h E_t \left[D_{t+1} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t^h} \right)^{1-\tau} \right] \quad (3.37)$$

Realizando a aproximação log-linear das equações (3.34) e (3.37) 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:

$$u_{c,t}^* - y_t = E_t u_{c,t+1}^* - E_t y_{t+1} + r_t - E_t \pi_{t+1} \quad (3.38)$$

com

$$u_{c,t}^* = \frac{(1-\tau)}{(1-\beta h)} [(1+\beta h^2)y_t - h y_{t-1} - \beta h E_t y_{t+1}] + \frac{1}{1-\beta h} d_t - \frac{\beta h}{1-\beta h} E_t d_{t+1}, \quad (3.39)$$

Onde as letras minúsculas representam o desvio percentual com relação ao estado estacionário. Fazendo a aproximação da equação (3.36) temos:

$$d_t + \eta n_t - u_{c,t}^* + c_t = w_t - p_t. \quad (3.40)$$

3.1.2 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:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{t(j)}^{\frac{\lambda_t - 1}{\lambda_t}} dj \right]^{\frac{\lambda_t}{\lambda_t - 1}} \quad (3.41)$$

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:

$$\begin{aligned} \max \Pi_{t(j)} &= p_t y_t - \int_0^1 p_{t(j)} y_{t(j)} dj \\ \text{s.a } Y_t &= \left[\int_0^1 Y_{t(j)}^{\frac{\lambda_t - 1}{\lambda_t}} dj \right]^{\frac{\lambda_t}{\lambda_t - 1}} \end{aligned}$$

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

$$Y_{t(j)} = \left(\frac{P_{t(j)}}{P_t} \right)^{\lambda_t} Y_t \quad (3.42)$$

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{t(j)}^{1-\lambda_t} dj \right]^{\frac{1}{1-\lambda_t}} \quad (3.43)$$

Cada firma monopolista competitiva se depara com uma curva de demanda negativamente inclinada (equação (3.42)) para o seu produto Y_j . A função de produção é linear com relação ao insumo trabalho $N_{t(j)}$:

$$Y_{t(j)} = A_t N_{t(j)} \quad (3.44)$$

Onde A_t representa um choque exógeno de produtividade.

O problema de minimização da firma sujeita a função de produção referente à equação (3.44), 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:

$$\Phi_t = \frac{W_t/P_t}{A_t} \quad (3.45)$$

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:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i Q_{t,t+i} \left[\frac{P_{t(j)}}{P_{t+i}} Y_{t+i(j)} - \Phi_{t+i} Y_{t+i(j)} \right], \quad (3.46)$$

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 (3.42) 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 :

$$\frac{P_t^*}{P_t} = Z_t \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i Q_{t,t+i} Y_{t+i} \Phi_{t+i} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\lambda_t}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^i Q_{t,t+i} Y_{t+i} \left(\frac{P_{t+i}}{P_t} \right)^{\lambda_t - 1}} \quad (3.47)$$

Onde $Z_t = \frac{\lambda_t}{\lambda_t - 1}$ representa o markup. Da equação (3.43), o preço agregado é dado por:

$$P_t = \left[\omega P_{t-1}^{1-\lambda_t} + (1-\omega) P_t^{*1-\lambda_t} \right] \frac{1}{1-\lambda_t}. \quad (3.48)$$

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

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\omega} \varphi_t + \frac{1-\omega}{\omega} (z_t - \beta\omega E_t z_{t+1}), \quad (3.49)$$

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.

3.1.3 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 (3.47). Então, dada a definição do custo marginal real conforme a equação (3.45), temos que:

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{A_t}{\bar{Z}}. \quad (3.50)$$

