UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ENSAIOS SOBRE MACROECONOMETRIA BAYESIANA APLICADA

Fernando Genta dos Santos

Orientador: Prof. Dr. Fabio Kanczuk

SÃO PAULO
2011

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Denisard Cnéio de Oliveira Alves
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

FERNANDO GENTA DOS SANTOS

ENSAIOS SOBRE MACROECONOMETRIA BAYESIANA APLICADA

Tese apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Doutor em Ciências.

Área de Concentração: Teoria Econômica

Orientador: Prof. Dr. Fabio Kanczuk

Versão Corrigida

(versão original disponível na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

SÃO PAULO

2011

FICHA CATALOGRÁFICA
Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Santos, Fernando Genta dos
Ensaios sobre macroeconometria bayesiana aplicada/ Fernando Genta dos Santos. – São Paulo, 2011.
137 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2012.
Orientador: Fabio Kanczuk.

1. Política monetária 2. Macroeconomia 3. Econometria bayesiana I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 332.46

À minha família,

sempre.

AGRADECIMENTOS:

Aos meus pais, Carlos e Lia, e à minha irmã Bia, as pessoas mais importantes da minha vida. Em especial, agradeço ao meu pai, cujo exemplo de vida foi fundamental nos momentos de fraqueza. A conclusão deste árduo é uma singela homenagem a este que, não fosse as dificuldades financeiras a serem superadas, poderia ter ido muitíssimo mais longe em sua jornada acadêmica na Universidade de São Paulo, caso assim desejasse.

À minha amada namorada e amiga Priscila, por ter suportado e compreendido a perda dos momentos de convívio que se fizeram necessárias ao longo destes últimos cinco anos.

Aos meus demais familiares, aqui representados por meu primo Daniel, exemplo de competência e dedicação, e por meus avós, Consuelo e João, cuja simplicidade me inspira, me guia, e não permite que eu esqueça jamais de minhas origens.

Aos amigos que tanto me deram suporte (em tantos momentos, de tantas maneiras), aqui representados por Thaís, Patrick, Priscila D´Onofrio, Poste e Modé.

Ao meu orientador, pela paciência, serenidade e, principalmente, confiança transmitida, mesmo que de forma inconsciente.

Aos professores Carlos Eduardo e Pedro Duarte, cuja importância transcende as contribuições feitas durante a etapa de qualificação. Ao professor Carlos Eduardo, sou grato também por seu papel fundamental na decisão de escolher o IPE-USP e pela confiança depositada na esfera profissional. Ao professor Pedro, agradeço pelo melhor e mais importante curso dentre os 14 realizados ao longo do meu doutorado, sem o qual não haveria condições de realizar esta tese, além das diversas e agradáveis conversas, sempre buscando me recolocar nos eixos.

Aos professores inesquecíveis, em função do respeito aos alunos e da dedicação à arte de lecionar, aqui representados pela professora Vera Lúcia Fava, patrimônio da FEA-USP e da Universidade de São Paulo.

A todos aqueles que, direta ou indiretamente, fizeram com que estes 10 anos de Universidade de São Paulo passassem de forma tão rápida e prazerosa. Em especial, aos colegas da graduação, representados aqui por André Barbosa, Felipe Pateo, Gabriel Chang e o inigualável Guilherme Hernandes; e, principalmente, aos colegas da turma de 2007 do IPE-USP, sem dúvida o grupo mais competente e especial que tive contato, representados aqui por Ana Maria, Acauã, André, Attuy, Espiga, Eric, Jesus, Leandro, Maracajaro, Penin, Rapha Gouvea, Sidney, Thomas, Tiagão e Wander. Aos demais amigos da Pós-Graduação, aqui representados por Sílvio Michael, Jaqueline, Emílio,

Viviane Vecchi, Raphael Martins, Ricardo Sabbadini, Guilherme Tinoco, Luís Meloni e, claro, pelo Velho Dancas.

Aos meus companheiros da MCM Consultores, representados aqui nas figuras de Cláudio Adílson, José Júlio Senna, Antônio Madeira e Alexandre Antunes. O aprendizado nestes quase dois anos de parceria se mostrou extremamente frutífero em diversos pontos desta tese. Em especial, agradeço ao meu colega Marcos Fantinatti por seus inúmeros comentários e sugestões, quase todos aproveitados na íntegra.

Por fim, à FIPE e à Capes, pelo suporte financeiro fornecido nos primeiros três anos deste projeto.

RESUMO

Os três artigos que compõe esta Tese possuem em comum a utilização de técnicas macroeconométricas bayesianas, aplicadas a modelos dinâmicos e estocásticos de equilíbrio geral, para a investigação de problemas específicos. Desta forma, esta Tese busca preencher importantes lacunas presentes na literatura nacional e internacional.

No primeiro artigo, estimou-se a importância do canal de custo da política monetária por meio de um modelo novo-keynesiano dinâmico e estocástico de equilíbrio geral. Para tanto, alteramos o modelo convencional, assumindo que uma parcela das firmas precise contrair empréstimos para pagar sua folha salarial. Desta forma, a elevação da taxa nominal de juro impacta positivamente o custo unitário do trabalho efetivo, podendo acarretar em aumento da inflação. Este artigo analisa as condições necessárias para que o modelo gere esta resposta positiva da inflação ao aperto monetário, fenômeno esse que ficou conhecido como *price puzzle*. Devido ao uso da metodologia DSGE-VAR, os resultados aqui encontrados podem ser comparados tanto com a literatura que trata o *puzzle* como um problema de identificação dos modelos VAR como com a literatura que avalia o canal de custo por meio de modelos novo-keynesianos.

No segundo artigo, avaliamos até que ponto as expectativas de inflação geradas por um modelo dinâmico e estocástico de equilíbrio geral são compatíveis com as expectativas coletadas pelo Banco Central do Brasil (BCB). Este procedimento nos permite analisar a racionalidade das expectativas dos agentes econômicos brasileiros, comparando-as não à inflação observada, mas sim à projeção de um modelo desenvolvido com a hipótese de expectativas racionais. Além disso, analisamos os impactos do uso das expectativas coletadas pelo BCB na estimação do nosso modelo, no que se refere aos parâmetros estruturais, função de resposta ao impulso e análise de decomposição da variância.

Por fim, no terceiro artigo desta Tese, modificamos o modelo novo-keynesiano convencional, de forma a incluir a teoria do desemprego proposta pelo economista Jordi Galí. Com isso, procuramos preencher uma lacuna importante na literatura nacional, dominada por modelos que não contemplam a possibilidade de desequilíbrios no mercado de trabalho capazes de gerar desemprego involuntário. A interpretação alternativa do mercado de trabalho aqui utilizada permite superar os problemas de identificação notoriamente presentes na literatura, tornando o modelo resultante mais robusto. Desta forma, utilizamos o modelo resultante para, dentre outras coisas, avaliar os determinantes da taxa de desemprego ao longo da última década.

Palavras-chave: Política monetária, Macroeconomia, Econometria Bayesiana.

ABSTRACT

The three articles that comprise this thesis have in common the use of macroeconometric bayesian techniques, applied to dynamic stochastic general equilibrium models, for the investigation of specific problems. Thus, this thesis seeks to fill important gaps present in the national and international literatures.

In the first article, I estimated the importance of the cost-push channel of monetary policy through a new keynesian dynamic stochastic general equilibrium model. To this end, we changed the conventional model, assuming now that a share of firms needs to borrow to pay its payroll. Thus, an increase in the nominal interest rate positively impacts the effective unit labor cost and may result in an inflation hike. This article analyzes the necessary conditions for the model to exhibit a positive response of inflation to a monetary tightening, a phenomenon that became known as the price puzzle. Because I use the DSGE-VAR methodology, the present results can be compared both with the empirical literature dealing with the puzzle as an identification problem of VAR models and with the theoretical literature that evaluates the cost-push channel through new keynesian models.

In the second article, we assess the extent to which inflation expectations generated by a dynamic stochastic general equilibrium model are consistent with expectations compiled by the Central Bank of Brazil (BCB). This procedure allows us to analyze the rationality of economic agents' expectations in Brazil, comparing them not with the observed inflation, but with the forecasts of a model developed with the hypothesis of rational expectations. In addition, we analyze the impacts of using expectations compiled by the BCB in the estimation of our model, looking at the structural parameters, the impulse response function and variance decomposition analysis.

Finally, the third article in this thesis, I modified the conventional new keynesian model, to include unemployment as proposed by the economist Jordi Galí. With that, I fill an important gap in the national literature, dominated by models that do not contemplate the possibility of disequilibrium in the labor market that can generate involuntary unemployment. The alternative interpretation of the labor market used here overcomes the identification problems notoriously present in the literature, making the resulting model more robust to the Lucas critique. Thus, I use the resulting model to assess the determinants of the unemployment rate over the last decade, among other points.

Keywords: Monetary policy, Macroeconomics, Bayesian econometrics.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS 2
LISTA DE GRÁFICOS 3
1 *PRICE PUZZLE* E CANAL DE CUSTO DA POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA 5
1.1 Introdução 5
1.2 Revisão da Literatura 8
1.3 Introduzindo o Canal de Custo em Modelos Novo-Keynesianos 15
1.3.1 A restrição de *working capital* 15
1.3.2 A versão log-linearizada 17
1.3.3 *Price puzzle*: uma versão calibrada 22
1.4 Abordagem econométrica 25
1.4.1 Estimações da Curva de Phillips pelo método generalizado dos momentos 25
1.4.2 Minimização da distância entre a Função de Resposta ao Impulso (FRI) estimada com base em modelos VAR daquelas simuladas em modelos estruturais 27
1.4.3 Estimações bayesianas direta do modelo DSGE 29
1.4.4 Estimações a partir da metodologia DSGE-VAR 30
1.5 Resultados 38
1.6 Conclusões 47
2 EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS OBSERVADAS E MODELOS DSGE: UMA APLICAÇÃO AO CASO BRASILEIRO 49
2.1 Introdução 49
2.2 Revisão da literatura 51
2.3 Modelo 52
2.4 Metodologia 57
2.5 Dados 59
2.6 Resultados 60
2.6.1 Expectativas de inflação: modelo x dados 60
2.6.2 Comparação formal entre os modelos 66
2.6.3 Análise DSGE-VAR 67
2.6.4 Análise dos parâmetros estruturais 71
2.6.5 Análise das funções de resposta ao impulso 76
2.6.6 Análise da decomposição da variância 78
2.7 O caso das expectativas não racionais 82
2.8 Conclusões 85
3 DESEMPREGO INVOLUNTÁRIO EM MODELOS DSGE: UMA APLICAÇÃO À ECONOMIA BRASILEIRA 88
3.1 Introdução 88
3.2 O problema da identificação de choques estruturais do mercado de trabalho 91
3.3 Modelo 93
3.3.1 Introduzindo desemprego em um modelo DSGE de escala média 93
3.3.2 Demais blocos da economia 101
3.4 Resultados 105
3.4.1 Dados 105
3.4.2 Análise dos parâmetros estimados 106
3.4.3 Funções de Resposta ao Impulso (FRI) 108
3.4.4 Decomposição da variância 115
3.5 Conclusões 120
REFERÊNCIAS 121

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Resultados da Estimação do Modelo com Canal de Custo 44
Tabela 2: Comparação de Modelos 45
Tabela 3 – Log-verossimilhanças marginais e o cálculo de $p\left(Y_{1,T}^{1}\middle|Y_{1,T}^{0},\mathrm{M}_{i}\right)$ 66
Tabela 4 - Resultados DSGE-VAR 69
Tabela 5 - *Priors e Posteriors* 72
Tabela 6 - Decomposição da Variância – Taxa nominal de juros 79
Tabela 7 - Decomposição da Variância - Inflação 80
Tabela 8 - Decomposição da Variância – Expectativa de Inflação 81
Tabela 9 - Cálculo de $p\left(Y_{1,T}^{1}\middle|Y_{1,T}^{0},\mathrm{M}_{i}\right)$ - Focus não racional 84
Tabela 10 - *Priors e Posteriors* 107
Tabela 11 - Decomposição da Variância - Taxa de crescimento do PIB 115
Tabela 12 - Decomposição da Variância - Inflação Trimestral 116
Tabela 13 - Decomposição da Variância - Variação do Salário Real 117
Tabela 14 - Decomposição da Variância - Taxa Nominal de Juros 118
Tabela 15 - Decomposição da Variância – Variação do Emprego 118
Tabela 16 - Decomposição da Variância - Taxa de Desemprego 119

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1- Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros 23
Gráfico 2 - Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros 24
Gráfico 3 - Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros 25
Gráfico 4 - BVAR com *prior* à la Sims-Zha - Resposta da inflação a um choque monetário positivo 40
Gráfico 5 - BVAR Estrutural - Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros 41
Gráfico 6 - Resposta a um choque de 0.25 ponto percentual na taxa nominal de juros: Modelo DSGE Irrestrito 42
Gráfico 7 - Resposta a um choque de 0.25 ponto percentual na taxa nominal de juros: Modelo DSGE Restrito 46
Gráfico 8 - Expectativa de inflação gerada pelo modelo de meta fixa (%) 62
Gráfico 9 - Expectativa de inflação gerada pelo modelo de meta variável (%) 63
Gráfico 10 - Expectativa de inflação gerada pelo modelo de meta fixa - média móvel 4 trimestres (%) 64
Gráfico 11 - Expectativa de inflação gerada pelo modelo de meta fixa - média móvel 4 trimestres (%) 64
Gráfico 12 - Expectativa de inflação gerada pelos modelos DSGE e inflação observada 65
Gráfico 13 - Expectativa de inflação gerada pelos modelos DSGE e inflação observada 65
Gráfico 14 – *Prior* e *Posterior* do desvio-padrão do choque de meta de inflação 75
Gráfico 15 - *Prior* e *Posterior* do desvio-padrão da sensibilidade do juros ao PIB 75
Gráfico 16 - *Prior* e *Posterior* do desvio-padrão do coeficiente autorregressivo da meta 75
Gráfico 17 - FRI da inflação a um choque de política monetária que eleve a taxa de juros em 1 p.p. (modelo sem Focus) 77
Gráfico 18 - FRI da inflação a um choque de política monetária que eleve a taxa de juros em 1 pp. (modelo com Focus) 77
Gráfico 19 - Mercado de trabalho e taxa de desemprego 99
Gráfico 20 - Função de Resposta ao Impulso: Choque de Produtividade (0,25 p.p.) 110
Gráfico 21 - Função de Resposta ao Impulso: Choque de Gasto Exógeno (0,25 p.p.) 111
Gráfico 22 - Função de Resposta ao Impulso: Choque Monetário (0,25 p.p.) 113
Gráfico 23 - Função de Resposta ao Impulso: Choque (preferência) de oferta de trabalho .. 114

1 *PRICE PUZZLE* E CANAL DE CUSTO DA POLÍTICA MONETÁRIA: EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

1.1 Introdução

Desde o seminal trabalho de Sims (1980), os Vetores Autorregressivos (VAR) têm sido amplamente utilizados na literatura empírica macroeconômica. Os modelos VAR têm especial destaque na análise dos impactos da política monetária nas demais variáveis econômicas, como, por exemplo, em Christiano et. al. (1999). No entanto, estudos baseados nestes modelos não raramente se deparam com um resultado controverso e gerador de desconforto em boa parte dos economistas, qual seja, que um choque contracionista de política monetária seria sucedido por uma elevação inicial dos preços. Como pioneiramente identificado por Sims (1992), este resultado é robusto a diferentes países e momentos da história.

Dada à dissonância do fenômeno supracitado com a teoria econômica tradicional, a correlação positiva entre o nível geral de preços (ou, no caso de estudos *posterior*es, a taxa de inflação) e a taxa nominal de juros ficou conhecida na literatura como *price puzzle*[1]. Tal resultado geralmente não é afetado pela permuta entre inflação e índice de preços no VAR estimado. Desta forma, neste capítulo, utilizaremos indiscriminadamente o termo *price puzzle*, a despeito de boa parte dos trabalhos revisitados na revisão da literatura e de todas as estimações aqui realizadas utilizarem a taxa de inflação, e não o nível de preços.

Nas últimas duas décadas, diversos artigos foram feitos em busca de uma "solução " para o *price puzzle*. No geral, é possível classificá-los em dois grupos distintos. O primeiro aborda a relação não convencional entre inflação e taxa de juros como uma questão puramente estatística. Basicamente, o *price puzzle* seria fruto de problemas de identificação na estimação dos modelos VAR. Sendo assim, caso fossem incorporadas variáveis adicionais e/ou utilizadas diferentes restrições na matriz que "recupera" os choques estruturais a partir dos resíduos do modelo em sua forma reduzida, o *price puzzle* simplesmente desapareceria, fazendo com que as simulações realizadas a partir de funções de resposta ao impulso

[1] O termo "*price puzzle*" foi cunhado pioneiramente por Eichenbaum (1992).

necessariamente gerassem o comportamento convencional da inflação frente a um choque exógeno de política monetária.

O segundo grupo, por sua vez, questiona a teoria convencional no que toca os efeitos de uma contração monetária não antecipada pelos agentes econômicos. Assim, a elevação dos preços em resposta à contração monetária inesperada seria fruto da existência de outro canal de transmissão da política monetária, que, ao contrário do canal tradicional de demanda, operaria através da oferta agregada. Este canal de custo (*cost-push channel*) da política monetária poderia se manifestar de inúmeras formas. Uma das mais populares, utilizada inclusive neste capítulo, se refere ao impacto do aumento dos juros nas despesas financeiras das empresas. Desta forma, ao invés de mero problema de identificação estatística, a relação positiva entre juros e inflação seria clara evidência de que, ao menos no curto prazo, o canal de custo seria predominante sobre o tradicional canal de demanda.

Como veremos adiante, um aspecto crucial na literatura do *price puzzle* (ou do canal de custo, dependendo do grupo em questão) é que as duas linhas de pesquisa supracitadas muito raramente dialogam entre si, o que reduz significativamente a robustez dos resultados encontrados. Isso porque as conclusões tomadas por cada um dos lados não é capaz de, isoladamente, responder às perguntas feitas pelo grupo de pesquisa alternativo.

Por exemplo, analisemos os possíveis resultados obtidos pela literatura que estuda o *price puzzle* por meio de modelos VAR. Por um lado, caso a inclusão de outras variáveis no modelo, tais como o preço de *commodities* ou de índices de preços ao produtor, seja suficiente para fazer com que um choque contracionista de política monetária seja sucedido por redução imediata dos preços, pode-se inferir que o comportamento antes observado (elevação dos preços após contração monetária) era fruto de um problema de identificação. No entanto, ainda assim não seria possível descartar a existência do canal de custo, que poderia sim existir e ser relevante, embora dominado pelo canal de demanda tradicional. Por outro lado, a não eliminação do *puzzle* mesmo após a inclusão das variáveis tampouco seria suficiente para tirar substanciais conclusões sobre o canal de custo, dado que este não é diretamente modelado no VAR. Desta forma, o comportamento atípico continuaria sendo enigmático e o canal de custo seria apenas uma das possíveis explicações para responder a esta questão.

Por sua vez, os artigos que modelam explicitamente o canal de custo não são capazes de justificar o comportamento (teoricamente) atípico dos preços reproduzido regularmente pelos modelos VAR. Por um lado, a esmagadora maioria dos artigos que estuda diretamente o canal de custo o faz única e exclusivamente por meio da estimação de uma versão da curva de Phillips que inclui também a taxa nominal de juros no conjunto de variáveis explicativas. A análise da existência/relevância do canal direto da política monetária na oferta agregada se faz por meio da análise do coeficiente referente ao juros nominal. Contudo, como não há um sistema completo de equações, tal estratégia não permite, por si só, dizer que tal efeito seria superior à queda de preços ocasionada pela contração da demanda, gerando assim o comportamento atípico dos preços em resposta ao choque monetário.

Para solucionar o problema apontado no parágrafo acima, seria natural utilizar modelos mais completos, como é o caso dos modelos de equilíbrio geral. No entanto, é importante ressaltar que, como veremos na próxima seção, mesmo aqueles trabalhos que direta ou indiretamente analisam o canal de custo por meio destes modelos, tornando viável a comparação entre a magnitude do canal de custo e do canal tradicional de demanda, possuem aspectos críticos que acabam por reduzir a robustez dos resultados obtidos. As estratégias de estimação utilizadas são basicamente duas: a primeira delas consiste em escolher os valores dos parâmetros estruturais de forma que o modelo "imite" o máximo possível o comportamento do VAR (mais precisamente, das funções de resposta ao impulso geradas pelo VAR). Desta forma, caso o VAR de referência produza o *price puzzle*, o processo de estimação utilizado faz com que os parâmetros referentes ao canal de custo sejam direcionados de forma que o modelo estrutural imite este comportamento do vetor autorregressivo. No entanto, neste caso a relevância do canal de custo terá sido diretamente determinada pela presença do *puzzle* no VAR, ficando assim exposta às mesmas críticas que se faz ao uso direto dos vetores autorregressivos na análise do *cost-push channel*.

Neste capítulo, buscamos preencher esta lacuna na literatura, contornando os problemas supracitados através de uma única metodologia para analisar, simultaneamente, a existência do canal de custo da política monetária e os determinantes do *price puzzle*. A estratégia utilizada foi estimar, através da metodologia DSGE-VAR, um modelo novo-keynesiano para a economia brasileira, ampliado de forma a existir um canal de custo da política monetária. O grande mérito do uso desta metodologia no estudo do *price puzzle* e do canal de custo reside em sua capacidade de, simultaneamente, estimar um modelo de equilíbrio geral e um VAR

estrutural. Como veremos mais detalhadamente à frente, com base nesta estratégia, é possível não apenas eliminar o *price puzzle* do VAR, como também concluir, condicionado no modelo utilizado, que o canal de custo não se mostra relevante na economia brasileira.

1.2 Revisão da Literatura

A discussão sobre possíveis impactos da política monetária na oferta agregada não é recente. Em 1844, a *Banking School*, liderada por Thomas Tooke, já defendia uma redução da taxa nominal de juros como forma de reduzir os preços vigentes, alegando que juros mais baixos proporcionariam custos financeiros menores. Por sua vez, Hicks (1979) argumenta que a taxa nominal de juros de curto prazo deveria ser tratada como o preço de um fator de produção adicional, tendo em mente o conceito de custo de estoque.

No entanto, a literatura empírica moderna referente à dinâmica entre juros e inflação tem suas origens ligadas à disseminação do uso dos modelos VAR como ferramenta de análise da dinâmica das séries macroeconômicas. Especificamente no que se refere ao *price puzzle*, o ponto de partida é o artigo de Sims (1992)[2], onde, a partir de um VAR composto por dados mensais[3] referentes à produção industrial, taxa nominal de juros, M1 e Índice de Preços ao Consumidor, observa-se o comportamento pouco convencional da inflação em todos os cinco países analisados. O autor observa que tal resultado não se altera em função de diferentes ordenações de Choleski.

De acordo com Sims (1992), o motivo para o comportamento contraintuitivo da inflação frente ao choque monetário seria a incapacidade do modelo estimado captar o amplo conjunto de informação do Banco Central, principalmente quanto às previsões realizadas pela autoridade monetária. Segue do argumento que o Banco Central, com base em seus modelos de previsão, eleva a taxa básica de juros quando crê que a inflação subirá em decorrência de algum choque, sem necessariamente esperar até que o efeito deste se materialize nos preços. Logo, um modelo que não levasse em conta o comportamento *forward looking* da política

[2] Embora, a rigor, como descrito na nota de rodapé número 1, o termo *price puzzle* só tenha sido cunhado *posterior*mente, em Eichenbaum (1992), em comentário ao artigo de Sims.
[3] Sims (1992) faz uma análise para Estados Unidos, Japão, Reino Unido, França e Alemanha. As amostras utilizadas têm início entre janeiro de 1957 e 1964 e terminam entre 1990 e 1991, com exceção da Alemanha, onde a amostra foi truncada em 1989 para evitar eventuais distorções provenientes do processo de unificação.

monetária inferiria, de forma errônea, que a inflação teria subido em decorrência do aumento dos juros, quando, na verdade, a taxa de juros é que teria sido elevada para garantir a estabilidade dos preços.

Desta forma, o *price puzzle* nada mais seria do que um problema de identificação, decorrente de variáveis omitidas. Para contornar este problema, Sims (1992) inclui nos modelos estimados uma série referente à cotação internacional de *commodities* e outra referente à taxa nominal de câmbio. Com isso, observa-se uma redução substancial do *price puzzle*, exceção aos modelos estimados para França e Japão, onde a inflação não apenas se eleva como permanece em patamar elevado frente ao choque monetário. Ainda assim, o autor não faz qualquer menção a um possível canal de custo da política monetária[4]. Desde então, tornou-se usual a inclusão do preço das *commodities* em modelos VAR, como, por exemplo, em Sims e Zha (1998) e Christiano et. al. (1999). Estes dois artigos também buscam refinar as restrições impostas na matriz que recupera os choques estruturais a partir dos resíduos do modelo na forma reduzida[5].

Em relação à economia brasileira, há uma série de trabalhos baseados em modelos VAR que se deparam (ou testam a existência) com o *price puzzle* por meio da inclusão de outras variáveis, em linha com a hipótese que tal fenômeno seria fruto de falhas de identificação oriundas da omissão de variáveis. Minella (2003), baseado em uma série de Vetores Autorregressivos que utilizam dados mensais referentes à produção industrial, taxa de inflação (e também nível de preços, como exercício de robustez), taxa Selic e M1, se depara com o *price puzzle* quando restringe seu exercício ao período de elevada inflação (1985-1994). A estratégia para contornar o problema foi o uso de uma série de inflação centrada, visto que o Banco Central dava grande atenção a esta medida de inflação.

Lupporini (2008) estende a análise de Minella (2003), incluindo em suas estimações a taxa nominal de câmbio[6]. A estimação é feita com base em dados mensais entre janeiro de 1990 e agosto de 2001. Todos os modelos estimados reproduzem o *price puzzle*. Este resultado não se altera mesmo após a inclusão de uma série de outras variáveis, como, por exemplo, preço

[4] Outro ponto relevante do artigo de Sims é que o autor não calcula os intervalos de confiança de suas funções de resposta ao impulso.
[5] Sims (1992) utiliza a decomposição de Choleski para identificar os choques estruturais. Os resultados encontrados pelo autor são robustos a diferentes ordenamentos da matriz que recupera os choques.
[6] Além disso, Lupporini trabalha com as séries em primeira diferença, ignorando possíveis relações de co-integração entre as mesmas.

de *commodities* e razão dívida/PIB. Mesmo assim, o artigo não faz qualquer referência a um possível canal de custo da política monetária, implicitamente assumindo que a resposta positiva da inflação frente ao choque monetário seria fruto da incapacidade da análise econométrica em recuperar os choques ortogonais.

Por fim, Rabi Junior (2008) também encontra o *price puzzle* após estimar um VAR com dados mensais do índice de produção industrial, da taxa Selic anualizada, do IPCA e do estoque de M1. Como *proxy* para o comportamento *forward looking* da política monetária, o autor utiliza o IPA-DI Matérias Primas, o que se mostra eficaz em eliminar o *puzzle*. Um ponto comum entre Rabi Junior (2008) e Minella (2003) é que ambos encontram uma substancial redução do *price puzzle* ao limitarem suas estimações a períodos mais recentes. Tal tendência não é exclusiva de análises feitas para a economia brasileira. Hanson (2004) observa que o *price puzzle* encontrado em modelos VAR para a economia americana se deve, em grande parte, ao período pré-Volcker, mais precisamente entre 1959 e 1979.

O curioso é que, tanto no caso americano como no brasileiro, a redução do *price puzzle* em períodos mais recentes é contraintuitiva. Isso porque, seja no Brasil pós-Plano Real ou nos EUA pós-Volcker, a política monetária não apenas se tornou menos permissiva quanto à inflação, como também intensificou o seu caráter *forward looking*. Desta forma, seria natural supor que a omissão dos preços de *commodities* (ou qualquer outra proxy para o conjunto de informações do Banco Central sobre o comportamento futuro dos preços) produzisse maior viés para períodos mais recentes. No entanto, os dados mostram exatamente o contrário: para amostras mais recentes, observa-se redução substancial do *price puzzle*, enfraquecendo em parte o argumento que este seria fruto única e exclusivamente da omissão de variáveis capazes de captar o comportamento *forward looking* da política monetária.

Por sua vez, como destacado no início deste capítulo, a relação não convencional entre preços e juros gerada pelos modelos VAR também estimulou o desenvolvimento de outra linha de pesquisa, onde a correlação positiva entre inflação e taxa de juros após a realização um choque monetário poderia ser fruto de canais de transmissão da política monetária alternativos, com foco na oferta agregada. Um dos pioneiros na análise empírica do canal de custo foi o trabalho de Barth e Ramey (2001), que analisa a eventual influência da taxa de juros na oferta agregada com base em dados mensais de 21 setores da indústria americana entre 1959 e 2001. Para cada um dos 21 setores, estes autores estimaram um vetor

autorregressivo que incluía, além da produção industrial e da razão preço-salário específicas, a produção industrial agregada, a *fed fund rate*, M2, CPI e um índice de preços de matérias primas, além de *dummies* utilizadas para controlar os efeitos sazonais e os choques de petróleo.

Barth e Ramey (2001) encontram que o canal de custo da política monetária é extremamente relevante, dado que em boa parte dos setores analisados encontrou-se que choques monetários são frequentemente sucedidos por elevação dos preços e queda do produto. Tal resultado se mantém robusto a inclusão de índices alternativos de preços de *commodities*. No entanto, tal como Hanson (2004), Barth e Ramey (2001) encontram substancial redução da relação positiva entre juros e preços para períodos mais recentes.

Gaiotti e Secchi (2004) analisam o canal de custo com base em um painel desbalanceado composto por 2192 empresas italianas entre 1988 e 2001, totalizando 9751 observações. A base de dados utilizada é especialmente rica por conter, a nível empresarial, informações tanto sobre os preços dos produtos comercializados quanto os gastos com o pagamento de juros. Gaiotti e Secchi (2004) obtêm resultados extremamente favoráveis à importância do canal de custo. Além disso, o artigo encontra que o efeito das taxas de juros nos preços é proporcional à razão entre *working capital* – definido como estoques menos dívida comercial líquida – e vendas, o que dá suporte à visão que liga o canal de custo ao papel do *working capital* no processo produtivo das firmas.

No entanto, a grande maioria dos trabalhos empíricos recentes referentes ao canal de custo da política monetária tem se desenvolvido com base em modelos da tradição novo-keynesiana, modificados de forma a possibilitar a existência deste canal. Esta modificação é necessária porque, ao menos em seu formato original, o modelo novo-keynesiano básico não contempla a possibilidade de canal de custo da política monetária. Isto porque, neste modelo, o determinante da dinâmica inflacionária é o custo marginal real de produção das firmas intermediárias que, por sua vez, é função do salário real e da taxa de retorno do capital. Como estas duas variáveis sempre se retraem após uma contração monetária, devido à redução da demanda por trabalho e dos investimentos, um choque monetário contracionista sempre será sucedido por imediata queda dos custos de produção e, consequentemente, dos preços.

Para contornar esta questão e incluir o canal de custo no modelo, a solução frequentemente utilizada tem sido a introdução da hipótese de *working capital*, sob a qual as firmas deveriam contrair empréstimos (à taxa livre de risco) no início de cada período para pagar antecipadamente os salários. Com isso, a taxa nominal de juros afeta diretamente o custo unitário do trabalho, o que faz com que a política monetária possua um canal direto com a oferta agregada.

Christiano et. al. (2005) é uma das principais referências quanto à estimação de modelos novo-keynesianos com o canal de custo. Enquanto parte dos parâmetros é calibrado com base em valores já usuais na literatura de *Real Business Cycles* (RBC), a outra parte é estimada de forma a minimizar a distância entre as funções de resposta ao impulso (FRI) estimadas (por meio de um VAR) e as FRI produzidas pelo modelo em relação a um choque de política monetária. Como o VAR utilizado pelos autores reproduz o *price puzzle*, os parâmetros estimados fazem com que o modelo também gere uma correlação positiva entre a taxa nominal de juros e a taxa de inflação em resposta a um choque de política monetária. A calibragem de alguns parâmetros também contribui para que o modelo seja capaz de produzir tais resultados. Inicialmente, os autores admitem que todas as empresas estão sujeitas à restrição de *working capital*, gerando elevada elasticidade do custo marginal real em relação à taxa nominal de juros. Além disso, os autores introduzem a indexação total de preços e salários, além de atribuírem um valor relativamente elevado (quando comparado à literatura existente) para a elasticidade da utilização do estoque de capital em relação à taxa de retorno do mesmo.

Ravenna e Walsh (2006) analisam a relevância do canal de custos a partir de uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) microfundamentada, em que a inflação é função da inflação esperada para o próximo período e do custo marginal real, sendo este último determinado pela taxa de retorno do capital, pelo salário real e pela taxa nominal de juros. A relevância do canal de custo é medida pela elasticidade do custo marginal real à taxa nominal de juros. A estimação dos parâmetros da CPNK é feita pelo Método Generalizado dos Momentos, a partir de dados trimestrais da economia norte-americana entre 1960 e 2001. Os autores encontram que esta elasticidade não é estatisticamente diferente de um, concluindo assim que o canal de custo é relevante e tem consequências diretas na política monetária ótima. No entanto, por estimar apenas uma equação do modelo, o procedimento adotado não permite simular o impacto de choques monetários na inflação, tendo em vista que para tal

necessitaria ao menos uma equação descrevendo o comportamento do mercado de bens (Curva IS) e uma equação referente à função de reação do Banco Central.

Em linha com Christiano et. al. (2005), Rabanal (2007) estima a maior parte dos parâmetros estruturais, não se limitando aqueles referentes à CPNK. No entanto, a estimação é baseada na função de verossimilhança do modelo, que leva em consideração todos os segundos momentos contidos nos dados, não se limitando a funções de resposta ao impulso em relação a choques de política monetária. Para tanto, Rabanal (2007) inclui, além do choque de política monetária, outros três choques exógenos: um choque de produtividade, um choque do gasto exógeno do governo e um choque no markup das empresas intermediárias. Para a estimação do modelo, são utilizados dados trimestrais da *fed fund rate*, do Deflator do PIB, do PIB e do salário nominal médio[7], em uma amostra que vai do primeiro trimestre de 1959 ao último trimestre de 2004.

Ao contrário de Ravenna e Walsh (2006), o artigo encontra uma baixa elasticidade do custo marginal referente ao juros nominal (a média da distribuição a *posterior*i é 0.15), o que faz com que a probabilidade da inflação subir após um choque monetário seja zero. Mais ainda, a probabilidade do modelo reproduzir o *price puzzle* é nula mesmo no caso em que se imponha a restrição de *working capital* a todas as empresas. Isso porque, neste caso, o valor estimado para os demais parâmetros também se altera, compensando a restrição imposta. Por fim, adicionando outras restrições em linha com Christiano et. al. (2005), tais como indexação total de salários e maior rigidez salarial, o modelo acaba por reproduzir o *price puzzle*. No entanto, o modelo estimado na forma mais restrita apresenta uma verossimilhança marginal substancialmente inferior àquela produzida pelo modelo não restrito, mostrando que tais restrições são largamente rejeitadas pelos dados.

Para a economia brasileira, o primeiro a analisar o canal de custo por meio da estimação de modelos estruturais foi Rabi Junior (2008). Assim como Ravenna e Walsh (2006), Rabi Junior (2008) faz a análise da relevância do canal de custo com base na estimação de uma Curva de Phillips Novo-Keynesiana aumentada, de forma a conter a taxa nominal de juros. No entanto, em linha com Christiano et. al. (2005), Rabi Junior (2008) inclui a inflação defasada em sua estimação. Utilizando dados mensais, entre 1994 e 2007, da taxa selic, do

[7] Estas duas últimas variáveis excluem o setor agrícola (*farm sector*).

IPCA e da participação dos salários no produto, o autor não encontra indícios da relevância do canal de custo na economia brasileira. Ao restringir a amostra ao período referente ao regime de metas para a inflação, o canal de custo perde inclusive sua significância estatística. Este resultado segue em linha com o encontrado no mesmo trabalho por meio de Vetores Autorregressivos, onde o *price puzzle* desaparece ao se restringir a amostra a dados somente a partir do ano 2000.

Martins (2011) também estuda o canal de custo no Brasil por meio da estimação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana. No entanto, o autor utiliza duas especificações adicionais à CPNK estimada em Rabi Junior (2008): além da versão que inclui a taxa nominal de juros, Martins (2011) lança mão de duas formas funcionais alternativas, uma utilizando a primeira diferença da taxa nominal e outra utilizando a variação percentual desta variável. Além da estimação por GMM utilizada por Ravenna e Walsh (2006) e Rabi Filho (2008), Martins (2011) estima a CPNK por meio do Filtro de Kalman, o que torna a análise robusta à presença de séries não estacionárias, e pelo método System GMM, sendo este último utilizado para estimar simultaneamente a curva de Phillips e uma regra de Taylor. O autor encontra resultados favoráveis ao canal de custo, quando utiliza a variação da taxa de juros (ao invés do nível da mesma) como variável dependente da regra de Taylor.

Neste capítulo, também analisaremos a questão do canal de custo por meio de modelos novo-keynesianos, aumentados com a hipótese de *working capital*. No entanto, ao contrário dos demais estudos referentes à literatura nacional e internacional, o estudo aqui realizado não se limitará à análise dos parâmetros estimados. Isso porque, além disso, a metodologia aqui proposta terá duas funções adicionais: **(i)** gerar simulações que serão utilizadas como *prior* na estimação de um VAR bayesiano (BVAR); e **(ii)** auxiliar, por meio de sua estrutura, na recuperação dos choques estruturais do BVAR, permitindo contornar possíveis problemas de identificação que gerem o *price puzzle*. Desta forma, o método aqui utilizado (DSGE-VAR) permite, simultaneamente, obter um modelo estrutural para analisar a relevância do canal de custo e estimar um BVAR estrutural, capaz de mostrar se o *puzzle* seria fruto meramente de problemas de identificação dos choques estruturais. Além disso, a metodologia DSGE-VAR é mais robusta em relação às demais já utilizadas na análise do canal de custo por, no processo de estimação, levar em consideração que o modelo não condiz totalmente com a realidade, sendo meramente uma aproximação do mundo real. Como veremos, os resultados sugerem que o *price puzzle* obtido nos modelos VAR nada mais é do que um problema de identificação

dos choques estruturais. Além disso, os parâmetros do modelo keynesiano estimado sugerem que o canal de custo é irrelevante no Brasil.

Na próxima seção, apresentamos o modelo DSGE ampliado com a restrição de *working capital*, de forma a tornar possível (teoricamente) a resposta positiva dos preços frente a uma contração monetária inesperada. Na sequência, calibramos uma versão do modelo obtido, de forma a reproduzir o comportamento contra intuitivo dos preços já mencionado neste parágrafo. O objetivo desta simulação é entender melhor quais restrições são importantes para que o modelo gere o *price puzzle*. *Posterior*mente, estimamos o modelo DSGE-VAR, obtendo, simultaneamente, um VAR estrutural para analisar o *price puzzle* e um modelo estrutural para analisar a importância do canal de custo. A última seção sintetiza as conclusões deste capítulo.

1.3 Introduzindo o Canal de Custo em Modelos Novo-Keynesianos

1.3.1 A restrição de *working capital*

A introdução do canal de custo é feita de forma análoga a Christiano et. al. (2005). Para uma fração $(1-\theta)$ das empresas produtoras de bens intermediários, o processo de produção é feito em linha com os modelos convencionais: a cada período, empresas contratam serviços de capital e trabalho, efetuando o pagamento destes imediatamente, com recursos próprios No entanto, uma fração θ deve contrair empréstimos no início de cada período – à taxa nominal livre de risco – para pagar suas despesas com salários[8]. Neste grupo, o problema de minimização de custos da empresa i no instante t é dado por:

$$\underset{L_t(i),K_t(i)}{Min} \quad R_t^n W_t^n L_t(i) + R_t^{k^{(n)}} K_t(i)$$

$$st. \qquad Y_t(i) = \varepsilon_t^a K_t^s(i)^{\alpha} \left[\gamma^t L_t(i)\right]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi$$

[8] De forma alternativa, poderíamos desenvolver um modelo em que todas as firmas estivessem sujeitas à restrição de *working capital*, mas que tivessem que antecipar somente uma fração θ da folha de salários, obtendo exatamente os mesmos resultados.

Onde, $L_t(i)$ e $K_t(i)$ correspondem à quantidade de horas contratadas e de capital alugado, $R_t^n, R_t^{k^{(n)}}$ e W_t^n correspondem à taxa nominal (bruta) de juros livre de risco, à taxa nominal de retorno do capital e ao salário nominal, $Y_t(i), \gamma, \Phi$ e ε_t^a são, respectivamente, a quantidade produzida pela empresa i, a taxa de crescimento da mão de obra, o custo fixo de produção e um choque de produtividade. Devido à restrição de *working capital*, o custo unitário do trabalho nominal agora é dado por $R_t^n W_t^n$, e não mais por apenas W_t^n.

As condições de primeira ordem do problema são dadas por:

$$L_t(i): R_t^n W_t^n - \Theta_t(i)\varepsilon_t^a K_t^s(i)^{\alpha}(1-\alpha)\left[\gamma^t L_t(i)\right]^{-\alpha}\gamma^t = 0 \tag{1.1}$$

$$K_t(i): R_t^{k^{(n)}} - \Theta_t(i)\varepsilon_t^a \alpha K_t^s(i)^{\alpha-1}\left[\gamma^t L_t(i)\right]^{1-\alpha} = 0 \tag{1.2}$$

Onde $\Theta_t(i)$ é o multiplicador de Lagrange. Dividindo (1.1) por (1.2),

$$\frac{R_t^n W_t^n}{R_t^{k^{(n)}}} = \frac{(1-\alpha)K_t^s(i)^{\alpha} L_t(i)^{-\alpha}}{\alpha K_t^s(i)^{\alpha-1} L_t(i)^{1-\alpha}} \Rightarrow \frac{K_t^s(i)}{L_t(i)} = \frac{\alpha R_t^n W_t^n}{(1-\alpha)R_t^{k^{(n)}}} \tag{1.3}$$

Em (1.3), vemos que a razão capital-trabalho é a mesma para todas as empresas, tendo em visto que o lado direito da equação não depende de i. Desta forma, temos que a quantidade de capital contratada pelas empresas sujeitas à restrição de *working* capital é dada por:

$$K_t^s = \frac{\alpha R_t^n W_t^n}{(1-\alpha)R_t^{k^{(n)}}} L_t \tag{1.4}$$

Substituindo (1.4) na função de produção das firmas, temos que:

$$Y_t(i) = \varepsilon_t^a \left[\frac{\alpha R_t^n W_t^n}{(1-\alpha)R_t^{k^{(n)}}} L_t\right]^{\alpha} \left[\gamma^t L_t(i)\right]^{1-\alpha} - \gamma^t \Phi$$

Rearranjando os termos em função de $L_t(i)$, temos que:

$$L_t(i) = \frac{Y_t(i) + \gamma^t \Phi}{\varepsilon_t^a} \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{R_t^n W_t^n}{R_t^{k^{(n)}}} \right)^{-\alpha} \gamma^{t(\alpha-1)} \tag{1.5}$$

Substituindo-se (1.4) e (1.5) na expressão do custo nominal total CT_t^n e derivando a expressão resultante em relação à $Y_t(i)$, chegamos à expressão do custo marginal nominal MC_t^n para as empresas sujeitas à restrição de *working capital*:

$$MC_t^n = \frac{\partial CT_t^n}{\partial Y_t} = \frac{\left(R_t^n W_t^n\right)^{1-\alpha} \left(R_t^{k^{(n)}}\right)^{\alpha}}{\alpha(1-\alpha)\gamma^{t(1-\alpha)}\varepsilon_t^a} \tag{1.6}$$

Por fim, o custo marginal real é dado por:

$$MC_t = \frac{MC_t^n}{P_t} = \frac{\left(R_t^n W_t\right)^{1-\alpha} \left(R_t^k\right)^{\alpha}}{\alpha(1-\alpha)\gamma^{t(1-\alpha)}\varepsilon_t^a} \tag{1.7}$$

Onde W_t e R_t^k correspondem, respectivamente, ao salário real e à taxa real de retorno do capital. Sendo assim, com a inclusão da restrição de *working capital* a taxa nominal de juros passa a influenciar positivamente o custo marginal real, gerando um canal direto entre política monetária e oferta.