Utilizando essa relação juntamente com a equação (3.36), que relaciona o salário real com a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer, o equilíbrio com preços flexíveis satisfaz a seguinte equação:

$$\frac{D_t \chi N_t^\eta}{U_{c,t}^*/C_t} = \frac{A_t}{\bar{Z}}. \quad (3.51)$$

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

$$d_t + \eta n_t^f - u_{c,t}^{*f} + c^f = a_t \quad (3.52)$$

Onde f significa equilíbrio com preços flexíveis. Da mesma forma, a função de produção correspondente à equação (3.44) pode ser linearizada, e fica da seguinte forma:

$$y_t^f = n_t^f + a_t \quad (3.53)$$

Usando as equações (3.52) e (3.53), junto com a condição de equilíbrio onde $y_t^f = c_t^f$, temos a seguinte equação do produto no equilíbrio com preços flexíveis:

$$y_t^f = a_t + \frac{1}{1+\eta} u_{c,t}^{*f} - \frac{1}{1+\eta} d_t, \quad (3.54)$$

com

$$u_{c,t}^{*f} = \frac{(1-\tau)}{(1-\beta h)} \left[(1+\beta h^2)y_t^f - h y_{t-1}^f - \beta h E_t y_{t+1}^f \right] + \frac{1}{1-\beta h} d_t - \frac{\beta h}{1-\beta h} E_t d_{t+1}. \quad (3.55)$$

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:

$$hiato_t = y_t - y_t^f, \quad (3.56)$$

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

3.1.4 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:

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r) \left[\psi_\pi \pi_t + \psi_y (y_t - y_t^f) \right] + \varepsilon_{r,t}, \varepsilon_{r,t} \sim N(0, \sigma_r^2) \quad (3.57)$$

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.

3.1.5 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:

$$d_t = \rho_d d_{t-1} + \varepsilon_{d,t}, 0 < \rho_d < 1, \rho_d \sim N(0, \sigma_d^2) \quad (3.58)$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}, 0 < \rho_z < 1, \rho_z \sim N(0, \sigma_z^2) \quad (3.59)$$

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_{a,t}, 0 < \rho_a < 1, \rho_a \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (3.60)$$

Agora temos um sistema de equilíbrio geral que consiste nas equações (3.38), (3.39), (3.40), (4.67), (3.54) e (3.55) junto com os choques (3.58), (3.59) e (3.60).

3.2 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.

3.2.1 Metodologia da Estimação Bayesiana

O sistema de expectativas racionais é resolvido através da abordagem de Sims (2002). Para obter uma forma canônica do sistema de expectativas racionais, define-se o vetor das variáveis do modelo $s_t = [y_t, \pi_t, u_t^*, y_t^f, u_t^{*f}, d_t, z_t, a_t, E_t y_{t+1}, E_t \pi_{t+1}, E_t y_{t+1}^f, E_t u_{t+1}^{*f}, y_{t-1}]'$, o vetor de choques exógenos $\varepsilon_t = [\varepsilon_{d,t}, \varepsilon_{z,t}, \varepsilon_{a,t}, \varepsilon_{r,t}]'$ e o vetor de erros de previsão das variáveis endógenas $\eta_t = [(y_t - E_{t-1} y_t), (\pi_t - E_{t-1} \pi_t), (y_t^f - E_{t-1} y_t^f), (u_t^{*f} - E_{t-1} u_t^{*f})]'$. Então, o sistema de equações pode ser escrito na forma canônica:

$$\Gamma_0(\theta)s_t = \Gamma_1(\theta)s_{t-1} + \Psi_0(\theta)\varepsilon_t + \Pi_0(\theta)\eta_t, \quad (3.61)$$

Onde Γ_0 , Γ_1 , Ψ_0 e Π_0 são as matrizes de coeficientes compatíveis que dependem dos parâmetros estruturais θ . A solução fica da seguinte forma:

$$s_t = \Gamma(\theta)s_{t-1} + \Psi(\theta)\varepsilon_t, \quad (3.62)$$

Seja Y^T o conjunto de variáveis observáveis. Com a solução com expectativa racional (3.62) e o conjunto de equações que se relaciona com os dados e com as variáveis s_t na representação de espaço-estado, a função de verossimilhança $L(\theta|Y^T)$ pode ser avaliada utilizando o filtro de Kalman. A abordagem Bayesiana coloca uma distribuição $\rho(\theta)$ *a priori* sobre os parâmetros e atualiza o anterior através da função de verossimilhança. O teorema de Bayes fornece a distribuição posterior de θ :

$$\rho(\theta|Y^T) = \frac{L(\theta|Y^T)\rho(\theta)}{\int L(\theta|Y^T)\rho(\theta)d\theta} \quad (3.63)$$

O método *Markov Chain Monte Carlo* é usado para gerar simulações a partir da distribuição *a posteriori* com a utilização do algoritmo de Metropolis-Hastings(MH).