1.3.2 A versão log-linearizada

A seguir, apresentamos a versão log-linearizada do modelo novo-keynesiano que inclui a restrição de *working capital*. No que se segue, utilizamos letras minúsculas para todas as variáveis que estão em suas versões log-linearizadas em torno da trajetória de crescimento balanceado de estado estacionário (S.S.). Como o foco aqui é estudar como a presença do canal de custo afeta a dinâmica inflacionária, primeiramente analisamos as implicações que este canal de transmissão da política monetária gera em comparação aos modelos novo-keynesianos tradicionais.

Começando pela Curva de Phillips Novo-Keynesiana, vemos que esta possui o mesmo formato que os modelos tradicionais, acrescida da hipótese de indexação.

$$\pi_t = \pi_1 \pi_{t-1} + \pi_2 E_t \pi_{t+1} + \pi_3 mc_t + \varepsilon_t^{\,p} \tag{1.8}$$

Onde $\pi_1 = \dfrac{\iota_p}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p}$, $\pi_2 = \dfrac{\beta\gamma^{1-\sigma_c}}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p}$ e $\pi_3 = \dfrac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p}\dfrac{\left(1-\beta\gamma^{\sigma_c}\xi_p\right)\left(1-\xi_p\right)}{\xi_p\left[\left(\phi_p-1\right)\varepsilon_p+1\right]}$.

Dessa forma, a inflação π_t é determinada pela inflação passada, pela expectativa de inflação e pelo custo marginal real das firmas mc_t. Logo, quanto maior for o grau de indexação de preços $\left(\iota_p\right)$, maior será a persistência da resposta da inflação a choques exógenos. Por outro lado, um maior grau de rigidez nominal, medido por uma maior probabilidade de as firmas não poderem reotimizar seus preços $\left(\xi_p\right)$, acarretará em menor resposta da inflação a mudanças no custo marginal real, dado que $\dfrac{\partial \pi_3}{\partial \xi_p} < 0$. Mesmo assim, vemos que os parâmetros ι_p e ξ_p afetam diretamente a amplitude e a persistência da resposta da inflação aos choques de política monetária, sem, no entanto, influenciar o sinal desta resposta.

Em (1.8), fica claro que o fator gerador da dinâmica inflacionária é o custo marginal real mc_t. Nos modelos tradicionais, esta variável é determinada apenas por choques de produtividade ε_t^a, pelo salário real w_t e pela taxa de retorno do capital r_t^k. No entanto, como vimos em (1.7), com a inclusão da hipótese de *working capital*, o custo marginal real também é influenciado pela taxa nominal de juros, como fica evidenciado na equação (1.9):

$$mc_t = \alpha(r_t^k) + \left(1-\alpha\right)\left(w_t + \theta r_t^n\right) - \varepsilon_t^a \tag{1.9}$$

Em modelos que não possuem o canal de custo da política monetária $\left(\theta = 0\right)$, temos que o custo marginal real sempre cai após um aumento da taxa nominal de juros decorrente de um choque de política monetária, já que, neste caso, os salários se contrairão em virtude de uma menor demanda por trabalho e a taxa de retorno do capital cairá em função do recuo no

investimento. Desta forma, a política monetária operaria somente pelo lado da demanda, gerando a tradicional correlação negativa entre preços e taxa de juros. Já no caso em que $\theta \neq 0$, há um canal direto entre política monetária e oferta agregada, já que a elevação da taxa de juros afeta diretamente os custos das firmas. No entanto, para que o custo marginal real – e, consequentemente, a taxa de inflação – se elevem após o aperto monetário, é preciso que o impacto do "choque de oferta" compense os tradicionais canais de demanda. Para tanto, é preciso que o modelo produza uma resposta suavizada tanto do salário real quanto da taxa de retorno do capital ao choque monetário. As duas próximas equações mostram como viabilizar tal suavização.

A equação (1.10) traz a relação entre a taxa de retorno do capital e a utilização do estoque de capital z_t.

$$z_t = z_1 r_t^k \tag{1.10}$$

Onde $z_1 = \frac{1-\psi}{\psi}$ e ψ é uma função positiva da elasticidade do custo de ajustamento da utilização do capital, normalizada de forma que seus valores estejam contidos no intervalo $[0,1]$. Quando $\psi = 1$, é extremamente custoso mudar a utilização do capital, o que faz com que esta última se mantenha constante. No outro extremo, quando $\psi = 0$, mudanças na utilização do capital virtualmente não acrescem novos custos, o que torna esta variável extremamente volátil, fazendo com que a taxa de retorno do capital se mantenha inalterada. Desta forma, para que o modelo reproduza o *price puzzle* é necessário um baixo valor de ψ, fazendo com que, em resposta ao choque monetário, as famílias prontamente mudassem a utilização do capital, mantendo assim estável a taxa de retorno do capital.

Além da taxa de retorno do capital, também é necessário uma grande rigidez do salário real, cuja dinâmica é dada pela equação (1.11).

$$w_t = w_1 w_{t-1} + (1-w_1)(E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}) - w_2 \pi_t + w_3 \pi_{t-1} + w_4 \mu_t^w + \varepsilon_t^w \tag{1.11}$$

onde $w_1 = \frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}}, w_2 = \left(1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_w\right)w_1, w_3 = \iota_w w_1, w_4 = \frac{\left(1-\beta\gamma^{1-\sigma_c}\xi_w\right)\left(1-\xi_w\right)}{\xi_w\left(\left(\phi_w-1\right)\varepsilon_w+1\right)}w_1$ e μ_t^w é o markup do salário real em relação à taxa marginal de substituição consumo-lazer. Como vemos em (1.11), o salário real será mais inelástico à política monetária quão maior for sua rigidez ξ_w e seu grau de indexação ι_w.

A última equação afetada pelo canal de custo envolve a razão ótima capital-trabalho, sendo esta última obtida a partir do problema de minimização de custos das firmas intermediárias. Como a política monetária, por meio da taxa nominal de juros r_t^n, passa a afetar o custo unitário do trabalho, a razão ótima capital-trabalho passa a ser dada por:

$$k_t^s - l_t = w_t + \theta r_t^n - r_t^k \tag{1.12}$$

Completam o lado da oferta as seguintes equações:

$$y_t = \phi_p\left(\alpha k_t^s + (1-\alpha)l_t + \varepsilon_t^a\right) \tag{1.13}$$

$$k_t^s = k_{t-1} + z_t \tag{1.14}$$

$$k_t = k_1 k_{t-1} + (1-k_1)i_t + k_2\varepsilon_t^i \tag{1.15}$$

$$\mu_t^w = w_t - mrs_t = w_t - \left(\sigma_l l_t + \frac{1}{1-\lambda}\left(c_t - \lambda_t c_{t-1}\right)\right) \tag{1.16}$$

Onde (1.13) representa a versão log-linearizada da função de produção, que combina capital k_t e trabalho l_t, (1.14) representa a relação de equilíbrio entre o capital utilizado na produção e a utilização do estoque de capital por parte das famílias, (1.15) representa a lei de movimento do capital e (1.16) mostra a relação entre o markup do salário real μ_t^w e a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer mrs_t. Nas equações (1.15) e (1.16), c_t e i_t são, respectivamente, desvios percentuais do consumo das famílias e do investimento em relação a seus valores de estado estacionário.

Do lado da demanda, a versão log-linearizada do modelo é composta pelas seguintes equações:

$$y_t = c_y c_t + i_y i_t + z_y z_t + \varepsilon_t^g \tag{1.17}$$

$$c_t = c_1 c_{t-1} + (1-c_1) E_t c_{t+1} + c_2 \left(l_t - E_t l_{t+1} \right) - c_3 \left(r_t^n - E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b \right) \tag{1.18}$$

$$i_t = i_1 i_{t-1} + (1-i_1) E_t i_{t+1} + i_2 q_t + \varepsilon_t^i \tag{1.19}$$

$$q_t = q_1 E_t q_{t+1} + (1-q_1) E_t r_{t+1}^k - \left(r_t^n - E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b \right) \tag{1.20}$$

Onde (1.17) representa a restrição agregada de recursos, (1.18) a equação de Euler do consumo, (1.19) a equação de Euler do investimento e (1.20) representa a equação do valor do estoque de capital q_t.

A política monetária se dá por meio de uma regra de Taylor na qual o Banco Central responde a desvios da inflação e do produto em relação à trajetória de crescimento balanceado de estado estacionário:

$$r_t^n = \rho r_{t-1}^n + \left(1-\rho\right)\left(r_\pi \pi_t + r_y y_t \right) + \varepsilon_t^r \tag{1.21}$$

Finalmente, as últimas sete equações trazem a lei de movimento dos choques exógenos.

$$\varepsilon_t^g = \rho_g \varepsilon_{t-1}^g + \eta_t^g + \rho_{ga} \eta_t^a \tag{1.22}$$

$$\varepsilon_t^a = \rho_a \varepsilon_{t-1}^a + \eta_t^a \tag{1.23}$$

$$\varepsilon_t^b = \rho_b \varepsilon_{t-1}^b + \eta_t^b \tag{1.24}$$

$$\varepsilon_t^i = \rho_i \varepsilon_{t-1}^i + \eta_t^i \tag{1.25}$$

$$\varepsilon_t^r = \rho_r \varepsilon_{t-1}^r + \eta_t^r \tag{1.26}$$

$$\varepsilon_t^p = \rho_p \varepsilon_{t-1}^p + \eta_t^p - \mu_p \eta_{t-1}^p \tag{1.27}$$

$$\varepsilon_t^w = \rho_w \varepsilon_{t-1}^w + \eta_t^w - \mu_w \eta_{t-1}^w \tag{1.28}$$

A maioria dos choques é modelada de acordo com um AR(1). As exceções são o choque de gasto exógeno, correlacionado com o choque de produtividade em virtude da inclusão da balança comercial no componente exógeno do PIB e os choques dos markups de preços e salários, que são modelados de acordo com um ARMA(1,1) para captar as oscilações de alta frequência.

1.3.3 *Price puzzle*: uma versão calibrada

Nesta seção, calibramos o modelo acima de forma que este reproduza o *price puzzle*. Para isso, impomos a restrição de *working capital* a todas as empresas intermediárias da economia $(\theta = 1)$, além de indexação completa de preços e salários $(\iota_w = \iota_p = 1)$, elevada rigidez salarial acompanhada de moderada rigidez de preços $(\xi_p = 0.6$ e $\xi_w = 0.85)$ e baixo custo de variação da utilização do capital $(\psi = 0.01)$. Os demais parâmetros correspondem à média das distribuições *a priori* que serão utilizadas no exercício de estimação, expressos na tabela 1.

O gráfico 1 mostra a resposta da inflação a um choque de política monetária que se manifesta na forma de uma elevação inesperada da taxa nominal de juros em 0.25 ponto percentual. Na calibragem padrão (modelo base), vemos que a inflação inicialmente se eleva, demorando sete trimestres para atingir nível inferior ao de estado estacionário. Este comportamento é resultado de da combinação de uma série de fatores. De um lado, tanto a elevada rigidez salarial quanto a elástica utilização do capital induzidas pela calibragem fazem com que o salário real e a taxa de retorno do capital se mantenham praticamente estáveis após o choque monetário.

Por outro lado, o fato de todas as firmas estarem sujeitas à restrição de *working capital* faz com que o impacto da elevação da taxa nominal de juros seja imediato e fortemente repassado ao custo marginal real agregado. Dada a relativa estabilidade inicial dos demais componentes do custo marginal real (salário real e taxa de retorno do capital), a inflação se eleva durante os primeiros três trimestres que sucedem o choque, para que, somente então, o canal de demanda (efeito das quedas do salário real e da taxa de retorno do capital no custo marginal) passe a ter efeito preponderante. Ainda assim, a supremacia inicial do canal de custo faz com que o efeito do choque monetário na inflação se mantenha no campo positivo por quase dois anos.

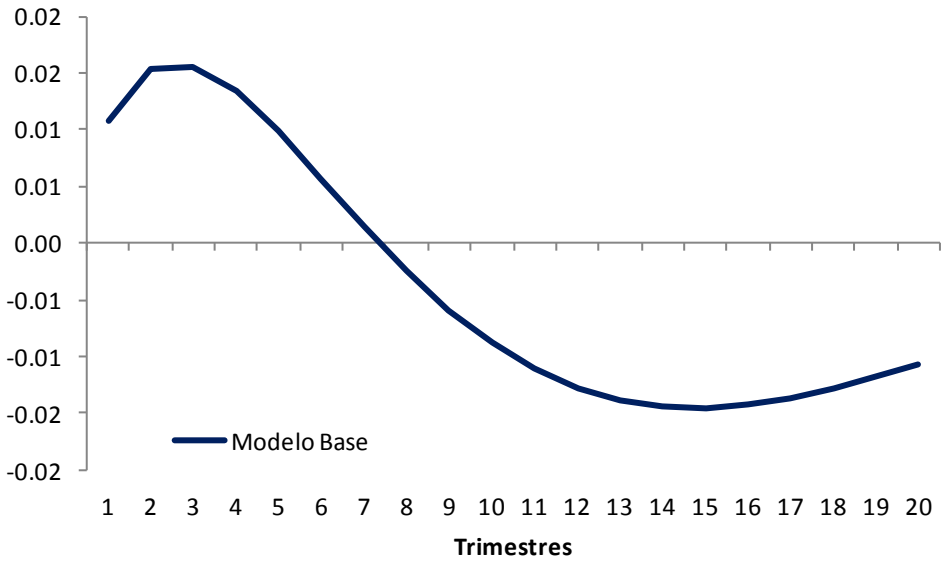

Gráfico 1- Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros

Com o intuito de compreender melhor a forma com a qual as rigidezes aqui impostas afeta a relação entre inflação e juros nominal, vamos excluí-las por partes do modelo base e analisar o impacto destas exclusões nas funções de resposta ao impulso da inflação. Primeiramente, analisamos o caso em que há maior flexibilidade de preços. Como mostra o gráfico 2, quando o modelo se aproxima do caso em que os preços são totalmente flexíveis $\left(\xi_p = 0.000001\right)$ e não indexados $\left(\iota_p = 0\right)$, o aumento da resposta inflacionária ao choque monetário cresce significativamente (na comparação com o modelo base). Ainda assim, a nova parametrização não afeta a duração do período em que o efeito do choque monetário na inflação se mantém positivo. Este fato já era esperado, dado que, como vimos anteriormente na equação (1.8), os parâmetros em questão afetam somente a amplitude da elasticidade da inflação ao juros nominal, sem, contudo, afetar o sinal desta resposta.

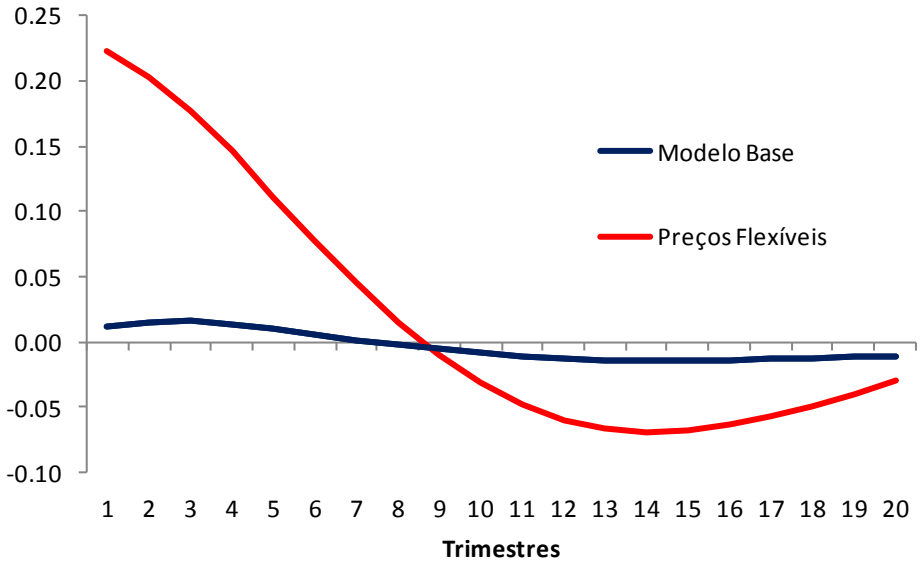

Gráfico 2 - Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros

Por outro lado, é possível notar que a elevada elasticidade do custo marginal real em relação à taxa nominal de juros $(\theta = 1)$ não é suficiente para garantir que a inflação se eleve após o choque monetário positivo. Como vemos no gráfico 3, mesmo com $\theta = 1$, no caso em que os salários sejam flexíveis $(\xi_w = 0.000001)$ e não indexados $(\iota_w = 0)$, o modelo gera uma queda imediata da inflação após o choque monetário positivo. Como mostra o mesmo gráfico, comportamento similar pode ser obtido no caso limite em que não há variação na utilização do capital, embora a queda seja menos acentuada que no caso de ausência de rigidez salarial.

Assim, é importante ressaltar que a presença do canal de custo não é suficiente para que o modelo produza resposta positiva da inflação frente a uma contração monetária. Além de elevada elasticidade da taxa nominal de juros no custo marginal real, também são necessárias as presenças de elevada rigidez (e inércia) do salário nominal (e, consequentemente, do salário real) e/ou flexibilidade da utilização do capital, reduzindo a volatilidade da taxa de retorno do mesmo.

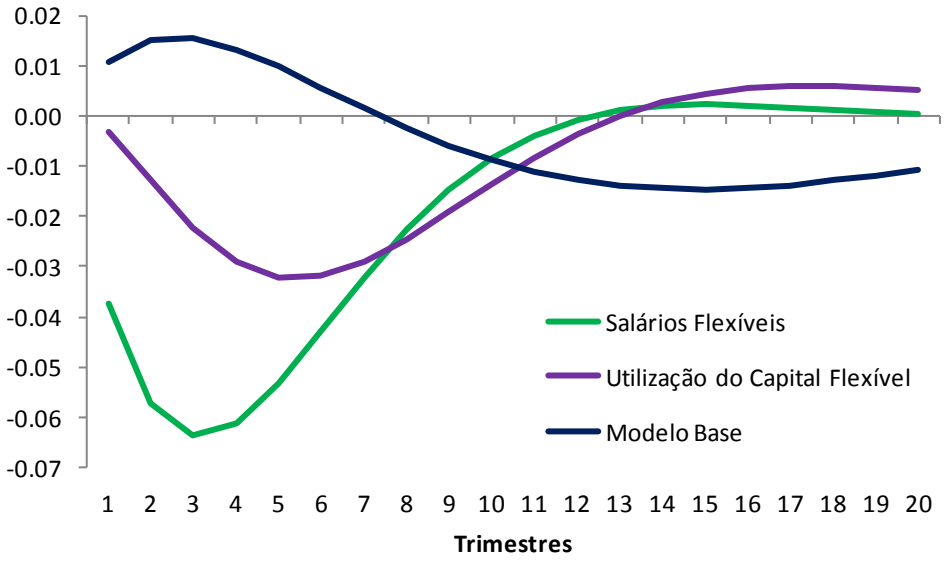

Gráfico 3 - Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros

1.4 Abordagem econométrica

No que diz respeito à estratégia de estimação dos modelos novo-keynesianos destinados ao estudo da relevância do canal de custo, podemos dividir a literatura existente em três grupos. Nesta seção, fazemos uma breve análise crítica das três, além de apresentarmos uma metodologia alternativa, por nós utilizada, destacando suas principais vantagens perante as demais.

1.4.1 Estimações da Curva de Phillips pelo método generalizado dos momentos

Grande parte dos trabalhos analisa o canal de custo por meio da estimação direta de apenas uma equação, qual seja, alguma versão da Curva de Phillips Novo-Keynesiana que inclua a taxa nominal de juros como variável explicativa. Neste caso, a estimação é quase sempre feita através do Método Generalizado dos Momentos (GMM). A grande vantagem do GMM é sua relativa robustez, tendo em vista que toda a análise é feita somente na equação de interesse, reduzindo os efeitos negativos de eventuais erros de especificação em outras dimensões do modelo. Por exemplo, a CPNK estimada em Ravenna e Walsh (2006) independe da forma

funcional utilizada para a Regra de Taylor ou da especificação da função utilidade das famílias.

No entanto, a estimação por GMM também possui algumas limitações importantes, tornando-a menos atraente. Não é à toa que este método de estimação, após conquistar grande popularidade ao longo das décadas de 1980 e 1990, tenha passado a perder cada vez mais espaço em relação aos métodos de estimação baseados na função de verossimilhança do modelo. Um dos pontos frágeis do Método Generalizado dos Momentos diz respeito à escolha dos instrumentos e das condições de ortogonalidade a serem utilizadas no processo de estimação. Isto porque, se, por um lado, um grande conjunto de momentos aumenta a eficiência assintótica do estimador, por outro lado, este excesso acarretará em aumento significativo do viés do estimador para pequenas amostras.

O aumento no viés para pequenas amostras decorre basicamente de dois fatos: o primeiro é que os instrumentos adicionais podem ser apenas fracamente correlacionados com os momentos a serem instrumentalizados, deteriorando a precisão dos estimadores em pequenas amostras. O segundo é que, quando a matriz de ponderação possui grande dimensão e a amostra é reduzida, dificilmente a estimação convergirá para uma matriz não estocástica. Desta forma, no caso de análises feitas em pequenas amostras, não é recomendável tomar os resultados obtidos em estimações fortemente sobreidentificadas a valor de face. Não por acaso, os resultados encontrados por Ravenna e Walsh (2006) se mostraram sensíveis tanto à escolha dos instrumentos como à escolha da matriz de ponderação.

Além disso, como demonstrado em Canova (2007), não são apenas os estimadores dos coeficientes que são viesados em pequenas amostras, como também os estimadores de seus desvios-padrão, reduzindo diretamente a confiabilidade dos testes de hipótese. Lindé (2005), com base em dados simulados a partir de um modelo novo-keynesiano tradicional, composto por três equações, encontrou que a estimação da CPNK pelo Método Generalizado dos Momentos produz estimadores pouco acurados, cuja imprecisão cresce: **(i)** de acordo com a relevância das expectativas de inflação; e **(ii)** na presença de erros de medida em relação ao custo marginal real. Concomitantemente, as simulações realizadas em Lindé (2005) sugerem que, independente do tamanho da amostra, há substanciais ganhos na estimação dos parâmetros da CPNK por meio de métodos que façam uso da função de verossimilhança.

Outro ponto delicado do GMM consiste na hipótese de que todas as séries em questão são estacionárias. Dado o baixo poder dos testes de raiz unitária, a hipótese de estacionariedade, pelo menos em parte, compensa os ganhos de robustez mencionados acima. Uma alternativa seria a utilização de filtros estatísticos nas séries de interesse. No entanto, o uso de filtros não pode ser feito impunemente. Isto porque, como destacado em Christiano e Den Haan (1996), o uso de filtro HP induz à elevada e persistente correlação serial nos resíduos. Como estes últimos são diretamente utilizados nas condições de ortogonalidade, o uso de filtros estatísticos como forma de tornar as séries estacionárias dificultaria ainda mais a já complicada convergência da matriz de ponderação.

Dada a grande ênfase aos problemas enfrentados pela estimação por GMM em pequenas amostras, uma pergunta natural seria qual o tamanho amostral suficiente para que as propriedades assintóticas do estimador se apliquem? A resposta é pouco animadora. Segundo Canova (2007), as evidências obtidas por meio de simulações de simples modelos sugerem uma amostra com pelo menos 300 observações. Em termos trimestrais, este número representa 75 anos sem grandes mudanças estruturais, algo extremamente improvável tratando-se de séries macroeconômicas.

Por fim, embora haja ganhos de robustez na estimação somente da equação de interesse, esta estratégia mais compacta impossibilita analisar com mais detalhamento a dinâmica resultante de um choque de política monetária na inflação. Com isso, não é possível analisar até que ponto o canal de custo (quando existente) seria capaz de compensar o efeito do canal tradicional de demanda, justificando assim o comportamento observado no *price puzzle*.

1.4.2 Minimização da distância entre a Função de Resposta ao Impulso (FRI) estimada com base em modelos VAR daquelas simuladas em modelos estruturais

A segunda estratégia de estimação utilizada na literatura obtém os parâmetros estruturais de forma que alguns dos momentos simulados pelo modelo "imitem" os momentos contidos na amostra. Esta técnica, denominada por Geweke (1999) como "interpretação econométrica fraca" (*weak econometric interpretation*), geralmente é aplicada com o objetivo de minimizar a distância entre a FRI estimada (por meio de um VAR) e a simulada pelo modelo. Tal procedimento pode ser feito tanto por meio do Método Generalizado dos Momentos – como

em Christiano et. al. (2005) – ou por meio de técnicas bayesianas, conforme proposto em Christiano et. al. (2010). A grande vantagem do uso de métodos bayesianos reside no fato destes não serem afetados pelas críticas quanto às limitações do estimador de GMM em pequenas amostras.

O método da minimização de distância possui em sua essência o espírito do programa original de *Real Business Cycles* (RBC) desenvolvido a partir de Kydland e Prescott (1982), segundo o qual os parâmetros deveriam ser escolhidos de forma que determinados momentos teóricos gerados pelo modelo tivessem comportamento mais próximo possível do observado nos dados. Este procedimento vai ao encontro da estratégia descrita em Kydland e Prescott (1996), onde segundo os autores:

> Geralmente, algumas questões econômicas possuem respostas conhecidas, e o modelo deve nos dar corretamente estas respostas para que então possamos confiar nas respostas dadas às questões cujas respostas são desconhecidas. Desta forma, os dados devem ser usados para calibrar o modelo de sorte que este imite o mundo da melhor forma possível para um número limitado e claramente especificado de dimensões (KYDLAND; PRESCOTT, 1996, p.74)[9].

No entanto, esta estratégia de estimação perdeu parte do seu apelo com os trabalhos de Smets e Wouters (2003) e Smets e Wouters (2007), onde os autores encontram que, tanto para a zona do euro quanto para os Estados Unidos, o modelo novo-keynesiano tradicional, acrescido de algumas poucas rigidezes nominais e reais, é capaz de realizar previsões mais precisas do que àquelas geradas com base em modelos VAR, mesmo no que diz respeito a previsões "fora da amostra". No caso em que os modelos DSGE apresentam melhor aderência aos dados (ou, em termos bayesianos, caso os modelos DSGE apresentem, *a posteriori*, uma probabilidade superior a dos modelos VAR), não haveria sentido em "forçar" os parâmetros do modelo a se espelharem nos Vetores Autorregressivos, tendo em vista o menor apelo em utilizar tais modelos como *benchmark*.

Além disso, o procedimento empregado em Christiano et. al. (2005) não testa de fato a existência do canal de custo. Na verdade, a presença do *price puzzle* nas funções de resposta ao impulso simuladas pelos autores se deve, basicamente, ao fato do VAR utilizado como referência no processo de estimação se comportar em linha com o *puzzle*.

[9] Generally, some economic questions have known answers, and the model should give an approximately correct answer to them if we are to have any confidence in the answer given to the question with unknown answer. Thus, data are used to calibrate the model economy so that it mimics the world as closely as possible along a limited, but clearly specified, number of dimensions.

1.4.3 Estimações bayesianas direta do modelo DSGE

O terceiro método para analisar o canal de custo da política monetária, empregado em Rabanal (2007), envolve a estimação dos parâmetros através de técnicas bayesianas baseadas na função de verossimilhança produzida pela versão linearizada do modelo estrutural. Em relação ao uso da abordagem econométrica clássica em modelos macroeconômicos de equilíbrio geral, a econometria bayesiana possui algumas importantes vantagens, tais como **(i)** ser uma maneira flexível de se introduzir informações *a priori* sobre a estrutura dos parâmetros; **(ii)** por se tratar de um procedimento baseado na função de verossimilhança, é possível tirar proveito de todas as restrições resultantes do modelo de equilíbrio geral; **(iii)** a não necessidade da hipótese de estacionariedade das séries; e **(iv)** a forma natural de se comparar diferentes modelos, sem a necessidade de assumir que um dos dois seja o verdadeiro processo gerador dos dados. Dessa forma, o procedimento utilizado em Rabanal (2007) apresenta claras vantagens em relação às outras duas alternativas. Ainda assim, há ao menos duas limitações quanto à estimação direta de um modelo DSGE como forma de analisar a relevância do canal de custo da política monetária.

A primeira diz respeito ao uso de um modelo altamente estilizado como única fonte de captação de toda a dinâmica das séries reais. Como analisado em Del Negro e Schorfheide (2009), a estimação dos modelos DSGE pode ser substancialmente melhorada no caso em que se considere, explicitamente, a possibilidade de erros de especificação do modelo. Neste quesito, seria possível elevar a robustez da abordagem utilizada em Rabanal (2007), tornando-a ainda mais atraente em relação às outras duas estratégias econométricas mencionadas acima.

A segunda crítica passível da estimação direta do modelo DSGE é a dificuldade de comparar os resultados obtidos com a literatura VAR. Por exemplo, Rabanal (2007) encontra que o canal de custo da política monetária não é suficiente para justificar o *price puzzle*. No entanto, este resultado não é capaz de explicar as razões pelas quais este fenômeno se faz presente na FRI obtida por meio de modelos VAR. O argumento quanto à falta de variáveis relevantes (por exemplo, preço de *commodities*) não é completamente satisfatório, tendo em vista que estas não são utilizadas na estimação do modelo estrutural.

1.4.4 Estimações a partir da metodologia DSGE-VAR[10]

Um dos pontos fracos existentes nos modelos VAR reside na falta de parcimônia dos mesmos no que diz respeito ao número de parâmetros a ser estimado. Dessa forma, geralmente o tamanho da amostra acaba restringindo o número de variáveis endógenas que podem ser efetivamente utilizadas no processo de estimação, assim como o número de defasagens do modelo. Uma das consequências desta "sobreparametrização" se dá no baixo poder preditivo dos modelos VAR tradicionais.

Uma solução utilizada para contornar este problema consiste na redução do espaço paramétrico para regiões em torno de alguns pontos específicos. Por exemplo, Doan et. al. (1984) propõe "encolher" o espaço paramétrico de vetores autorregressivos formados por séries macroeconômicas em torno de representações de passeios aleatórios univariados. A justificativa para tal é puramente estatística: segundo os autores, modelos de passeio aleatório costumam prever razoavelmente bem o comportamento de séries macroeconômicas.

A abordagem utilizada neste capítulo, cuja literatura convencionou chamar de DSGE-VAR, possui a mesma estratégia de redução do espaço paramétrico. No entanto, ao contrário de fazê-lo com base em critérios puramente estatísticos, as restrições aqui impostas são obtidas a partir do modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico descrito acima, sem, no entanto, impô-las de maneira dogmática. Mais do que isso, o método aqui utilizado permite que os choques estruturais sejam recuperados da forma reduzida do VAR a partir da estrutura do modelo DSGE, criando assim um VAR estrutural (SVAR) cujas restrições estão diretamente fundamentadas na teoria econômica.

Os estimadores obtidos a partir do espaço paramétrico restrito podem ser interpretados como estimadores bayesianos derivados de distribuições que concentram boa parte de sua densidade em torno das restrições desejadas. Afinal, as *priors* nada mais são do que uma forma sistemática de acrescentar informações ao processo de estimação. É comum a incorporação de *priors* no processo de estimação por meio de "observações *dummy*" (*dummy observations*):

[10] O procedimento aqui descrito pode ser encontrado de forma mais detalhada em Del Negro e Schorfheide (2004).

grosso modo, a *prior* do modelo DSGE é introduzida através da expansão dos dados, incluindo observações obtidas a partir de simulações deste modelo. A razão entre os dados simulados e os dados reais – que aqui será representada pelo parâmetro λ – mede exatamente a importância da *prior* em relação aos dados amostrais no processo de estimação.

Assim, seja o modelo VAR representado por:

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + ... + \Phi_p y_{t-p} + u_t$$

Onde y_t e u_t são vetores (nx1), sendo que o primeiro representa as séries observadas e o segundo traz os erros de previsão um passo a frente. As matrizes Φ_k, k=0, 1,..., p são matrizes (kxn) de coeficientes.

Por sua vez, indexamos o modelo DSGE pelo vetor θ, que concatena todos os seus parâmetros estruturais. Assim, a estratégia de estimação da abordagem DSGE-VAR consiste na construção de uma *prior* hierárquica, formada pela distribuição marginal de θ, pela distribuição marginal de λ e pela distribuição dos parâmetros do VAR, esta última condicionada tanto em θ como em λ. Como veremos adiante, esta condicionalidade decorre do fato da *prior* dos parâmetros do VAR ser obtida a partir de dados simulados do modelo DSGE. Com base na regra de Bayes, é possível obter a distribuição conjunta dos parâmetros do VAR e do modelo DSGE.

Para obtenção da distribuição *posteriori* dos parâmetros do VAR e do modelo DSGE, começamos definindo a função de verossimilhança do modelo VAR. Para tal, assumimos que $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$, condicionado nas informações passadas de y_t, o que é usual na literatura. Definimos Y como uma matriz (Txn) cuja t-ésima linha corresponda a y_t'. Para $k = 1 + np$, tem-se que X é uma matriz (TxK), cuja t-ésima linha é dada por $x_t' = \left[1, y_{t-1}', ..., y_{t-p}'\right]$. Seja U a matriz (Txn) cuja t-ésima linha é dada por u_t' e $\Phi = \left[\Phi_0, \Phi_1, ..., \Phi_p\right]$. Assim, a representação matricial do VAR é dada por:

$$Y = X\Phi + U$$

E, por sua vez, a função de verossimilhança, condicional em $y_{1-p},...,y_0$, é dada por:

$$p\left(Y\middle|\Phi,\Sigma_u\right)\propto\left|\Sigma_u\right|^{\frac{-T}{2}}\exp\left\{-\frac{1}{2}tr\left[\Sigma_u^{-1}\left(Y'Y-\Phi'X'Y-Y'X\Phi+\Phi'X'X\Phi\right)\right]\right\}$$

Embora os modelos DSGE não possuam representação na forma de um vetor autorregressivo de ordem finita, o VAR acima pode ser interpretado como uma aproximação da representação VMA infinita dos modelos estruturais de equilíbrio geral.

A magnitude do erro de aproximação será menor quão maior for o número de defasagens utilizadas. Como a dimensão do vetor de parâmetros θ do modelo DSGE é menor do que a do vetor de parâmetros do VAR, a estrutura hierárquica aqui utilizada impõe restrições na representação aproximada do vetor autorregressivo em y_t.

Para obtenção das *priors*, partimos do pressuposto que a amostra é ampliada com $T^*=\lambda\mathrm{T}$ observações $\left(Y^*,X^*\right)$ geradas a partir de simulações do modelo DSGE cujos parâmetros estruturais são concatenados no vetor θ. A função de verossimilhança $p\left(Y^*\left(\theta\right)\middle|\Phi,\Sigma_u\right)$, por sua vez, é dada por:

$$p\left(Y^*\left(\theta\right)\middle|\Phi,\Sigma_u\right)\propto\left|\Sigma_u\right|^{\frac{-T}{2}}\exp\left\{-\frac{1}{2}tr\left[\Sigma_u^{-1}\left(Y^{*'}Y-\Phi'X^{*'}Y^*-Y^*X^{*'}\Phi+\Phi'X^{*'}X^*\Phi\right)\right]\right\}$$

No caso em que de fato fossem gerados sorteios aleatórios a partir do modelo DSGE, a realização repetitiva de tal procedimento adicionaria um termo estocástico à *prior*, algo evidentemente indesejado. No entanto, há uma forma simples de remover o componente estocástico de $p\left(Y^*\left(\theta\right)\middle|\Phi,\Sigma_u\right)$: substituir os momentos simulados $Y^*Y^{*'}$, $Y^{*'}X^*$ e $X^{*'}X^*$ por seus valores esperados incondicionais. Afinal, de acordo com o modelo DSGE, o vetor y_t é estacionário, garantindo que o valor esperado dos momentos amostrais possa ser obtido a partir dos momentos populacionais reponderados $\lambda\mathrm{T}\Gamma_{yy}^*\left(\theta\right)$, $\lambda\mathrm{T}\Gamma_{yx}^*\left(\theta\right)$ e $\lambda\mathrm{T}\Gamma_{xx}^*\left(\theta\right)$, onde, por exemplo, $\Gamma_{yy}^*\left(\theta\right)=E_\theta\left[y_t y_t^{'}\right]$. O fato de os momentos populacionais serem computados de forma analítica torna o procedimento extremamente eficiente do ponto de vista

computacional. Desta forma, substituindo os momentos amostrais da equação acima pelos populacionais, tem-se que:

$$p\left(Y^*(\theta)\middle|\Phi,\Sigma_u\right)\propto\left|\Sigma_u\right|^{\frac{-T}{2}}\exp\left\{-\frac{1}{2}tr\left[\lambda T\Sigma_u^{-1}\left(\Gamma_{yy}^*(\theta)-\Phi'\Gamma_{xy}^*(\theta)-\Gamma_{yx}^*(\theta)\Phi+\Phi'\Gamma_{xx}^*(\theta)\right)\right]\right\}$$

Para obter a distribuição a *prior*i dos parâmetros do $VAR(\Phi,\Sigma_u)$, condicionada nos parâmetros estruturais θ, combinamos a distribuição $p\left(Y^*(\theta)\middle|\Phi,\Sigma_u\right)$ acima com a *prior* de Jeffrey $p(\Phi,\Sigma_u)\propto\left|\Sigma_u\right|^{-(n+1)/2}$. Assim, tem-se que:

$$p\left(\Phi,\Sigma_u\middle|\theta\right)=c^{-1}(\theta)\left|\Sigma_u\right|^{-\frac{\lambda T+n+1}{2}}\exp\left\{-\frac{1}{2}tr\left[\lambda T\Sigma_u^{-1}\left(\Gamma_{yy}^*(\theta)-\Phi'\Gamma_{xy}^*(\theta)-\Gamma_{yx}^*(\theta)\Phi+\Phi'\Gamma_{xx}^*(\theta)\right)\right]\right\}$$

Dado que $\lambda T>k+n$ e que $\Gamma_{xx}^*(\theta)$ é inversível (o que é garantido pelo fato do número de choques estruturais ser igual ao número de variáveis observadas no modelo DSGE), tem-se que a *prior* acima é própria e não degenerada. Neste caso, $c^{-1}(\theta)$ é apenas um fator de normalização que garanta que $\int p\left(\Phi,\Sigma_u\middle|\theta\right)d(\Phi,\Sigma_u)=1$.

Definindo as funções:

$$\Phi^*(\theta)=\Gamma_{xx}^{*-1}(\theta)\Gamma_{xy}^*(\theta)$$

$$\Sigma_u^*=\Gamma_{yy}^*(\theta)-\Gamma_{yx}^*(\theta)\Gamma_{xx}^{*-1}(\theta)\Gamma_{xy}^*(\theta)$$

Temos que, condicionado em θ e em λ, a distribuição a *prior*i dos parâmetros do VAR é tal que:

$$\Sigma_u\middle|\theta,\lambda\sim IW\left(\lambda T\Sigma_u^*(\theta),\lambda T-k,n\right)$$

$$\Phi\middle|\Sigma_u,\theta,\lambda\sim N\left(\Phi^*(\theta),\Sigma_u\otimes\left(\lambda T\Gamma_{xx}^*(\theta)\right)^{-1}\right)$$

A distribuição a *prior*i conjunta é completa com a inclusão da distribuição $p(\theta)$ referente aos parâmetros do modelo DSGE e da distribuição $p(\lambda)$ referente ao peso do modelo no processo de estimação. Assim, a estrutura hierárquica da *prior* conjunta é dada por:

$$p(\Phi, \Sigma_u, \theta, \lambda) = p(\Phi, \Sigma_u | \theta, \lambda)\, p(\theta)\, p(\lambda)$$

Logo, as funções $\Phi^*(\theta)$ e $\Sigma_u^*(\theta)$ delimitam um subespaço no espaço paramétrico do modelo VAR cuja intuição se dá da seguinte forma: no caso em que os dados fossem gerados a partir de um modelo DSGE com parâmetros θ, o VAR com matriz de coeficientes $\Phi^*(\theta)$ seria aquele que minimizaria o erro quadrático médio da estimação. Além disso, a matriz de variância-covariância dos respectivos erros de previsão seria dada por $\Sigma_u^*(\theta)$. É importante ressaltar que a *prior* desenvolvida acima atribui massa de probabilidade fora do subespaço delimitado por $\Phi^*(\theta)$ e $\Sigma_u^*(\theta)$. Afinal, a matriz de variância-covariância $\Sigma_u \otimes \left(\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta)\right)^{-1}$ distribui massa de probabilidade em torno de $\Phi^*(\theta)$, além, é claro, da variância contida nas *priors* $p(\theta)$ e $p(\lambda)$.

Tendo a função verossimilhança e a distribuição a *prior*i, podemos obter a *posterior* conjunta dos parâmetros do VAR e do modelo DSGE. Para tal, é útil decompor a distribuição de sorte que:

$$p(\Phi, \Sigma_u, \theta, \lambda | Y) = p(\Phi, \Sigma_u | \theta, \lambda, Y)\, p(\theta, \lambda | Y)$$

Definindo $\overline{\Phi}(\theta)$ e $\overline{\Sigma}_u(\theta)$ como os estimadores de máxima verossimilhança de (Φ, Σ_u) obtidos da amostra ampliada pelos dados artificiais, tem-se que:

$$\overline{\Phi}(\theta) = \left(\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta) + X'X\right)^{-1}\left(\lambda T \Gamma_{xy}^*(\theta) + X'Y\right)$$

$$\overline{\Sigma}_u(\theta) = \frac{1}{T(\lambda+1)}\left[\left(\lambda T \Gamma_{yy}^*(\theta) + Y'Y\right) - \left(\lambda T \Gamma_{yx}^*(\theta) + Y'X\right)\left(\lambda T \Gamma_{xx}^*(\theta) + X'X\right)^{-1}\left(\lambda T \Gamma_{xy}^*(\theta) + X'Y\right)\right]$$

Como mostrado em Zellner (1971), a distribuição *posterior*i de Φ e Σ_u também segue uma distribuição Normal – Wishart Invertida na forma:

$$\Sigma_u \left| \theta, \lambda, Y \sim IW \left((\lambda+1) T \overline{\Sigma}_u (\theta), (\lambda+1) T - k, n \right) \right.$$

$$\Phi \left| \Sigma_u, \theta, \lambda, Y \sim N \left(\overline{\Phi}(\theta), \Sigma_u \otimes \left(\lambda T \Gamma^*_{xx}(\theta) + X^{'} X \right)^{-1} \right) \right.$$

Desta forma, tem-se que a distribuição *posteriori* de Φ consiste em uma combinação convexa entre sua *prior* $\Phi^*(\theta)$ e o estimador de mínimos quadrados $\Phi^{OLS} = \left(X^{'} X \right)^{-1} X^{'} Y$, obtido na estimação realizada a partir da amostra que contém apenas dados reais. O peso de cada um destes dois componentes é dado pelo parâmetro λ. Quando λ tende ao infinito, a média da *posterior* converge para a média da *prior*, isto é, para a projeção do modelo DSGE no VAR(p). Por outro lado, quando λ converge para zero, a média da *posterior* converge para os parâmetros obtidos por meio da regressão de mínimos quadrados dos dados originais.

Ao contrário de $p\left(\Phi, \Sigma_u \left| \theta, \lambda, Y \right.\right)$, não possuímos uma forma fechada para a *posterior* $p\left(\theta, \lambda \left| Y \right.\right)$. No entanto, este ponto é facilmente contornado por meio do uso do algoritmo Markov-Chains Metropolis-Hastings.

Além de estimarmos os parâmetros do VAR, a metodologia DSGE-VAR nos permite recuperar choques estruturais de forma a obter funções de resposta ao impulso confiáveis. Para tal, o mapeamento entre os choques de forma reduzida u_t do VAR e os choques estruturais é feito de acordo com as restrições impostas pela estrutura de choques do modelo DSGE.

Seja Σ_{tr} a decomposição de Choleski de Σ_u. Como se sabe, em qualquer VAR estrutural onde haja exata identificação, a relação entre u_t e os choques estruturais ε_t pode ser caracterizada da seguinte forma:

$$u_t = \Sigma_{tr}\Omega\varepsilon_t$$

Onde Ω é uma matriz ortonormal e os choques estruturais são normalizados de forma que $E\left(\varepsilon_t\varepsilon_t^{'}\right) = I$. Assim, temos que o impacto inicial de um choque de ε_t em y_t é dado por:

$$\left(\frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_t^{'}}\right)_{VAR} = \left(\frac{\partial y_t}{\partial u_t^{'}}\right)_{VAR}\left(\frac{\partial u_t}{\partial \varepsilon_t^{'}}\right) = \Sigma_{tr}\Omega$$

O problema de identificação reside no fato de os dados não conterem quaisquer informações sobre a escolha da matriz de rotação Ω. Mais especificamente, como $\Sigma_{tr}\Omega\Omega^{'}\Sigma_{tr}^{'} = \Sigma_{tr}\Sigma_{tr}^{'} = \Sigma_u$, temos que a função de verossimilhança é invariante a Ω. Na literatura tradicional de modelos VAR, o obtenção das FRIs por meio unicamente da decomposição de Choleski nada mais é do assumir que $\Omega = I$.