3.2.2 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:

Tabela 1: Distribuição a priori e posteriori dos 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}^+
$\ln p(Y^T)$	-212.48					

Fonte: elaborado pelo autor (2013)

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

3.3 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.

3.3.1 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, consequentemente, 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.

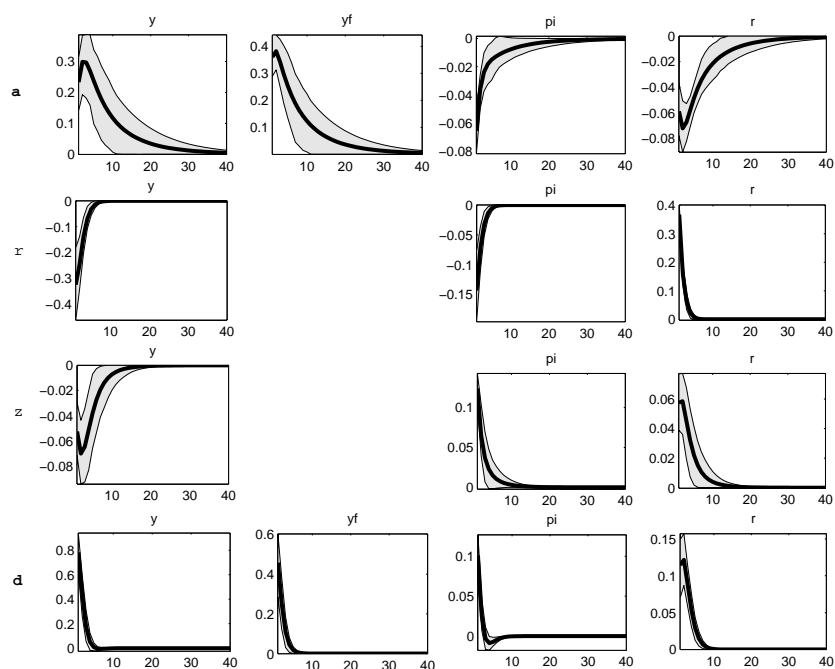
Vale também dar atenção aos parâmetros da equação de Taylor. Na tabela pode-se verificar que tanto a média *a posteriori* do parâmetro do hiato do produto ψ_y quanto da inflação ψ_π ficaram bem próximas de suas médias *a priori*, as quais foram definidas a partir de Taylor (1993). Por fim tem-se que 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.

3.3.2 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 (14) mostra a resposta do produto, produto potencial, inflação e juros em resposta aos choques tecnológicos, política monetária, custo marginal e de demanda.

Na figura (14), 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 na primeira linha que, dado um choque tecnológico positivo, tanto o produto quanto o seu potencial aumentam, sendo que o efeito maior ocorre no produto potencial, enquanto que, tanto inflação quanto juros recuam, o que era esperado dado que neste caso o produto potencial crescera acima do produto efetivo o que gera um ambiente desinflacionário. Um choque positivo de demanda, assim como foi

Figura 14: Função Resposta ao Impulso



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

observado com o choque tecnológico, aumenta tanto o produto quanto o seu potencial, contudo o efeito no produto potencial é menor, com isso temos uma aumento da inflação. Em resposta ao aumento da inflação, a autoridade monetária sobe a taxa de juros. Um choque de custo faz com que a autoridade monetária eleve a taxa básica de juros. O juro mais alto faz com que o produto reduza. Um choque positivo de política monetária possui também efeito contracionista na inflação e no produto. Note que tanto o choque de política monetária quanto o choque de custos não afetam o produto potencial.

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 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

Tabela 2: Decomposição da Variância

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

Fonte: elaborado pelo autor (2013)

de impulso, a análise do hiato do produto está detalhada na próxima subseção.