Macroeconomistas geralmente impõe restrições em Ω que possuam alguma justificativa *ex-ante*, produzindo funções de resposta ao impulso com comportamento razoável *ex-post*, isto é, em linha com uma ou mais dimensões derivadas a partir de modelos teóricos. Dada à ausência de consenso sobre quais dimensões devem ser consideradas, foram propostas inúmeras estratégias de identificação. Como aqui utilizamos o modelo DSGE para derivar as *prior*s para os parâmetros da forma reduzida do VAR, é natural aproveitar o mesmo modelo estrutural no processo de identificação do VAR. Assim, a metodologia DSGE-VAR constrói a matriz de rotação Ω com base no modelo DSGE.

O modelo DSGE é identificado no sentido em que para cada valor de θ há uma única matriz $A_0(\theta)$, obtida a partir da representação de espaço de estado do modelo, que determina o efeito contemporâneo de ε_t em y_t. A partir de uma fatorização QR de $A_0(\theta)$, a resposta inicial de y_t aos choques estruturais pode ser decomposta unicamente em:

$$\left(\frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_t^{'}}\right)_{DSGE} = A_0(\theta) = \Sigma_{tr}^{*}(\theta)\Omega^{*}(\theta),$$

Onde $\Sigma_{tr}^{*}(\theta)$ é uma matriz triangular inferior e $\Omega^{*}(\theta)$ é ortonormal. Para identificar o VAR, mantemos o uso de Σ_{tr}, matriz triangular que representa a decomposição de Choleski de Σ_u. No entanto, utilizamos a matriz de rotação $\Omega^{*}(\theta)$ do modelo DSGE. Assim, temos que a resposta imediata de y_t aos choques estruturais ε_t é dada por:

$$\left(\frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_t^{'}}\right)_{VAR} = \Sigma_{tr}\Omega^{*}(\theta)$$

A implementação desta estratégia é trivial. Em função da capacidade de realizar sorteios da *posterior* conjunta de Φ, Σ_u e θ, conforme o procedimento descrito acima, podemos utilizar cada sorteio para **(i)** utilizar Φ para construir uma representação MA de y_t em termos dos choques na forma reduzida u_t; **(ii)** computar a decomposição de Choleski de Σ_u; e **(iii)** calcular $\Omega = \Omega^{*}(\theta)$ para obter a representação MA em termos dos choques estruturais ε_t. Desta forma, obtemos uma estratégia de identificação dos choques estruturais cujas hipóteses estão completamente enraizadas na teoria econômica.

Mais que a criação de um VAR com elevado poder de previsão e cujos choques estruturais podem ser facilmente recuperados, a abordagem DSGE-VAR possui uma motivação alternativa, descrita em Del Negro et. al. (2007). Como mostramos, os parâmetros do VAR são estimados simultaneamente com os parâmetros do modelo DSGE. Dessa forma, é possível dizer que os parâmetros do modelo DSGE são estimados levando em conta o fato de o modelo impor fortes restrições ao processo gerador das séries, restrições estas que por muitas vezes não são condizentes com aquilo que se observa nos dados. Assim, pode-se afirmar, *grosso modo*, que os parâmetros do modelo DSGE aqui estimados seriam de certa forma mais robustos aqueles obtidos por meio da estimação bayesiana direta, dado que levam em conta possíveis erros de especificação do modelo.

Especificamente para a questão da análise do canal de custo, o uso da metodologia DSGE-VAR se faz frutífera por dois aspectos. O primeiro deles reside na possibilidade de se obter um VAR estrutural cujo processo de estimação é robusto à presença de pequenas amostras e cujos choques estruturais podem ser recuperados a partir de hipóteses diretamente baseadas na teoria econômica, com base em um modelo onde famílias maximizam sua utilidade, firmas

maximizam lucros, etc. Desta forma, a metodologia DSGE-VAR cria um modelo robusto para analisar até que ponto o *price puzzle* se trata realmente de um *puzzle* ou de apenas um problema de identificação do modelo.

Além disso, o segundo aspecto favorável do uso da metodologia DSGE-VAR na análise do canal de custo, como já mencionamos acima, é a possibilidade de que, simultaneamente à estimação do VAR, obtenhamos os parâmetros do modelo DSGE, de forma a flexibilizar as rígidas restrições que o modelo impõe nos momentos condicionais dos dados. Mais do que isso, os parâmetros do modelo estrutural são estimados de forma mais robusta a possíveis erros de especificação do modelo do que no caso em que fosse estimada por meio da abordagem bayesiana tradicional.

Em suma, o uso do método de estimação DSGE-VAR possui três vantagens sobre os três procedimentos supracitados. Primeiramente, tal procedimento tem como resultado um modelo estrutural microfundamentado cujo processo de estimação leva em consideração que algumas das restrições impostas não correspondem à realidade. Com isso, o modelo estrutural estimado com base no DSGE-VAR é mais robusto do que aquele estimado pelo método bayesiano tradicional.

Em segundo lugar, a metodologia DSGE-VAR fornece outra forma de analisar diferentes modelos que não a comparação das funções de verossimilhança resultantes. Esta consiste na análise da distribuição do parâmetro λ, que, como se sabe, nos fornece o peso dado ao modelo DSGE na estimação do VAR estrutural. Sendo assim, valores maiores de λ são outro indício que o modelo se ajusta bem aos dados.

Por fim, o DSGE-VAR também produz um VAR estrutural cujas restrições estão profundamente enraizadas em princípios da teoria econômica. Dessa forma, podemos analisar o *price puzzle* sem a necessidade de incluir variáveis estranhas ao modelo microfundamentado, como, por exemplo, o preço de *commodities*.

1.5 Resultados

Em nossas estimações, utilizamos sete séries macroeconômicas tradicionalmente empregadas na estimação de modelos DSGE: PIB, Consumo das Famílias e Formação Bruta de Capital

Fixo, Taxa de Inflação do IPCA, Rendimento Médio Real (RMR), Horas Trabalhadas, e taxa de juros (Selic). A amostra vai do primeiro trimestre de 2002 até o quarto trimestre de 2010[11].

Como destacamos na revisão da literatura, inúmeros estudos se depararam com o *price puzzle* após a estimação de modelos VAR para dados referentes à economia brasileira. No entanto, como destacado, dentre outros, por Rabi Junior (2008), este fenômeno se atenua substancialmente quando a amostra utilizada na estimação se limita ao período de vigência do regime de metas para a inflação. No nosso caso, a amostra utilizada não apenas se limita a este período, como é composta por dados trimestrais, restringindo ainda mais os graus de liberdade da estimação. Para contornar este problema, motivamos nossa análise com base em um VAR bayesiano, fazendo uso da *prior* Sims-Zha. A grande vantagem é, com isso, contornar o problema de pequena amostra, obtendo estimadores e funções de resposta ao impulso mais confiáveis. O ponto fraco desta técnica reside na dificuldade em se obter os intervalos de confiança das FRIs. No caso, o software por nós utilizado fornece apenas a estimação central. Como atenuante, vale ressaltar que Sims (1992), que é o artigo que motivou toda a literatura de *price puzzle*, também não fornece os intervalos de confiança das FRIs.

O gráfico 4 traz a resposta da inflação a um choque positivo na taxa nominal de juros. Como podemos observar, o BVAR estimado reproduz o *price puzzle* de forma extremamente acentuada: um choque positivo na Selic elevaria a inflação e permaneceria no campo positivo mesmo após 20 trimestres[12]. Evidentemente, é extremamente plausível que valores negativos também estivessem inseridos em intervalos de confiança de tamanho tradicional. No entanto, o mais importante, como motivação, é observar que, na média, a inflação cresce em resposta ao aumento exógeno do juros.

[11] As três primeiras séries foram obtidas das Contas Nacionais Trimestrais do IBGE. As duas séries referentes ao mercado de trabalho foram extraídas da Pesquisa Mensal do Emprego, também do IBGE. Exceção feita à série de juros, todas as demais foram utilizadas na estimação em suas versões dessazonalizadas.
[12] Este resultado é robusto a quaisquer ordenamentos alternativos da decomposição de Choleski.

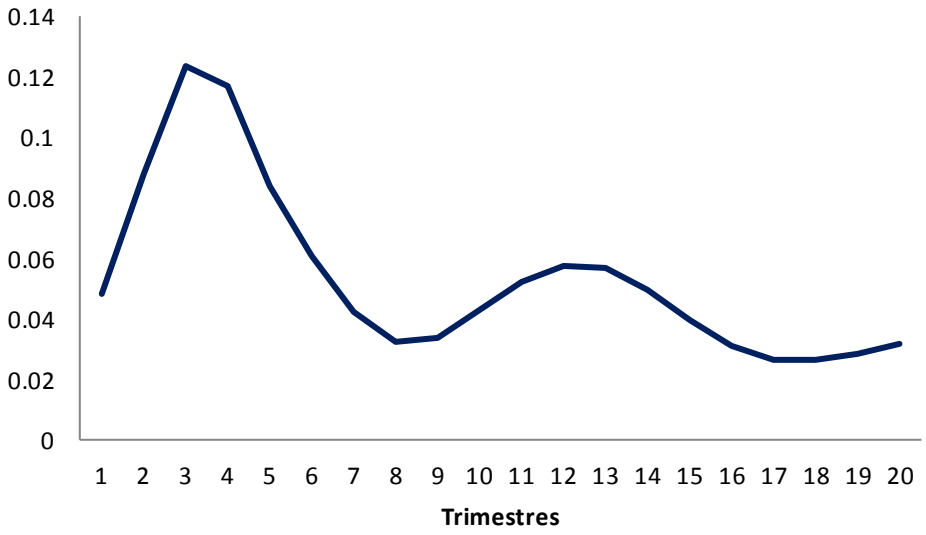

Gráfico 4 - BVAR com *prior* à la Sims-Zha - Resposta da inflação a um choque monetário positivo

No entanto, pelos motivos já destacados, o gráfico 4 não é suficiente para garantir que choques monetários contracionistas tenham efeito inflacionista na economia. Afinal, o procedimento utilizado para a recuperação dos choques estruturais (decomposição de Choleski), mesmo quando sujeito a analise de robustez, possui limitada ligação com a teoria econômica. A inclusão de outras variáveis na estimação do VAR, como, por exemplo, algum índice de preços de *commodities*, também não é de todo confortante, dado que os modelos estruturais econômicos geralmente não possuem esta variável.

Buscando contornar estas limitações na identificação dos choques estruturais, usamos a metodologia DSGE-VAR para obter um VAR bayesiano estrutural cujas restrições utilizadas na recuperação dos parâmetros estruturais se dão por meio de hipóteses diretamente enraizadas na teoria econômica moderna, obtidas a partir de um modelo de equilíbrio geral onde famílias maximizam sua função utilidade, empresas maximizam lucro, o governo segue a política fiscal com base em um orçamento equilibrado e o banco central segue uma regra de Taylor. Obtida a *posterior* conjunta dos parâmetros do VAR e do modelo DSGE, simulamos 500.000 funções de resposta ao impulso da taxa de inflação frente a um choque monetário. Como vemos no gráfico 5, com base nos resultados obtidos em nosso VAR estrutural, é possível afirmar que o *price puzzle* retratado no gráfico 4 é fruto de problemas de identificação dos choques estruturais. Em resposta a um choque exógeno de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros, a inflação se contrai imediatamente, sendo o efeito do aperto monetário contracionista após vinte trimestres. Analisando o intervalo de confiança de

90%, vemos que o zero está contido dentro de todo o intervalo. Ainda assim, principalmente no instante do choque, o gráfico 5 mostra que a grande massa de probabilidade da distribuição da IRF se encontra no campo negativo.

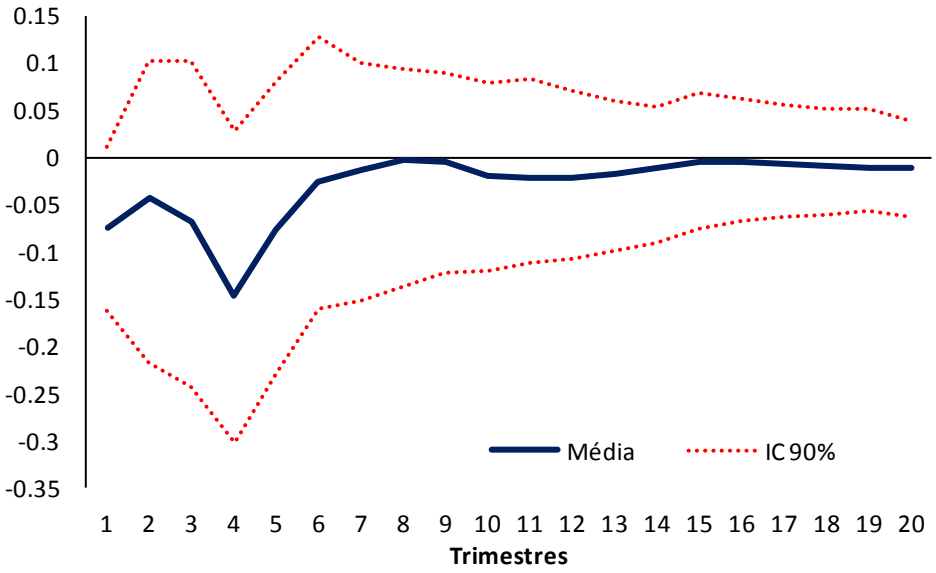

Gráfico 5 - BVAR Estrutural - Resposta da inflação a um choque de 0,25 ponto percentual na taxa nominal de juros

Contudo, como já mencionado, o fato do *price puzzle* ser fruto de problemas de identificação do VAR não implica na ausência de significância do canal de custo da política monetária, mas apenas que este não predomina sobre o canal tradicional de demanda. Para analisar a relevância do canal de custo, fazemos uso do modelo estrutural estimado de forma conjunta ao VAR utilizado na análise acima. Como já dissemos, esta é uma das grandes vantagens da metodologia DSGE-VAR frente às demais até então utilizadas: permitir analisar, no mesmo arcabouço, a questão do *price puzzle* e da relevância do canal de custo, este último tendo como base um modelo dinâmico de equilíbrio geral estocástico.

Inicialmente, analisamos as funções de resposta ao impulso geradas pelo modelo DSGE. Como mostra o gráfico 6, o modelo estrutural descarta a possibilidade de uma resposta positiva dos preços ao choque monetário, até mesmo de forma mais enfática do que no caso do VAR estrutural, onde o intervalo de confiança contém valores positivos desde o início, embora com massa de probabilidade mais concentrada na parte negativa da distribuição.

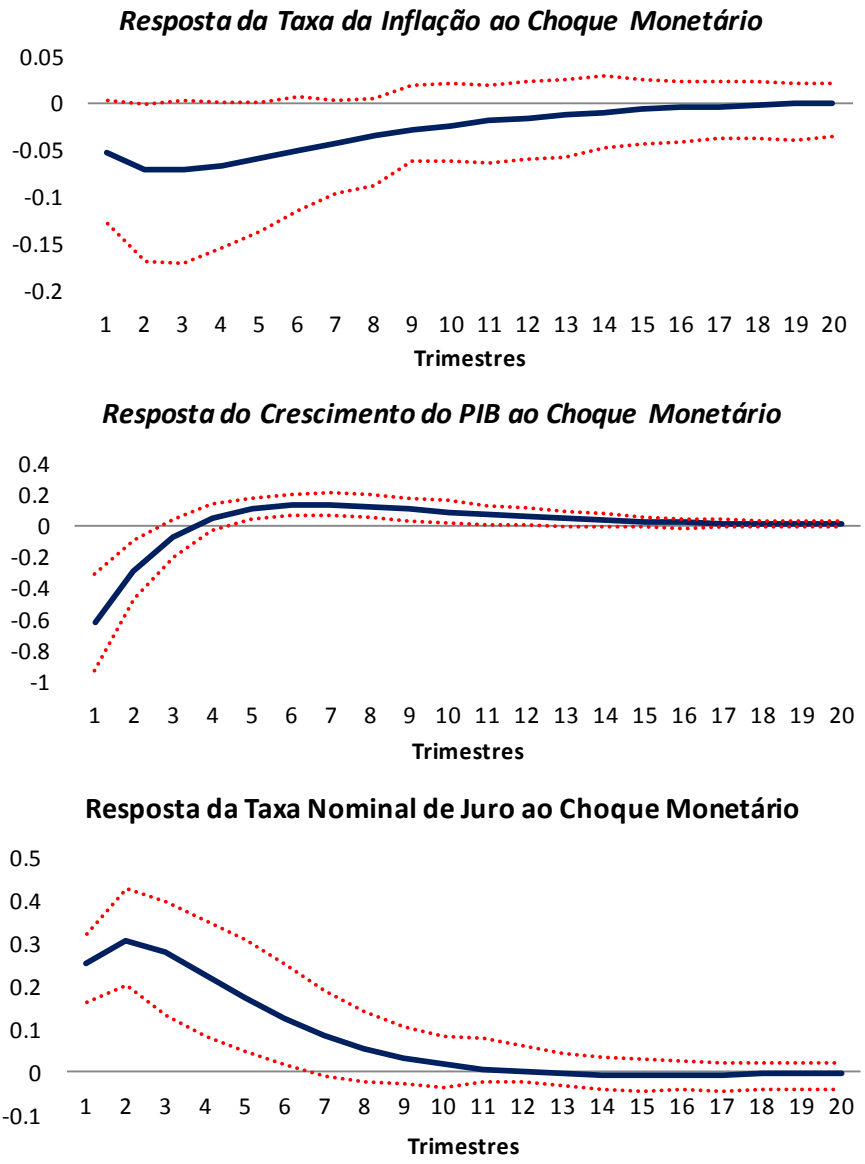

Gráfico 6 - Resposta a um choque de 0.25 ponto percentual na taxa nominal de juros: Modelo DSGE Irrestrito

De toda forma, o principal é que o modelo DSGE também não endossa a hipótese que o *price puzzle* seja explicado pela presença do canal de custo da política monetária. A elevação da taxa nominal de juros provoca o efeito esperado, reduzindo tanto a taxa de crescimento do produto como a taxa de inflação. Dessa forma, a inclusão deste canal não é suficiente para fazer com que o modelo reproduza um comportamento típico do *puzzle*, dado que o modelo sugere amplo domínio do canal de demanda. Este efeito já era esperado, pois, como mostra a análise baseada no VAR estrutural, o *price puzzle* pode ser considerado como simples problema de identificação dos choques estruturais.

A análise da distribuição *posterior*i dos coeficientes estimados é frutífera para clarificar os motivos pelos quais a presença do canal de custo não foi suficiente para que o modelo reproduzisse o *price puzzle*. A tabela 1 traz a média e os valores extremos da distribuição dos parâmetros estruturais. Como podemos notar, a média da elasticidade-juros do custo marginal real[13] $(\theta = 0,42)$ é sensivelmente inferior ao valor utilizado no exercício de calibragem $(\theta = 1)$. Pelo limite superior da distribuição (0,78), é possível afirmar que a probabilidade de observar-se uma elasticidade-juros unitária é virtualmente nula.

O modelo estimado também apresenta rigidez e indexação salarial bem abaixo dos utilizados na versão calibrada do modelo. Como vemos na tabela 1, a média da distribuição *posterior*i $(\xi_w = 0,6520)$ é inferior ao valor calibrado (0,85), sendo este último próximo ao limite superior da distribuição simulada. O mesmo se observa quanto à indexação dos salários, em que o valor estimado $(\iota_w = 0,3398)$ está substancialmente abaixo do valor calibrado $(\iota_w = 1)$. Como vimos em nossa simulação, tanto a indexação como a rigidez salarial são fundamentais na obtenção do *price puzzle*.

O mesmo ocorre em respeito à utilização do capital. O baixo valor calibrado $(\psi = 0,01)$ está completamente fora do intervalo da distribuição obtida [0,44; 0,87]. Desta forma, a taxa de retorno do capital também responde de forma mais rápida à política monetária, mitigando os efeitos do canal de custo.

Paralelamente, estimamos um modelo em que foram impostas as seguintes restrições: **(i)** todas as firmas estão sujeitas à restrição de *working capital* $(\theta = 1)$, **(ii)** forte rigidez salarial e moderada rigidez de preços $(\xi_w = 1 \text{ e } \xi_p = 0,5)$ e **(iii)** elevado grau de indexação $(\iota_w = \iota_p = 1)$. Como podemos observar no gráfico 7, tais restrições não são suficientes para que o modelo estimado produza o *price puzzle*.

[13] Que também representa a parcela de firmas sujeitas à restrição de *working capital*.