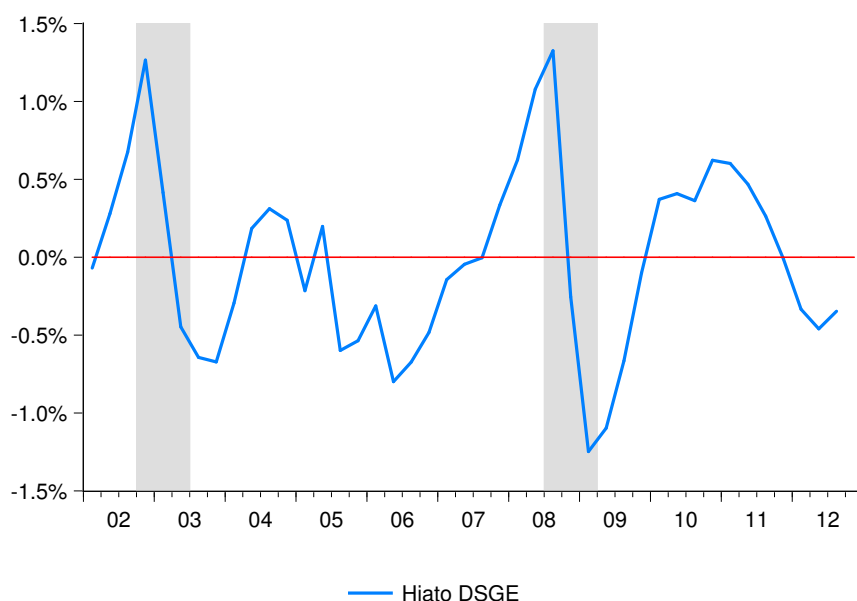
3.3.3 Hiato do Produto

A figura (15) mostra o hiato do produto estimado a partir do modelo DSGE descrito anteriormente. As partes em cinza do gráfico representam as recessões datadas pela FGV¹². 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 (15), 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.

¹²Avaliação realizada pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da FGV, cuja última atualização foi realizada em março de 2012

Figura 15: Hiato do Produto derivado do modelo DSGE



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Nos trabalhos de Justiniano e Primiceri (2008) e Coenen et al. (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 et al. (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.

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 (16) 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.

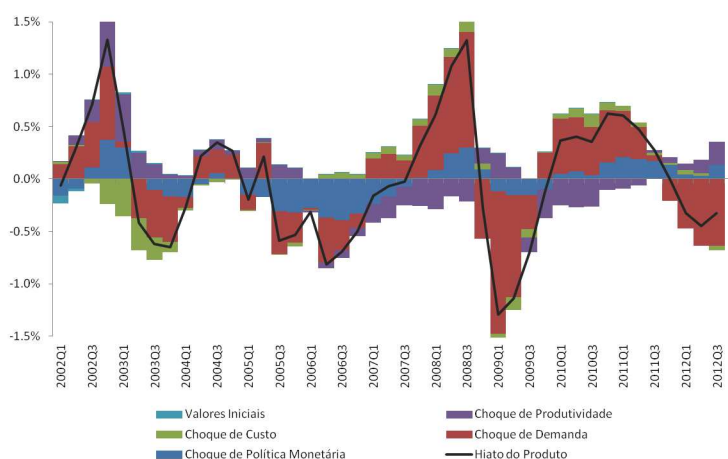
A figura (16) mostra que no período supracitado, um dos principais fatores para o recuo do hiato do produto foi o choque negativo de política monetária. De fato, em setembro de 2004 o Banco Central iniciou um ciclo de aperto monetário que terminou somente em maio de 2005, neste período a taxa básica de juros Selic passou de 16,00% para 19,75%, aumento de 3,75 pontos percentuais. Como já colocado várias vezes pelo Banco Central¹³, alterações na política monetária possuem efeito defasado na atividade econômica e isto pode ser percebido na figura (16). Sabe-se que o aumento de juros teve início 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 início no quarto trimestre de 2010 e vai 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 (16) 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

¹³Ver 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"

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 (14), 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 16: Decomposição dos Choques