Tabela 1: Resultados da Estimação do Modelo com Canal de Custo

	Distribuição *Prior*			Distribuição *Posterior*		
Parâmetros	**Distribuição**	**Média**	**Desvio-padrão**	**Média**	**IC 90%**	
Desvio-padrão dos choques exógenos						
Choque de produtividade	Gama Invertida	0.10	infinito	0.5591	0.3695	0.7464
Choque de prêmio de risco	Gama Invertida	0.10	infinito	0.1264	0.0516	0.2103
Choque de gasto exógeno	Gama Invertida	0.10	infinito	0.5267	0.349	0.7029
Choque de investimento	Gama Invertida	0.10	infinito	0.8624	0.4775	1.22
Choque monetário	Gama Invertida	0.10	infinito	0.1268	0.0888	0.1648
Choque de markup - preços	Gama Invertida	0.10	infinito	0.2226	0.1338	0.3032
Choque de markup - salários	Gama Invertida	0.10	infinito	0.4304	0.2509	0.6003
Coeficientes AR(1) e MA(1) dos processos exógenos						
AR(1) choque de produtividade	Beta	0.50	0.20	0.66	0.44	0.88
AR(1) choque de prêmio de risco	Beta	0.50	0.20	0.72	0.41	0.96
AR(1) choque de gasto exógeno	Beta	0.50	0.20	0.63	0.37	0.90
AR(1) choque de investimento	Beta	0.50	0.20	0.45	0.19	0.70
AR(1) choque monetário	Beta	0.50	0.20	0.51	0.29	0.70
AR(1) choque de markup - preços	Beta	0.50	0.20	0.44	0.17	0.71
AR(1) choque de markup - salários	Beta	0.50	0.20	0.49	0.24	0.76
MA(1) choque de markup - preços	Beta	0.50	0.20	0.51	0.20	0.83
MA(1) choque de markup - salários	Beta	0.50	0.20	0.41	0.14	0.70
Coef. choque de produtividade no processo exógeno do gasto exógeno	Normal	0.50	0.25	0.20	0.01	0.37
Parâmetro Lambda DSGE-VAR						
Peso do modelo na prior do BVAR	Uniforme	5.00	2.89	3.16	2.08	4.18
Parâmetros Estruturais						
Mercado de trabalho						
Parâmetro de Calvo - Salários	Beta	0.50	0.10	0.65	0.43	0.88
Indexador de Salários	Beta	0.50	0.15	0.34	0.05	0.62
Inversa da elasticidade de Frisch	Normal	2.00	0.75	2.29	0.89	3.58
Curva de Phillips - Preços						
Parâmetro de Calvo - Preços	Beta	0.50	0.10	0.73	0.56	0.92
Indexador de preços	Beta	0.50	0.15	0.34	0.05	0.62
(1 + Markup de Preços)	Normal	1.25	0.13	1.47	1.31	1.65
Regra de Taylor						
Juro defasado	Beta	0.75	0.10	0.82	0.75	0.88
Inflação	Normal	1.50	0.25	1.50	1.10	1.86
Hiato do Produto	Normal	0.13	0.05	0.16	0.09	0.24
Demais parâmetros estruturais						
Canal de Custo	Uniforme	0.50	0.29	0.42	0.10	0.78
Participação do capital no produto	Normal	0.30	0.05	0.30	0.23	0.37
Custo de ajuste do investimento	Normal	4.00	1.50	4.56	2.33	6.58
Custo de ajuste da utilização do capital	Beta	0.50	0.15	0.65	0.44	0.87
Habit Persistence	Beta	0.70	0.10	0.77	0.60	0.95
1/(elasticidade de substituição intertemporal	Normal	1.50	0.38	0.69	0.37	0.98

Mais do que isso, as restrições impostas não encontram respaldo nos dados. Como vemos na tabela 2, a inclusão destas restrições é acompanhada por substancial piora na capacidade preditiva do modelo. Na comparação com o modelo irrestrito, o modelo com canal de custo

restrito gera uma log-verossimilhança marginal substancialmente inferior (-348.88 ante -339,55 do modelo irrestrito). Além disso, a estimação do modelo DSGE-VAR dá um maior peso aos dados gerados pelo modelo irrestrito, como vemos na comparação do parâmetro λ.

Tabela 2: Comparação de Modelos

Modelo	**Canal de Custo**	**Canal de Custo Restrito**	**Sem Canal de Custo**
Log Verossimilhança	-339.55	-348.88	-339.07
$\lambda^{DSGE-VAR}$	3.16	2.62	3.24

Assim, os resultados acima mostram que nem mesmo no caso mais favorável (em termos de parâmetros), o canal de custo se mostra suficiente para gerar justificar o *price puzzle*. Ainda assim, como já mencionado, isto não reduz a importância de seu estudo. Como discutido em Ravenna e Walsh (2006), a simples presença deste canal já produz consequências diretas no desenho da política monetária ótima. Dessa forma, também é interessante testar diretamente a hipótese de existência do canal de custo na esfera macroeconômica. Para isso, comparamos o desempenho entre o modelo com e sem o canal de custo, sendo este último obtido simplesmente restringindo o parâmetro referente à fração de firmas sujeitas a restrição de *working capital* à zero $(\theta = 0)$.

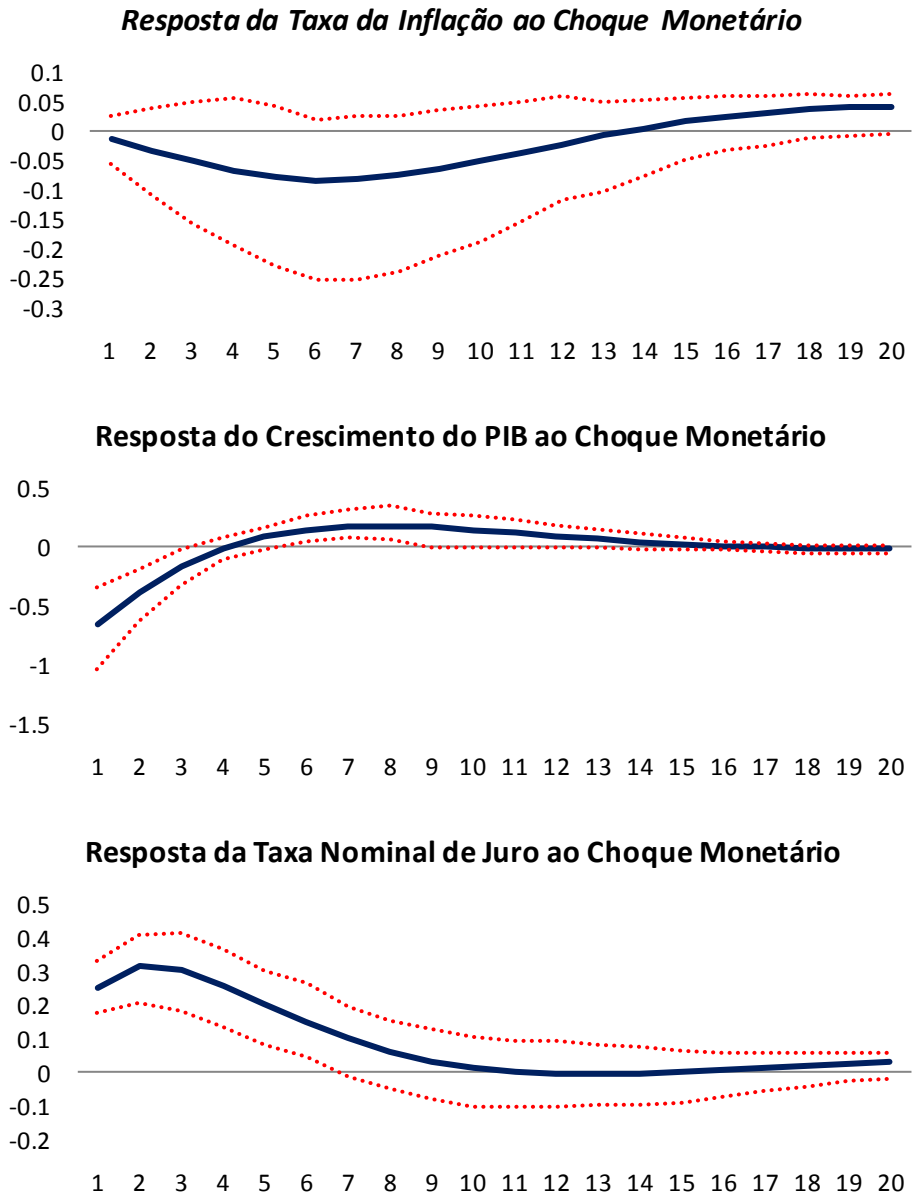

Gráfico 7 - Resposta a um choque de 0.25 ponto percentual na taxa nominal de juros: Modelo DSGE Restrito

Como vemos na tabela 2, os critérios da log-verossimilhança marginal e do tamanho da proporção de dados artificiais, medidos pelo parâmetro λ, são unânimes em afirmar que a inclusão da restrição de *working capital* (e, consequentemente, do canal de custo) não traz ganho ao modelo, ao menos no que diz respeito ao ajustamento do mesmo aos dados. Dessa forma, em linha com os resultados obtidos em Rabi Junior (2008), nossos resultados não são favoráveis à observância do canal de custo da política monetária na economia brasileira.

1.6 Conclusões

Neste capítulo, analisamos a relevância do canal de custo da política monetária no Brasil, testando a hipótese de que este serviria para explicar, ao menos parcialmente, o fenômeno conhecido como *price puzzle*, onde um choque monetário contracionista seria sucedido pelo aumento do nível de preços (ou da taxa de inflação).

Ao contrário do usual na literatura, utilizamos uma só abordagem (e um só conjunto de dados) para analisar estas duas questões. O instrumental DSGE-VAR é extremamente útil neste caso. Por um lado, tal instrumental permite a estimação de um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE) com o qual podemos testar a existência e relevância do canal de custo para a dinâmica das principais séries macroeconômicas da economia brasileira. Por outro lado, a metodologia utilizada também produz um VAR estrutural cujas restrições estão profundamente ligadas aos princípios básicos da teoria econômica neoclássica, o que nos permite identificar choques monetários sem a necessidade de variáveis estranhas aos modelos microfundamentados, como é o caso, por exemplo, do índice de preços de *commodities*, utilizado na literatura convencional de VAR.

Os resultados sugerem que o *price puzzle* encontrado em boa parte da literatura VAR é resultado de um problema de identificação dos modelos utilizados. Desta forma, fica claro que o canal de custo é dominado pelo canal de demanda. Adicionalmente, encontramos que a inclusão da restrição de *working capital* nos modelos não parece relevante para a obtenção de um melhor ajustamento aos dados.

Sendo assim, não se pode atribuir ao canal de custo o fenômeno conhecido como *price puzzle*, mas sim a dificuldades de identificação dos choques na forma reduzida do VAR. Na verdade, o canal de custo não traz ganhos para explicar nenhuma das séries macroeconômicas analisadas. Esta conclusão se baseia na comparação entre dois modelos, um com e o outro sem o canal de custo introduzido pela hipótese de *working capital*. Tanto o teste da razão de Bayes quanto o parâmetro λ, referente ao peso ótimo dado ao modelo estrutural na estimação do VAR, indicam que o modelo sem a restrição de *working capital* se ajusta melhor aos dados.

2 EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS OBSERVADAS E MODELOS DSGE: UMA APLICAÇÃO AO CASO BRASILEIRO

2.1 Introdução

Neste capítulo, analisamos as expectativas de inflação dos agentes econômicos à luz dos modelos DSGE[14]. Atualmente, grande parte dos departamentos técnicos dos bancos centrais ao redor do mundo faz uso deste aparato para, por exemplo, analisar o impacto de diferentes políticas e na elaboração de cenários alternativos. Dada a relevância que as expectativas assumem nestes modelos, inclusive como um dos principais canais de transmissão da política monetária, é de vital importância analisar mais a fundo a dinâmica das expectativas inflacionárias produzidas por modelos DSGE.

Desta forma, surpreende a escassez de trabalhos referentes ao tema, tanto na literatura nacional como na internacional. No caso brasileiro, o vácuo existente é ainda mais intrigante, tendo em vista a riqueza de informações disponíveis sobre as expectativas inflacionárias dos agentes econômicos, coletadas semanalmente pelo Banco Central do Brasil. Este capítulo tem como objetivo preencher esta lacuna e trazer novos elementos à escassa literatura, composta por um único estudo, aplicado à economia norte-americana.

Para isso, começamos nossa análise por meio da estimação de dois modelos alternativos, versões modificadas do modelo Smets e Wouters (2007), de forma a introduzir um comportamento *forward looking* da política monetária, que reage a desvios da expectativa de inflação em relação à meta inflacionária. A princípio, não utilizamos na estimação uma série referente às expectativas de inflação. Após a estimação, analisamos se as expectativas inflacionárias simuladas em nossos dois modelos se assemelham ao comportamento das expectativas de inflação para os próximos 12 meses, colhidas pela Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores do Banco Central do Brasil (GERIN), por meio da pesquisa Focus (doravante, apenas expectativa Focus). Esta comparação dá indícios quanto ao grau de racionalidade das expectativas dos agentes do mercado financeiro brasileiro. Além disso,

[14] Sigla em inglês para *Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*.

comparamos ambas as séries (expectativas do modelo e dos agentes econômicos) com a inflação de fato observada.

Na segunda etapa deste capítulo, incluímos a expectativa Focus no conjunto de séries utilizadas na estimação. Desta forma, é possível analisarmos se, de alguma forma, esta série contém informações úteis que já não estejam presentes nas demais variáveis tradicionalmente utilizadas na estimação de modelos DSGE. Mais do que isso, o uso da regra de Bayes permite analisarmos formalmente qual dos modelos em questão é mais capacitado para explicar a série do Focus.

A avaliação do grau de ajustamento dos modelos em relação à expectativa Focus se encerra por meia da abordagem DSGE-VAR. Nos exercícios resumidos acima, é possível fazer apenas uma análise relativa, ou seja, avaliar qual das especificações em questão (meta de inflação fixa ou variável) é melhor em captar a dinâmica das expectativas inflacionárias observadas (expectativa Focus). No entanto, esta abordagem não permite avaliarmos o quão bom os modelos são em termos absolutos. A análise absoluta pode ser feita através a metodologia DSGE-VAR, que permite avaliar, em termos gerais, o grau de má-especificação de cada modelo. Esta análise é feita por meio do relaxamento das fortes restrições que os modelos de equilíbrio geral impõem aos dados. Nossos resultados mostraram clara superioridade do modelo com meta de inflação variável.
Sendo assim, na terceira etapa deste capítulo, avaliamos quais as principais mudanças trazidas pela inclusão da expectativa Focus na estimação deste modelo em relação: **(i)** aos seus principais parâmetros estruturais; **(ii)** às funções de resposta ao impulso, e **(iii)** às decomposições das variâncias dos erros de previsão. Nossa análise mostra que a expectativa Focus contém informações cruciais para a identificação de importantes parâmetros estruturais, principalmente no caso da regra de Taylor. Isto ocorre porque a inclusão desta série na estimação permite que o modelo identifique a parcela de desvios da taxa de juros que ocorre em função de mudanças da meta de inflação.

Por fim, testamos até que ponto o ajustamento do modelo aos dados pode ser melhorado no caso em que relaxamos a hipótese de expectativas racionais. Neste caso, restringimos a irracionalidade à expectativa Focus, incluindo um choque autorregressivo de primeira ordem na equação que mapeia esta variável nas expectativas geradas pelo modelo. Nossos resultados mostraram que a inclusão do termo de erro na equação de medida do Focus melhora de forma

significante o ajustamento do modelo. Esse resultado vai ao encontro da evidência empírica que encontra autocorrelação de primeira ordem nos erros das projeções de inflação do mercado financeiro.

Este capítulo é composto por outras seis seções além desta introdução. Na segunda, fazemos uma breve análise do único artigo que também analisa as expectativas racionais à luz de modelos DSGE. Na terceira, apresentamos brevemente a versão log-linearizada do modelo utilizado, cuja principal diferença em relação à Smets e Wouters (2007) se dá pela introdução do componente *forward looking* na regra de Taylor. A quarta seção apresenta a metodologia empregada, enquanto que a quinta faz breve análise dos dados utilizados. A sexta seção analisa os resultados obtidos, desde qual modelo é melhor para captar (e reproduzir) o comportamento das expectativas de mercado até as consequências da inclusão das expectativas no conjunto de séries utilizadas na estimação. A sétima realiza uma análise de robustez na qual permite que as expectativas dos participantes da pesquisa Focus violem a hipótese de expectativas racionais. Por fim, a oitava seção conclui este capítulo, revisitando os principais resultados por nós encontrados.

2.2 Revisão da literatura

Como destacado na introdução, não há registro de qualquer estudo que avalie a capacidade dos modelos DSGE produzirem expectativas de inflação compatíveis com aquelas disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) através da pesquisa Focus. Mais ainda, este vácuo é acompanhado pela escassez de estudos relacionados também na literatura internacional. A única exceção que se tem registro é o trabalho de Del Negro e Eusepi (2010) – doravante, DNE – que, com base em um modelo de economia fechada, avaliam até que ponto as expectativas de inflação do modelo estão em linha com o comportamento das projeções de especialistas para o deflator do PIB americano.

Com dados da economia estadunidense entre 1986-2008, utilizando três variações dos modelos DSGE tradicionais (meta de inflação fixa, variável e não observável), DNE concluem que: **(i)** meta de inflação variável é necessária para capturar a evolução das expectativas inflacionárias no período pós-Volcker; **(ii)** a variante do modelo em que os

agentes não observam a meta de inflação é fortemente rejeitada pelos dados; **(iii)** expectativas de inflação parecem conter informações relevantes que não estão presentes nas séries tradicionalmente utilizadas na estimação de modelos DSGE; e **(iv)** nenhum dos modelos avaliados é capaz de reproduzir completamente a expectativa de inflação.

Nosso trabalho possui algumas diferenças importantes em relação à DNE. Em primeiro lugar, trabalhamos com as expectativas de inflação ao consumidor acumulada para os próximos 4 trimestres, e não com projeções em t da variação trimestral do deflator do PIB entre os trimestres t+3 e t+4. Como o Banco Central do Brasil (BCB) opera explicitamente no regime de metas para a inflação, e como a meta se dá no IPCA e não no deflator do PIB, acreditamos que esta opção seja mais alinhada à realidade brasileira.

Além disso, ao notar a maior volatilidade das expectativas geradas pelo modelo, optamos também por suavizá-las, por meio da média móvel em 4 trimestres. Como veremos a seguir, esta opção faz com que a correlação entre a simulação do modelo e os dados observados salte de 0,60 para quase 0,90, contra correlação média de pouco mais de 0,25 encontrada em DNE.

2.3 Modelo

A seguir, apresentamos a versão log-linearizada do modelo utilizado. No que se segue, utilizamos letras minúsculas para todas as variáveis que estão em suas versões log-linearizadas em torno da trajetória de crescimento balanceado de estado estacionário (S.S.). Basicamente, trata-se de uma versão modificada do modelo desenvolvido em Smets e Wouters (2007), onde a principal diferença se dá na política monetária, que passa a ser ditada por uma regra de Taylor *forward looking*. Neste caso, desenvolvemos duas versões paralelas. Na primeira, a meta de inflação varia ao longo do tempo, de acordo com um processo autorregressivo de primeira ordem. Na segunda, que pode ser interpretada como um caso particular da primeira, a meta de inflação é fixa.

Começando pela Curva de Phillips Novo-Keynesiana, vemos que esta possui o mesmo formato que os modelos tradicionais, aumentada pela hipótese de indexação automática dos preços não otimizados.

$$\pi_t = \pi_1 \pi_{t-1} + \pi_2 E_t \pi_{t+1} + \pi_3 mc_t + \varepsilon_t^{\,p} \tag{2.1}$$

Onde $\pi_1 = \dfrac{\iota_p}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p}$, $\pi_2 = \dfrac{\beta\gamma^{1-\sigma_c}}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p}$ e $\pi_3 = \dfrac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_p}\dfrac{\left(1-\beta\gamma^{\sigma_c}\xi_p\right)\left(1-\xi_p\right)}{\xi_p\left[\left(\phi_p-1\right)\varepsilon_p+1\right]}$.

Dessa forma, a inflação π_t é determinada pela inflação passada, pela expectativa de inflação e pelo custo marginal real das firmas mc_t. Logo, quanto maior for o grau de indexação de preços $\left(\iota_p\right)$, maior será a persistência da resposta da inflação a choques exógenos. Por outro lado, um maior grau de rigidez nominal, medido por uma maior probabilidade de as firmas não poderem reotimizar seus preços $\left(\xi_p\right)$, acarretará em menor resposta da inflação a mudanças no custo marginal real, dado que $\dfrac{\partial \pi_3}{\partial \xi_p} < 0$. Mesmo assim, vemos que os parâmetros ι_p e ξ_p afetam diretamente a amplitude e a persistência da resposta da inflação aos choques de política monetária, sem, no entanto, influenciar o sinal desta resposta.

Por sua vez, o custo marginal real é função do choque de produtividade ε_t^a, da taxa de retorno do capital r_t^k e do salário real w_t.

$$mc_t = \alpha(r_t^k) + \left(1-\alpha\right)\left(w_t\right) - \varepsilon_t^a \tag{2.2}$$

A equação (2.3) traz a relação entre a taxa de retorno do capital e a utilização do estoque de capital z_t.

$$z_t = z_1 r_t^k \tag{2.3}$$

Onde $z_1 = \dfrac{1-\psi}{\psi}$ e ψ é uma função positiva da elasticidade do custo de ajustamento da utilização do capital, normalizada de forma que seus valores estejam contidos no intervalo $\left[0,1\right]$.

A equação (2.4) traz o salário real em função de seu valor passado, do valor esperado do salário nominal para o próximo período $\left(E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}\right)$, das taxas de inflação corrente e passada e, finalmente, do markup μ_t^w do salário real em relação à taxa marginal de substituição entre consumo e lazer.

$$w_t = w_1 w_{t-1} + \left(1 - w_1\right)\left(E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}\right) - w_2 \pi_t + w_3 \pi_{t-1} + w_4 \mu_t^w + \varepsilon_t^w \tag{2.4}$$

onde $w_1 = \frac{1}{1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}}, w_2 = \left(1+\beta\gamma^{1-\sigma_c}\iota_w\right) w_1, w_3 = \iota_w w_1, w_4 = \frac{\left(1-\beta\gamma^{1-\sigma_c}\xi_w\right)\left(1-\xi_w\right)}{\xi_w\left(\left(\phi_w - 1\right)\varepsilon_w + 1\right)} w_1$

A relação ótima entre capital e trabalho $k_t^s - l_t$ é dada pela equação (2.5):

$$k_t^s - l_t = w_t - r_t^k \tag{2.5}$$

Completam o lado da oferta as seguintes equações:

$$y_t = \phi_p\left(\alpha k_t^s + (1-\alpha) l_t + \varepsilon_t^a\right) \tag{2.6}$$

$$k_t^s = k_{t-1} + z_t \tag{2.7}$$

$$k_t = k_1 k_{t-1} + (1-k_1) i_t + k_2 \varepsilon_t^i \tag{2.8}$$

$$\mu_t^w = w_t - mrs_t = w_t - \left(\sigma_l l_t + \frac{1}{1-\lambda}\left(c_t - \lambda_t c_{t-1}\right)\right) \tag{2.9}$$

Onde (2.6) representa a versão log-linearizada da função de produção; (2.7) representa a relação de equilíbrio entre o capital utilizado na produção e a utilização do estoque de capital detido pelas das famílias k_t; (2.8) representa a lei de movimento do estoque capital, relacionando-o com o investimento das famílias i_t e com choques de investimento ε_t^i; e, por

fim, (2.9) mostra a relação entre o markup do salário real e a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer mrs_t.