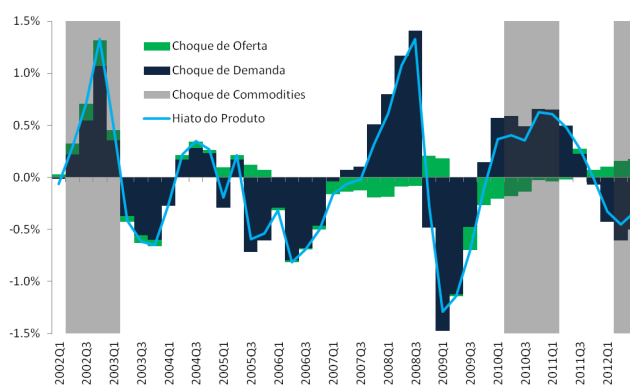
Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Uma discussão que sempre vêm à tona é se o Banco Central deve ou não agir em um momento de choque de commodities. Em geral, o choque de commodities é classificado como choque de oferta, logo o Banco Central não deveria modificar a taxa básica de juros, uma vez que o Banco Central deve utilizar a política monetária somente para controlar choques de demanda de modo que a taxa de inflação permaneça dentro da meta estipulada. Contudo, no caso do Brasil, que é um grande exportador de commodities, um choque positivo no preço desses bens na verdade é um choque de demanda para o caso brasileiro, já que, o aumento do preço das commodities produz um efeito riqueza positivo devido à melhora dos termos de troca.

Com o auxílio da decomposição dos choques, foi realizada a análise do comportamento do

hiato do produto nos períodos em que ocorreram choques no preço das commodities e quais atitudes foram tomadas à época por parte do Banco Central. Primeiramente, os choques utilizados no modelo foram separados em dois grupos, conforme realizado no trabalho de Galí et al. (2011) onde foram classificados como choques de "demanda" e choques de "oferta". O choque de "demanda" se refere aos choques de política monetária e aos de demanda propriamente dito. Já o choque de "oferta" é composto pelos choques de custo e de produtividade. A figura (17) apresenta a contribuição desses choques para os movimentos do hiato do produto. É possível verificar que o choque de demanda é o maior responsável pelas oscilações do hiato do produto.

Figura 17: Decomposição dos Choques



Fonte: elaborado pelo autor (2013)

O próximo passo é identificar os períodos em que houveram choques relevantes no preço das commodities. A partir dos dados do Índice de Commodities Brasil (IC-Br) divulgado pelo Banco Central, é possível verificar que do início de 2002 até o terceiro trimestre de 2012 ocorreram três choques no preço das commodities. O primeiro choque compreende o período de abril de 2002 até fevereiro de 2003, neste período o índice cresceu 93,6%. O segundo foi de junho de 2010 até fevereiro de 2011, com alta de 48,5% do índice. E o último período, que teve início em junho 2012 e até setembro do mesmo ano subiu 8,0%.

Ao analisar o gráfico (17), é possível observar que somente na última ocasião que ocorreu um choque no preço de commodities o hiato do produto estava negativo, enquanto que nos outros dois episódios o hiato do produto estava no campo positivo. Nos três momentos a maior contribuição para a situação do hiato do produto deveu-se ao choque de demanda. Cabe agora

verificar qual foi o comportamento da autoridade monetária nos três episódios.

Entre abril de 2002 e fevereiro de 2003 houve o maior aumento do índice IC-Br. Pode-se observar na figura (17) que no segundo trimestre de 2002 o hiato do produto já era positivo neste período e o Banco Central manteve a taxa de juro básica Selic estável em 18,5% a.a. Já no decorrer do terceiro trimestre de 2002, a autoridade monetária decidiu reduzir em 0,5 p.p a taxa Selic, e o hiato do produto continuou a aumentar. Somente no último trimestre de 2002, o Banco Central começou a subir a Selic, que no período passou de 18,0% para 25,0%, e o hiato do produto continuou a subir. O ciclo de alta de juro só teve fim em fevereiro de 2003. Nota-se que o hiato do produto referente ao primeiro trimestre de 2003 acabou por registrar ligeiro recuo.

No segundo choque no preço de commodities aqui identificado pode-se verificar que o hiato do produto permaneceu positivo durante todo o período no qual ocorreu o aumento mais expressivo no preço das commodities. Nesse caso, o comportamento dos choques foi distinto, com o choque de "demanda" predominando ante o choque de "oferta", aliás o choque de "oferta" foi negativo durante o período analisado. Ao contrário do que foi observado no período analisado anteriormente, o Banco Central havia iniciado o ciclo de aperto monetário no em abril daquele ano. Este início deste ciclo de aumento da taxa básica de juro Selic não teve relação com o choque de preços das commodities, pois, por definição, não se pode prever com antecedência um choque. Contudo, esta alta do juro deve ter colaborado para que não ocorresse maior deterioração do hiato do produto.