Do lado da demanda, a versão log-linearizada do modelo é composta pelas seguintes equações:

$$y_t = c_y c_t + i_y i_t + z_y z_t + \varepsilon_t^g \tag{2.10}$$

$$c_t = c_1 c_{t-1} + (1-c_1) E_t c_{t+1} + c_2 \left(l_t - E_t l_{t+1} \right) - c_3 \left(r_t^n - E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b \right) \tag{2.11}$$

$$i_t = i_1 i_{t-1} + (1-i_1) E_t i_{t+1} + i_2 q_t + \varepsilon_t^i \tag{2.12}$$

$$q_t = q_1 E_t q_{t+1} + (1-q_1) E_t r_{t+1}^k - \left(r_t^n - E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b \right) \tag{2.13}$$

Onde (2.10) representa a versão log-linearizada do PIB pela ótica da demanda, ε_t^g sendo a soma do consumo do governo com as exportações líquidas; (2.11) é a equação de Euler do consumo das famílias c_t, que varia em função de valores passados e da expectativa futura do consumo, além da variação de horas trabalhadas, da taxa real de juros *ex-ante* $r_t^n - E_t \pi_{t+1}$ e do choque de prêmio de risco ε_t^b; (2.12) representa a equação de movimento do investimento, que varia de acordo com seu valor passado, seu valor esperado para o próximo período, seu choque exógeno intrínseco ε_t^i e com o preço do capital q_t; e, finalmente, (2.13) mostra a lei de movimento do preço do capital, que varia de acordo com sua projeção para o período seguinte, com a taxa de retorno do capital, com a taxa real de juros e com o choque de prêmio de risco.

A política monetária se dá por meio de uma regra de Taylor na qual o Banco Central adota um comportamento *forward looking*, reagindo a desvios da inflação projetada para os próximos 4 trimestres em relação à meta. Neste artigo, trabalharemos com duas vertentes paralelas. Na primeira delas, a meta de inflação $\bar{\pi}$ é fixa. Desta forma, o banco central seguirá a seguinte política:

$$r_t^n = \rho r_{t-1}^n + (1-\rho)\left[r_\pi \left(E_t \pi_{t+1,t+4} - \overline{\pi} \right) + r_y y_t \right] + \varepsilon_t^r \qquad (2.14\text{ a})$$

Na segunda vertente da regra de Taylor, permitimos que a meta inflacionária varie ao longo do tempo, de acordo com processo autorregressivo de primeira ordem. Sendo assim, a taxa nominal de juros varia da seguinte forma:

$$\begin{aligned} r_t^n &= \rho r_{t-1}^n + (1-\rho)\left[r_\pi \left(E_t \pi_{t+1,t+3} - \overline{\pi}_t \right) + r_y y_t \right] + \varepsilon_t^r \\ \overline{\pi}_t &= \rho^{meta} \overline{\pi}_{t-1} + \varepsilon_t^{meta} \end{aligned} \qquad (2.14\text{ b})$$

Finalmente, as últimas oito equações trazem a lei de movimento dos choques exógenos, sendo (2.22) aplicável apenas no modelo com meta de inflação variante no tempo.

$$\varepsilon_t^g = \rho_g \varepsilon_{t-1}^g + \eta_t^g + \rho_{ga} \eta_t^a \qquad (2.15)$$

$$\varepsilon_t^a = \rho_a \varepsilon_{t-1}^a + \eta_t^a \qquad (2.16)$$

$$\varepsilon_t^b = \rho_b \varepsilon_{t-1}^b + \eta_t^b \qquad (2.17)$$

$$\varepsilon_t^i = \rho_i \varepsilon_{t-1}^i + \eta_t^i \qquad (2.18)$$

$$\varepsilon_t^r = \rho_r \varepsilon_{t-1}^r + \eta_t^r \qquad (2.19)$$

$$\varepsilon_t^p = \rho_p \varepsilon_{t-1}^p + \eta_t^p - \mu_p \eta_{t-1}^p \qquad (2.20)$$

$$\varepsilon_t^w = \rho_w \varepsilon_{t-1}^w + \eta_t^w - \mu_w \eta_{t-1}^w \qquad (2.21)$$

$$\varepsilon_t^{meta} = \rho_{\overline{\pi}} \varepsilon_{t-1}^{meta} + \eta_t^{meta} \qquad (2.22)$$

A maioria dos choques é modelada de acordo com um AR (1). Assim como em Smets e Wouters(2007), as exceções ficam por conta: **(i)** do choque de gasto exógeno, correlacionado com o choque de produtividade em virtude da inclusão da balança comercial no componente exógeno do PIB; **(ii)** dos choques dos markup de preços e salários, modelados de acordo com um ARMA(1,1) para captar as oscilações de alta frequência.

2.4 Metodologia

Para analisar formalmente a capacidade dos modelos DSGE reproduzirem o comportamento das expectativas Focus, utilizamos metodologia análoga à empregada em Del Negro e Eusepi (2010). Inicialmente, definimos $y_{1,T}^{i} = \left\{ y_t^i \right\}_{t=1}^{T}$ como a representação da série "i". Uma questão recorrente na literatura diz respeito à capacidade de um determinado modelo, estimado com base nas séries $y_{1,T}^{1}$, $y_{1,T}^{2}$, ... , $y_{1,T}^{J} \in Y_{1,T}^{0}$, reproduzir o comportamento das séries $y_{1,T}^{J+1}$,... , $y_{1,T}^{J+n} \in Y_{1,T}^{1}$, sendo que estas últimas não são utilizadas no processo de estimação, ou seja, $Y_{1,T}^{0} \cap Y_{1,T}^{1} = \left\{ \varnothing \right\}$. Neste capítulo, estamos interessados em avaliar se modelos de médio porte, inspirados em Smets e Wouters (2007), são capazes de simular séries de expectativas de inflação que se assemelhem àquelas observadas pela pesquisa Focus. Logo, aqui, o conjunto $Y_{1,T}^{1}$ se resumirá à série de expectativa do Focus.

Evidentemente, com a inclusão da expectativa do Focus na estimação, seria possível obter a estatística de verossimilhança marginal das séries $y_{1,T}^{1}$, $y_{1,T}^{2}$, ... , $y_{1,T}^{J}, y_{1,T}^{J+1},..., y_{1,T}^{J+n}$, equivalente a

$$p\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \mathrm{M}_i\right) = \int p\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \theta, \mathrm{M}_i\right) p\left(\theta \middle| \mathrm{M}_i\right) d\theta \tag{2.23}$$

Onde M_i é o modelo em questão, $p\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \theta, \mathrm{M}_i\right)$ é a função de verossimilhança e $p\left(\theta \middle| \mathrm{M}_i\right)$ é o conjunto de *priors* escolhidas para o vetor de parâmetros estruturais θ. Embora o cálculo de (2.23) seja de claro interesse (e será computado em nossa análise), é importante

frisar que, sozinha, esta equação não responde diretamente a nossa questão. Além disso, é importante notar que esta estatística é muito sensível à escolha *priors* $p\left(\theta\middle|\mathrm{M}_i\right)$, processo este cuja notória dificuldade é documentada em Del Negro e Schorfheide (2008).

No nosso caso, onde o interesse da análise reside em avaliar quão bem o modelo M_i é capaz de reproduzir o comportamento de uma única série $y_{1,T}^{J+1}$, poder-se-ia utilizar como *prior* a distribuição a *posterior*i $p\left(\theta\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)$, que é claramente menos dependente da escolha de $p\left(\theta\middle|\mathrm{M}_i\right)$[15]. Este exercício equivale a utilizar a *posterior* obtida da estimação feita sem a expectativa Focus $p\left(\theta\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)$ para avaliar a capacidade do modelo capturar o comportamento das expectativas Focus. Assim, o objetivo principal da nossa análise é obter:

$$p\left(Y_{1,T}^{1}\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)=\int p\left(Y_{1,T}^{1}\middle|Y_{1,T}^{0},\theta,M_i\right)p\left(\theta\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)d\theta \tag{2.24}$$

Enquanto $p\left(Y_{1,T}^{0},Y_{1,T}^{1}\middle|M_i\right)$ contém informações sobre a capacidade do modelo M_i se ajustar tanto a $Y_{1,T}^{0}$ como a $Y_{1,T}^{1}$, $p\left(Y_{1,T}^{1}\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)$ permite focarmos na capacidade do modelo ajustar-se apenas aos dados $Y_{1,T}^{1}$, condicionados no conjunto de dados $Y_{1,T}^{0}$. Esta estatística pode ser facilmente obtida por meio da razão de duas outras estatísticas trivialmente computáveis, como vemos abaixo:

$$p\left(Y_{1,T}^{1}\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)=\frac{p\left(Y_{1,T}^{0},Y_{1,T}^{1}\middle|M_i\right)}{p\left(Y_{1,T}^{0}\middle|M_i\right)} \tag{2.25}$$

Onde a expressão do numerador é obtida por meio da estimação do modelo M_i incluindo a expectativa Focus na estimação, enquanto que o valor do denominador é obtido por meio da estimação do modelo M_i com base apenas no conjunto tradicional de séries $Y_{1,T}^{0}$.

---

[15] Afinal de contas, $p\left(\theta\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)=p\left(Y_{1,T}^{0}\middle|\theta,M_i\right)p\left(\theta\middle|M_i\right)$, fazendo com que a importância da *prior* $p\left(\theta\middle|\mathrm{M}_i\right)$ seja ponderada pela função de verossimilhança $p\left(Y_{1,T}^{0}\middle|\theta,M_i\right)$.

2.5 Dados

Neste capítulo, limitados pelo início da série do Focus, utilizamos uma amostra que vai do primeiro trimestre de 2002 até o quarto semestre de 2011, totalizando 39 observações. O conjunto de dados $Y_{1,T}^{0}$ contém seis séries macroeconômicas tradicionalmente empregadas na estimação de modelos DSGE: PIB, Consumo das Famílias, Investimento, Inflação medida pelo IPCA, Rendimento Médio Real (RMR) e taxa de juros (Selic). Ao contrário desta última, fornecida pelo Banco Central do Brasil, todas as demais, obtidas do IBGE, possuem ajuste sazonal. Nos casos de PIB, Consumo, Investimento e RMR, trabalhamos com a variação trimestral do logaritmo natural das séries. *Posterior*mente, foram extraídas as médias das séries ajustadas e das taxas de juros e inflação.

Cabe destacar que, ao contrário do usual na literatura, não incluímos na estimação nenhuma variável referente à quantidade trabalhada (como, por exemplo, horas trabalhadas). Isso se deve ao fato de o modelo utilizado possuir sete choques estruturais. Assim, quando incluídas as expectativas Focus na estimação, atingimos o limite de 7 variáveis observadas para 7 choques exógenos. Desta forma, optamos pela exclusão da série de horas trabalhadas do conjunto de variáveis utilizadas na estimação, em função da baixa variabilidade apresentada pela série ao longo da amostra e da hipótese, razoável a nosso ver, que a série de rendimento real já contenha parte significativa das informações do mercado de trabalho relevantes à política monetária.

As expectativas de inflação foram extraídas da Pesquisa Focus, realizada pela Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores do Banco Central do Brasil (GERIN). Nossa medida de expectativa é a série de Expectativa de Inflação para os próximos 12 meses, suavizada. Por hipótese, assumimos que os agentes formulam suas expectativas para os próximos quatro trimestres com base no conjunto de informações completo do trimestre corrente. Assim, por exemplo, a expectativa de inflação para os próximos 4 trimestres no primeiro trimestre de um determinado ano será a expectativa para os próximos 12 meses observada no final do mês de março daquele ano.

2.6 Resultados

2.6.1 Expectativas de inflação: modelo x dados

Nesta análise inicial, analisamos se as expectativas inflacionárias produzidas pelo modelo são compatíveis com aquelas disponíveis na pesquisa Focus. Para tal, fazemos uso da estrutura de espaço de estado gerada após aplicar o método de Sims (2002) para resolver sistemas log-linearizados de expectativas racionais. Assim, definindo θ como o vetor que agrupa todos os parâmetros estruturais, ε_t o vetor que concatena os choques estruturais, s_t como o vetor de estado e y_t como o vetor de variáveis observadas, podemos representar a versão log-linearizada do modelo DSGE de acordo com o seguinte sistema de espaço de estado:

$$s_t = \Gamma(\theta) s_{t-1} + \mathrm{E}(\theta)\varepsilon_t \tag{2.26}$$

$$y_t = Z(\theta) s_t + \Omega(\theta) \tag{2.27}$$

Seguindo DNE, utilizamos a forma de espaço de estado do modelo para obter as expectativas de inflação geradas pelo mesmo. No entanto, ao contrário do artigo supracitado, que trabalha com a expectativa hoje (t) sobre a inflação do trimestre (t+k), utilizamos a inflação acumulada em 4 trimestres, em linha com a série de inflação esperada para os próximos 12 meses da pesquisa Focus. Assim, no caso em que as expectativas inflacionárias fossem tratadas como variáveis observadas, a equação de medida desta seria dada por:

$$E_t^{Focus}\pi_{t+1,t+4} = \sum_{k=1}^{4} E_t^{\mathrm{M}_i}\pi_{t+k} = \sum_{k=1}^{4} Z_{\pi^e}(\theta)\Gamma_{\pi}(\theta) s_{t+k-1} \tag{2.28}$$

Onde $E_t^{\mathrm{M}_i}\pi_{t+1,t+4}$ representa a expectativa de inflação acumulada nos próximos 4 trimestres, formulada com base no conjunto de informação até o trimestre corrente e obtida de forma racional a partir do modelo M_i. Por sua vez, $Z_{\pi^e}(\theta)$ corresponde à linha da matriz $Z(\theta)$

referente à equação de medida da expectativa Focus e $\Gamma_{\pi}(\theta)$ corresponde à linha da matriz $\Gamma(\theta)$ referente à equação de estado da inflação.

Mesmo quando não utilizamos as expectativas do Focus no conjunto de variáveis observadas, a equação acima se mostra de grande utilidade. Isso porque, por meio da mesma, é possível simularmos séries de expectativa de inflação geradas pelo próprio modelo M_i, comparando-as visualmente às séries observadas. Basicamente, estamos interessados em obter séries simuladas $Y_{1,T}^{*1}$, a partir de:

$$p\left(Y_{1,T}^{*1}\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)=\int p\left(Y_{1,T}^{*1}\middle|Y_{1,T}^{0},\theta,M_i\right)p\left(\theta\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)d\theta$$

E compará-las com a série observada $Y_{1,T}^{1}$. Para tal, sorteios da densidade preditiva $p\left(Y_{1,T}^{*1}\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)$ podem ser obtidos por meio da representação de espaço de estado do modelo M_i, de acordo com o seguinte procedimento: **(i)** sorteia-se inicialmente θ da distribuição $p\left(\theta\middle|Y_{1,T}^{0},M_i\right)$; **(ii)** condicionado nos resultados do sorteio realizado no passo **(i)** e em $Y_{1,T}^{0}$, obtemos as variáveis de estado $s_{1,T}$ de $p\left(s_{1,T}\middle|Y_{1,T}^{0},\mathrm{M}_i\right)$ a partir de (2.26); **(iii)** finalmente, a partir de (2.28), obtemos as série fictícia da expectativa Focus $Y_{1,T}^{*1}$.

Os gráficos 8 e 9 mostram a comparação entre as médias das distribuições de expectativas de inflação fictícias simuladas pelo modelo para quatro trimestres à frente (assim como o intervalo de confiança de 90% em torno destas simulações) com a expectativa Focus para o mesmo período. Como podemos notar, as duas especificações produzem expectativas muito similares entre si, ambas mais voláteis que os dados do Focus: os desvios-padrão das médias das distribuições das expectativas simuladas pelos modelos com meta fixa e variável são, respectivamente, de 1,81 e 1,79, contra 1,59 das expectativas Focus. Este resultado não surpreende, já que as taxas de inflação geradas pelos modelos também são mais voláteis do que a variação trimestral do IPCA: em ambos os casos, a distribuição média das taxas de inflação de cada modelo é cerca de 10% mais volátil que a inflação trimestral do IPCA.

As expectativas simuladas nos dois modelos são muito parecidas. No entanto, o modelo com meta de inflação fixa gera simulações mais próximas às observadas, ao menos no que se refere à média e ao coeficiente de correlação. Ao longo do período de interesse, a média da expectativa Focus foi de 5,23%, contra 5,22% do modelo de meta fixa e 5,16% do modelo de meta variável. Por sua vez, a correlação entre a série do Focus e a expectativa simulada a partir do modelo com meta de inflação fixa é de 0,60, ante 0,56 do modelo alternativo. Caso limitemos nossa análise ao período entre 2004-2011, excluindo assim o choque eleitoral de 2002, observamos substancial queda nas correlações: 0,35 no modelo com meta fixa e 0,31 no modelo com meta variável. Ainda assim, estes números são maiores do que o resultado encontrado em Del Negro e Eusepi (2010) para a economia americana, em torno de 0,25.

Para a amostra toda, a primeira diferença das séries simuladas mostrou correlação ainda maior: entre o primeiro trimestre de 2001 e o segundo trimestre de 2011, a correlação entre as variações trimestrais das expectativa do modelo com meta fixa e da expectativa Focus foi de 0,65. Assim como do nível das séries, a correlação entre o modelo de meta variável e os dados do Focus foi ligeiramente menor também na primeira diferença: 0,62. Restringindo o período de análise para dados a partir de 2004, vemos que, em ambos os casos, a correlação cai substancialmente, para 0,15. Ainda assim, este número é significativamente maior do que o encontrado por DNE, que observaram correlação levemente negativa para o caso da primeira diferença das expectativas.

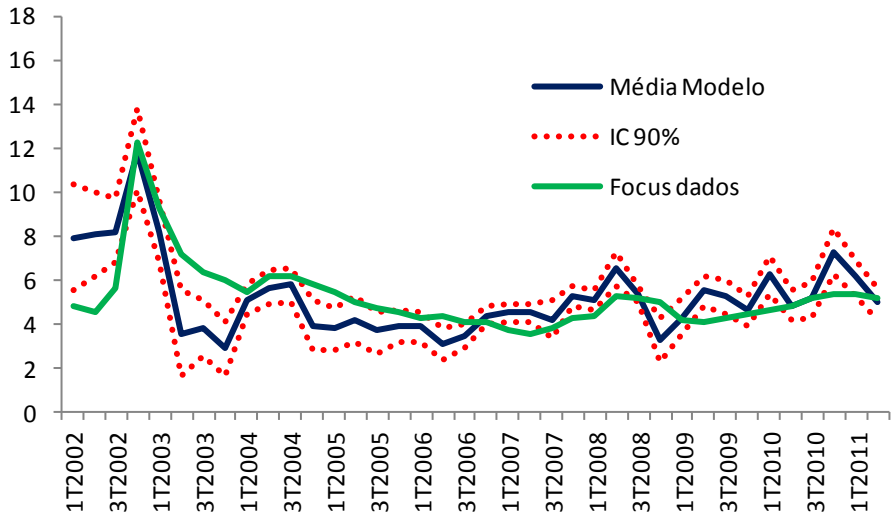

Gráfico 8 - Expectativa de inflação gerada pelo modelo de meta fixa (%)

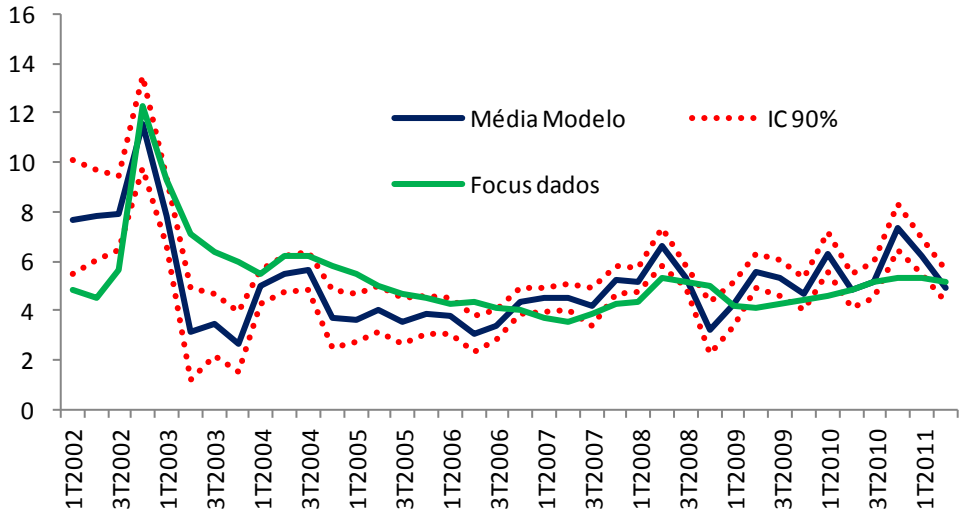

Gráfico 9 - Expectativa de inflação gerada pelo modelo de meta variável (%)

Como as expectativas simuladas se mostraram substancialmente mais voláteis que a observada, analisamos também o comportamento da média móvel em 4 trimestres das séries artificiais. Basicamente, comparamos, no instante t, a média da expectativa para os próximos 4 trimestres nos períodos t, t-1, t-2 e t-3 com a expectativa Focus tomada em t. Como vemos nos gráficos 10 e 11, a aderência das simulações aos dados do Focus melhora substancialmente com a suavização das mesmas. Para a amostra completa (que, em função da média móvel, agora começa no terceiro trimestre de 2002), a correlação sobe para 0,84 no modelo com meta fixa e 0,81 no modelo com meta variável. Restringido a amostra ao período entre 2004 e 2011, também vemos sensível melhora nas correlações das séries suavizadas: 0,47 para o modelo com meta fixa e 0,39 para o modelo com meta variável. Como vemos nos gráficos 10 e 11, os modelos DSGE podem ser uma ferramenta útil na previsão das expectativas Focus. Ao mesmo tempo, tais resultados sugerem que as expectativas dos agentes do mercado financeiro brasileiro se assemelham com aquelas geradas por um modelo de expectativas racionais.