Por fim, em junho de 2012 o preço das commodities voltou a subir com mais força. Contudo, devido aos efeitos da crise europeia na atividade doméstica, o Banco Central manteve uma postura expansionista com a intenção de reavivar a atividade econômica. Portanto, neste período de tempo torna-se difícil a análise do impacto do aumento do preço das commodities no hiato do produto. No geral, o que se constatou foi que à exceção do último momento estudado, os demais episódios de elevação brusca do preço das commodities foram acompanhadas por contribuições positivas do choque de "demanda". Uma possível evidência de que, no Brasil, choques positivos no preço das commodities devem ser entendidos como choque de demanda e não de oferta.

4 TESTES DE PREVISÃO

4.1 FUNÇÃO REAÇÃO DO BANCO CENTRAL

Uma vez estimados os hiatos do produto a partir das metodologias explicitadas anteriormente, o próximo passo é tentar qualificar esses hiatos. 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:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1 - \beta_1)(\beta_3 h_t + \beta_2 (E\pi_t - \pi_t^*)) + \varepsilon_t \quad (4.64)$$

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 anos t e $t + 1$, respectivamente, ou seja:

$$Dj_t = \frac{12-j}{12} (E_j \pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*) \quad (4.65)$$

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:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + (1 - \beta_1)(\beta_3 h_t + \beta_2 D j_t) + \varepsilon_t \quad (4.66)$$

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.

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

	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

Fonte: elaborado pelo autor (2013)

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 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 DGSE não fosse o mais baixo, uma vez que o Banco Central, a princípio¹⁴, não acompanha esta medida de hiato do produto.

4.2 CURVA DE PHILLIPS

No trabalho de Araujo et al. (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 et al. (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:

¹⁴Ao 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

$$\pi_t^L = \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E_t [\pi_{t+1}] + \beta_3 h_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.67)$$

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.

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.

Tabela 4: Erro Quadrático Médio da Curva de Phillips

	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

Fonte: elaborado pelo autor (2013)

Estes resultados não encontram suporte no trabalho de Araujo et al. (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.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho apresenta diversas medidas de hiato do produto para o Brasil. Contudo, o objetivo principal deste trabalho foi apresentar uma estimativa do hiato do produto para o Brasil a partir de um modelo de equilíbrio geral dinâmico estocástico (DSGE). Isto significa dizer que o hiato do produto é extraído a partir de 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. Uma vantagem da estimação do hiato do produto a partir desta metodologia é a possibilidade de conseguir decompor o hiato do produto estimado nos choques presentes no modelo.

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.

O presente trabalho também contribuiu para uma discussão sobre como devem ser entendidos os choques de preço das commodities. Em geral, o choque de preço das commodities é classificado como choque de oferta, logo o Banco Central não deveria modificar a taxa básica de juros, uma vez que o Banco Central deve utilizar a política monetária somente para controlar choques de demanda de modo que a taxa de inflação permaneça dentro da meta estipulada. Contudo,

no caso do Brasil, que é um grande exportador de commodities, um choque positivo no preço desses bens na verdade se traduz em um choque de demanda, uma vez que, o aumento do preço das commodities produz um efeito riqueza positivo devido à melhora dos termos de troca.

A partir da decomposição dos choques também foi possível estudar a maneira com a qual o choque de preço das commodities afeta o hiato do produto. Existe uma grande discussão no Brasil se o choque no preço das commodities deve ser considerado como choque de demanda ou oferta. Sabe-se que se for entendido como choque de oferta, a autoridade monetária não deverá modificar sua política monetária, caso contrário o Banco Central deve agir de modo a segurar o aumento da taxa de inflação. A partir do IC-Br foram identificados três choques de commodities. Vale destacar que foi difícil de analisar o último processo de aumento expressivo do preço das commodities ocorrido em 2012 devido o efeito da crise europeia na economia brasileira. Portanto, com exceção do último período estudo, o que se constatou foi que à exceção do último momento estudado, os demais episódios de elevação brusca do preço das commodities foram acompanhadas por contribuições positivas do choque de "demanda". Uma possível evidência de que, no Brasil, choques positivos no preço das commodities devem ser entendidos como choque de demanda e não de oferta.

Além do hiato do produto estimado via DSGE, também foram utilizadas 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 et al. (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. Para trabalhos futuros seria interessante testar outras configurações de modelo DSGE para poder comparar com os resultados aqui encontrados, por exemplo, ao utilizar um modelo com economia aberta, pode ser que a estimação do hiato do produto melhore. Outra questão interessante seria realizar uma análise em tempo real do hiato do produto para verificar sua consistência, no presente trabalho não foi possível realizar este teste devido ao tamanho da amostra utilizada para a estimação do hiato do produto, que geraria uma série em tempo real muito curta, comprometendo a análise.

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.
- ARAUJO, 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.
- ASTLEY, M.; YATES, A. Inflation and real disequilibria. 2000.
- BARROSO, R. Produto potencial: conceitos, novas estimativas e considerações sobre sua aplicabilidade. **Revista Economia**, v. 8, 2008.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. **Journal of Monetary economics**, Elsevier, v. 7, n. 2, p. 151–174, 1981.
- BLANCHARD, O.; QUAH, D. **The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1990.
- BOGDANSKI, J. et al. Implementing inflation targeting in brazil. **Banco Central do Brasil Working Paper No. 1**, 2000.
- BOONE, L. Comparing semi-structural methods to estimate unobserved variables: the hpmv and kalman filters approaches. 2000.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CERRA, V.; SAXENA, S. **Alternative methods of estimating potential output and the output gap: an application to Sweden**. [S.l.]: International Monetary Fund, 2000.
- 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.

- EVANS, G. Output and unemployment dynamics in the united states: 1950–1985. **Journal of Applied Econometrics**, Wiley Online Library, v. 4, n. 3, p. 213–237, 1989.
- GALÍ, J.; SMETS, F.; WOUTERS, R. **Unemployment in an estimated new keynesian model**. [S.l.], 2011.
- GERLACH, S.; SMETS, F. Output gaps and monetary policy in the emu area. **European Economic Review**, Elsevier, v. 43, n. 4, p. 801–812, 1999.
- HARVEY, A. Trends and cycles in macroeconomic time series. **Journal of Business & Economic Statistics**, JSTOR, p. 216–227, 1985.
- 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.
- JONES, C. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. [S.l.]: Campus, 2000.
- JUSTINIANO, A.; PRIMICERI, G. Potential and natural output. **Manuscript, Northwestern University**, 2008.
- KUTTNER, K. Estimating potential output as a latent variable. **Journal of business & economic statistics**, JSTOR, p. 361–368, 1994.
- 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.
- MCMORROW, K.; ROEGER, W.; FINANCIEROS, C. E. B. D. G. de Asuntos Económicos y. **Potential Output: Measurement Methods, "new" Economy Influences and Scenarios for 2001-2010: a Comparison of the EU15 and the US**. [S.l.]: European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, 2001.
- 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.
- MORANDI, L. **Estoque de riqueza ea poupança do setor privado no Brasil, 1970/95**. [S.l.]: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Serviço Editorial, 1998.
- MUINHOS, M.; ALVES, S. Medium-size macroeconomic model for the brazilian economy. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, 2003.

NEISS, K.; NELSON, E. The real-interest-rate gap as an inflation indicator. **Macroeconomic dynamics**, Cambridge Univ Press, v. 7, n. 02, p. 239–262, 2003.

OKUN. Potential, gnp: Its measurement and significance. **Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association**, p. 98–104, 1962.

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.

ORPHANIDES, A.; NORDEN, V. **The reliability of output gap estimates in real time**. [S.l.]: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1999.

PORTUGAL, M. S. Measures of capacity utilization: Brazil 1920/1988. **Análise econômica. Porto Alegre. vol. 11, n. 19 (mar. 1993), p. 89-102**, 1993.

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.

SILVA, T. T. D. **Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem de função de produção**. [S.l.]: Banco Central, abr, 2001.

SIMS, C. Solving linear rational expectations models. **Computational Economics**, Springer, v. 20, n. 1, p. 1–20, 2002.

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.

ST-AMANT, P.; NORDEN, S. V. et al. **Measurement of the Output Gap: A discussion of recent research at the Bank of Canada**. [S.l.], 1997.

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. v. 39, p. 195–214, 1993.

WATSON, M. Univariate detrending methods with stochastic trends. **Journal of monetary economics**, Elsevier, v. 18, n. 1, p. 49–75, 1986.

WOODFORD, M. **Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy**. [S.l.]: Princeton Univ Pr, 2003.