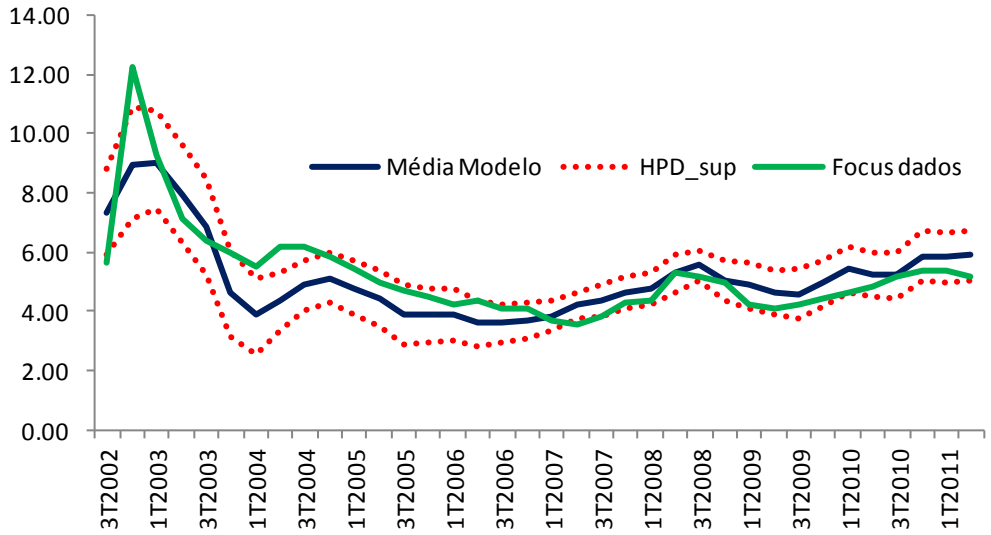

Gráfico 10 - Expectativa de inflação gerada pelo modelo de meta fixa - média móvel 4 trimestres (%)

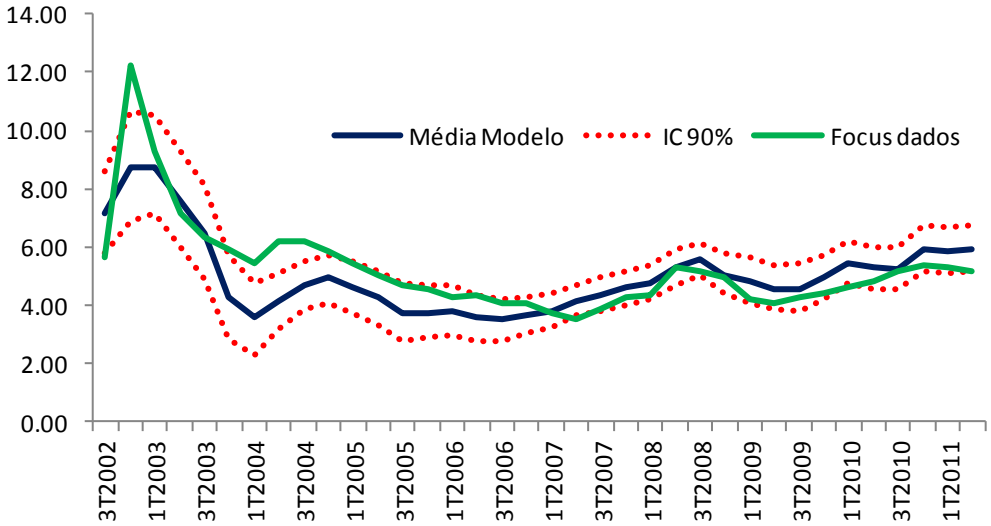

Gráfico 11 - Expectativa de inflação gerada pelo modelo de meta fixa - média móvel 4 trimestres (%)

Por fim, finalizamos esta seção comparando o desempenho das expectativas geradas por nossos modelos e da expectativa Focus no que diz respeito à capacidade de prever a inflação. O gráfico 12 traz a comparação da expectativa dos modelos DSGE em t para os próximos 4 trimestres (ou seja, t+1, t+2, t+3 e t+4) com a inflação observada no período. Por sua vez, o gráfico 13 traz a mesma comparação, só que utilizando a expectativa Focus. Com isso, o final da amostra é reduzido para o segundo trimestre de 2010, que conterá as expectativas da inflação acumulada entre o terceiro trimestre daquele e o segundo trimestre de 2011, e o IPCA de fato acumulado neste período.

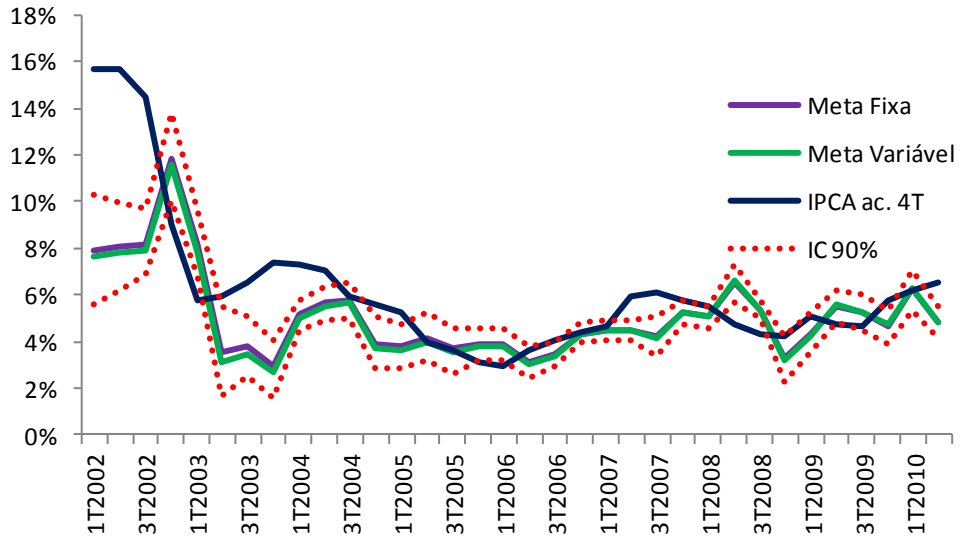

Gráfico 12 - Expectativa de inflação gerada pelos modelos DSGE e inflação observada

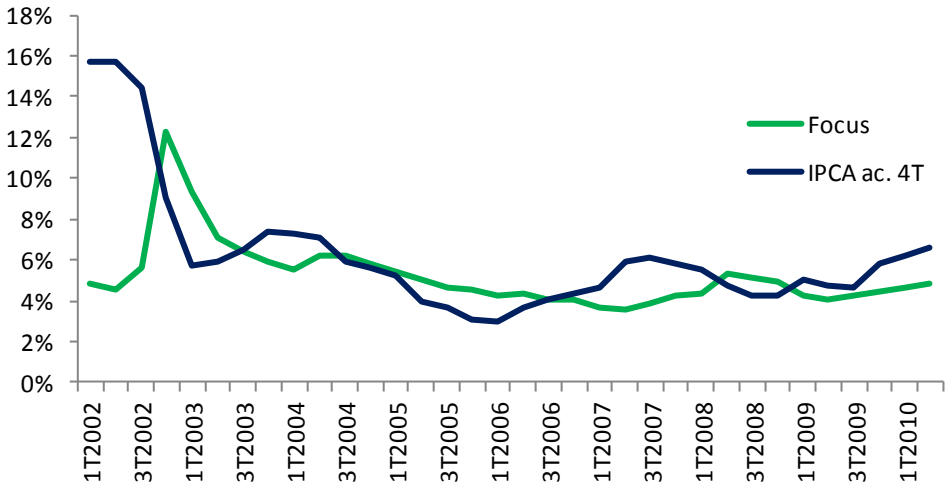

Gráfico 13 - Expectativa de inflação gerada pelos modelos DSGE e inflação observada

Como vemos nos dois gráficos acima, em relação à previsão da inflação, as expectativas produzidas pelos modelos DSGE tem desempenho bem melhor do que as expectativas Focus. A correlação entre as expectativas geradas pelo modelo e a inflação realmente observada *ex-post* é de 0,63 no caso do modelo com meta fixa e 0,61 no caso do modelo com meta variável. No caso da expectativa Focus, a correlação com o IPCA *ex-post* é de apenas 0,20. Caso limitemos o início da amostra para o primeiro trimestre de 2004, vemos que esse diferencial se reduz, mas permanece elevado. Enquanto as correlações entre os modelos DSGE sem e

com meta variável e a taxa de inflação observada passam para 0,51 e 0,50, a correlação entre a expectativa Focus e esta variável sobe para 0,33.

A superioridade dos modelos DSGE se confirma no erro quadrático médio de previsão (RMSE). Enquanto a expectativa Focus apresenta RMSE de 0,00113, as expectativas projetadas pelo modelo com meta de inflação fixa e variável são de 0,00070 e 0,00075, respectivamente, ou seja, 38% e 34% menores do que o erro quadrático médio do Focus.

2.6.2 Comparação formal entre os modelos

Do exposto acima, vimos que o modelo com meta de inflação fixa apresenta ligeira vantagem em reproduzir o comportamento das expectativas de inflação em relação ao modelo com meta variável. Nesta seção, realizamos uma comparação formal no que se refere à adequabilidade com que cada um reproduz o comportamento da expectativa Focus, utilizando o método descrito na seção 4.

Tabela 3 – Log-verossimilhanças marginais e o cálculo de $p\left(Y_{1,T}^{1}\middle|Y_{1,T}^{0},\mathrm{M}_{i}\right)$

	Dados sem Focus (1)	Dados com Focus (2)	(3) [(2)-(1)]
Meta de Inflação Fixa (A)	-353.4778	-415.6409	-62.16
Meta de Inflação Variável (B)	-353.5310	-411.2063	-57.68
(B)-(A)	-0.0532	4.4346	4.49
exp[(B)-(A)]	0.9482	84.3143	88.92

A tabela 3 mostra as log-verossimilhanças marginais dos modelos com meta de inflação fixa e variável. A coluna (1) fornece as estatísticas obtidas por meio da estimação baseada no conjunto de dados $Y_{1,T}^{0}$, que não inclui a série de expectativas inflacionárias para os próximos 12 meses da pesquisa Focus (doravante, modelos estimados com $Y_{1,T}^{0}$ serão tratados apenas por "modelo sem Focus"). Por sua vez, a coluna (2) traz as mesmas estatísticas, só que obtidas a partir da estimação de um conjunto de dados ampliado pela série do Focus, $Y_{1,T}^{0} \cap Y_{1,T}^{1}$ (doravante, simplesmente "modelo com Focus").

Como pode-se notar, a capacidade dos "modelos sem Focus" ajustarem-se aos dados é praticamente independente da dinâmica das metas inflacionárias, dado que a diferença entre $ln p\left(Y_{1,T}^{0} \middle| \mathrm{M}_i\right)$ é de apenas 0,05. Desta forma, da coluna (1), concluímos que o conjunto de dados $Y_{1,T}^{0}$ não possui informação suficiente para que possamos discriminar os modelos em questão.

Ao incluirmos as expectativas de inflação na estimação (coluna 2), vemos que o modelo com meta de inflação variável passa a ser claramente superior ao modelo com meta fixa. A diferença entre as log-verossimilhanças marginais $ln p\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \mathrm{M}_i\right)$ passa a ser de 4,43 favorável ao modelo com meta variável. Para ilustrar, esta diferença acarreta entre uma razão de *posteriors*[16] de 84,31, sinalizando que a série do Focus contém informações relevantes para determinar qual modelo se ajusta melhor aos dados.

Como as log-verossimilhanças marginais $ln p\left(Y_{1,T}^{0} \middle| \mathrm{M}_i\right)$ são praticamente idênticas entre os modelos, a diferença entre $ln p\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \mathrm{M}_i\right)$ se mantém em $ln p\left(Y_{1,T}^{1} \middle| Y_{1,T}^{0}, \mathrm{M}_i\right)$, inclusive se elevando ligeiramente para 4,49, como mostra a coluna (3) da tabela 3. Importante lembrar que este resultado é, inclusive, mais robusto ao da coluna (2), dado que, como vimos na seção 4, $ln p\left(Y_{1,T}^{1} \middle| Y_{1,T}^{0}, \mathrm{M}_i\right)$ é bem menos sensível à escolha das *priors* $ln p\left(\theta \middle| \mathrm{M}_i\right)$ do que $ln p\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \mathrm{M}_i\right)$. Assim, vemos que o modelo com meta de inflação variável capta melhor as oscilações das expectativas inflacionárias dos agentes do que o modelo cuja meta de inflação é fixa, ao contrário do que é sugerido pela análise informal feita em 6.1.

2.6.3 Análise DSGE-VAR

Na seção anterior, vimos que o modelo com meta de inflação variável possui dinâmica mais condizente com as expectativas de inflação observadas do que o modelo que mantém a meta

[16] A razão entre as *posterior*s é obtida por meio da expressão $exp\left[ln p\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \mathrm{M}_2\right) - ln p\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \mathrm{M}_1\right)\right]$.

inflacionária fixa. No entanto, mais interessante do que a análise relativa feita acima é avaliar, em termos absolutos, o quão bom estes modelos são em ajustar-se às expectativas inflacionárias observadas.

Para responder essa pergunta, comparamos os desempenhos dos modelos DSGE em questão com o desempenho de vetores autorregressivos. Mais precisamente, seguimos a metodologia desenvolvida em Del Negro e Schorfheide (2004), denominada DSGE-VAR. Nesta, são estimados vetores autorregressivos bayesianos cujas *priors* são derivadas diretamente de modelos DSGE. Basicamente, Del Negro e Schorfheide (2004) constroem uma *prior* hierárquica, mapeando os parâmetros estruturais θ do modelo DSGE nos parâmetros Φ do VAR. A lógica por trás da comparação entre o modelo DSGE e o DSGE-VAR é a seguinte: modelos DSGE (em suas versões linearizadas) nada mais são do que vetores autorregressivos com restrições entre suas equações. No entanto, como analisado em Del Negro et. al. (2007), algumas destas restrições não encontram respaldo nos dados, reduzindo a capacidade do modelo se ajustar ao movimento destes.

Assim, o DSGE-VAR permite, por meio do parâmetro λ, que flexibilizemos as rígidas restrições que os modelos DSGE impõem aos dados, maximizando o grau de ajustamento do modelo e, consequentemente, sua capacidade de previsão. Para a estimação da *posterior* do parâmetro λ, utilizamos uma *prior* bem flexível e não informativa, qual seja, uma distribuição uniforme U(0,10). A título de comparação, Del Negro e Eusepi (2010) restringem sua análise a valores de λ contidos em um espaço paramétrico bem mais restrito, entre 0,33 e 5,0.

Desta forma, utilizamos o arcabouço dos modelos DSGE-VAR para avaliar o quanto do ajustamento dos modelos DSGE pode ser melhorado ao relaxarmos as restrições que estes impõem aos dados. O grau de melhora em função do relaxamento nos dá uma noção do grau de má especificação do modelo. A Tabela 4 traz os resultados encontrados em nosso exercício.

Inicialmente, é importante destacar que, a partir dos dados da Tabela 4, é possível realizar uma comparação relativa entre o modelo com meta fixa e variável, servindo como uma espécie de análise complementar àquela realizada na seção 6.2.

Tabela 4 - Resultados DSGE-VAR

	Log-verossimilhança DSGE		Log-verossimilhança DSGE-VAR		λ DSGE-VAR	
	Sem Focus	Com Focus	Sem Focus	Com Focus	Sem Focus	Com Focus
Meta de Inflação Fixa	-353.478	-415.641	-349.710	-404.251	1.334	1.399
Meta de Inflação Variável	-353.531	-411.206	-351.323	-404.401	1.308	1.388

Para tanto, computamos primeiramente, para cada modelo M_i (meta fixa e meta variável), a diferença entre as log-verossimilhanças marginais do DSGE-VAR e do modelo DSGE, tanto no caso da estimação com a expectativa do Focus como no caso em que a estimação é feita apenas com o conjunto de séries $Y_{1,T}^0$. Ou seja, calculamos:

$$ln p^{VAR}\left(Y_{1,T}^0, Y_{1,T}^1 \middle| \lambda^*, \mathrm{M}_i\right) - ln p^{DSGE}\left(Y_{1,T}^0, Y_{1,T}^1 \middle| \lambda^*, \mathrm{M}_i\right)$$

e

$$ln p^{VAR}\left(Y_{1,T}^0 \middle| \lambda^*, \mathrm{M}_i\right) - ln p^{DSGE}\left(Y_{1,T}^0 \middle| \lambda^*, \mathrm{M}_i\right)$$

Note que, condicionado em λ^*, cada uma destas diferenças nos informa o quanto que o ajustamento de um determinado modelo M_i pode ser melhorado caso "relaxemos" as restrições impostas por este aos dados. Sendo assim, ganhos relativamente grandes indicam que o modelo possui maiores problemas de má-especificação. Como vemos na Tabela 4, tanto a estimação do modelo com Focus como a do modelo sem Focus mostram que, para semelhantes graus de relaxamento (o valor de λ é praticamente constante em todos os casos, entre 1,3 e 1,4), o modelo com meta de inflação fixa apresenta ganhos maiores (em termo de verossimilhança marginal) do que o modelo com meta variável.

No caso da estimação sem a expectativa do Focus, o relaxamento proporcionado por um $\lambda^* = 1{,}33$ no modelo com meta fixa produz ganho da log-verossimilhança marginal de 3,77 (-349,710 - -353,478). Por sua vez, um relaxamento quase idêntico $\left(\lambda^* = 1{,}31\right)$ no modelo

com meta variável acarreta em melhora mais modesta da log-verossimilhança, de 2,21 (-351,323 - -353,531). Desta forma, a estimativa com base apenas no conjunto $Y_{1,T}^{0}$ aponta para maiores problemas de especificação no modelo com meta fixa.

Quando incluímos a série do Focus na estimação, essas diferenças se acentuam substancialmente. Neste caso, o ganho relativo do modelo com meta fixa (decorrente do relaxamento das restrições impostas pelo modelo DSGE) triplica, subindo de 3,77 para 11,39 (-404,251 - -415,641). Por sua vez, o ganho relativo do modelo com meta variável cresce a uma taxa semelhante, passando de 2,21 para 6,81 (-404,401 - -411,206). Assim, vemos que a ampliação do conjunto de dados mantém o quadro em que o modelo com meta fixa apresenta maiores problemas de má-especificação. Estes resultados corroboram as conclusões da seção 6.2, que apontam para superioridade dos modelos com meta variável.

No entanto, iniciamos esta seção motivados não em responder se um modelo é melhor do que o outro, mas sim se estes modelos são satisfatórios no geral. Para tal, utilizamos como benchmark a log-verossimilhança marginal do DSGE-VAR, cuja capacidade preditiva é superior a do modelo DSGE por construção. Nossa análise se dará pela diferença entre

$$\left[ln\, p^{VAR}\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right) - ln\, p^{DSGE}\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right)\right]$$

e

$$\left[ln\, p^{VAR}\left(Y_{1,T}^{0} \middle| \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right) - ln\, p^{DSGE}\left(Y_{1,T}^{0} \middle| \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right)\right]$$

Note que, rearranjando os termos, temos que esta expressão é dada pela diferença entre

$$\left[ln\, p^{VAR}\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right) - ln\, p^{VAR}\left(Y_{1,T}^{0} \middle| \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right)\right]$$

e

$$\left[ln p^{DSGE}\left(Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1} \middle| \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right) - ln p^{DSGE}\left(Y_{1,T}^{0} \middle| \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right)\right]$$

Como vimos na seção 4, o segundo termo desta diferença é igual a $ln p^{DSGE}\left(Y_{1,T}^{1} \middle| Y_{1,T}^{0}, \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right)$, ou seja, a capacidade do modelo M_{i} ajustar-se a $Y_{1,T}^{1}$. Por sua vez, o primeiro termo da expressão acima possui definição análoga, só que para o modelo DSGE-VAR. Dos dados da Tabela 4, vemos que esta diferença é significativa em ambos os modelos. No caso da meta fixa, como já era esperado da análise relativa, encontramos um número elevado, de 7,62 (11,39 – 3,77), mostrando que o DSGE-VAR, benchmark no que se refere ao valor da log-verossimilhança marginal, tem desempenho bem superior ao modelo com meta fixa. No entanto, o modelo com meta variável também tem desempenho bem pior, sendo a diferença entre $ln p^{DSGE-VAR}\left(Y_{1,T}^{1} \middle| Y_{1,T}^{0}, \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right)$ e $ln p^{DSGE}\left(Y_{1,T}^{1} \middle| Y_{1,T}^{0}, \lambda^{*}, \mathrm{M}_{i}\right)$ igual a 4,60 (6,81-2,21). Desta forma, vemos que ambas as especificações possuem problema de má-especificação.

2.6.4 Análise dos parâmetros estruturais

Nas seções anteriores, vimos que o modelo com meta de inflação variável é claramente superior, ao menos no que se refere ao ajuste em relação aos dados. Sendo assim, nesta e nas próximas duas seções, focaremos nossa análise neste modelo. Ao longo das três seções, avaliaremos a sensibilidade da dinâmica do modelo com meta de inflação variável à inclusão da expectativa do Focus na estimação. Nesta seção, avaliamos quais os impactos desta inclusão na distribuição estimada (*posterior*) dos parâmetros estruturais. Mais precisamente, comparamos as distribuições $p\left(\theta \middle| Y_{1,T}^{0}\right)$ e $p\left(\theta \middle| Y_{1,T}^{0}, Y_{1,T}^{1}\right)$.

A Tabela 5 traz a média das *posteriors*, assim como intervalo de confiança de 90% e as *priors* utilizadas. Como podemos notar, no geral, as distribuições simuladas em cada um dos conjuntos de informação são razoavelmente semelhantes. Uma das diferenças relevantes se refere à persistência do choque de prêmio de risco ε_{t}^{b}, medida pelo parâmetro ρ_{b}. Neste caso, vemos que a estimação do modelo sem Focus produz um choque mais persistente (a média da distribuição é de 0,54, contra 0,32 no caso do modelo com Focus). Além da média,

vemos que o extremo superior do intervalo de confiança do modelo sem Focus chega a quase 0,90, contra apenas 0,52 do limite superior da distribuição obtida no modelo com Focus.

Outra diferença importante diz respeito ao grau de indexação de preços ι_p. Neste caso, a inclusão da expectativa Focus na estimação faz com que a média da *posterior* deste parâmetro caia de 0,40 para 0,07. Vale lembrar que ι_p afeta diretamente a dinâmica da taxa de juros na inflação. De um lado, um valor mais alto de ι_p, tudo o mais constante, faz com que a política monetária leve mais tempo para atingir seu efeito máximo nos preços. Afinal, como vemos na curva de Phillips representada em (2.1), valores maiores de ι_p reduzirão a sensibilidade da inflação às expectativas inflacionárias e ao custo marginal. No entanto, o efeito acumulado do juros na inflação será função positiva do grau de indexação de preços, dado que o efeito na inflação corrente será sentido também no futuro em razão do comportamento inercial da variação de preços.

Além disso, a Tabela 5 mostra que os parâmetros da regra de Taylor são sensíveis ao conjunto de dados utilizado na estimação. No caso do modelo sem Focus, observamos maior persistência tanto do choque de juros ε_t^m, expresso pelo parâmetro do componente AR(1) ρ^m, como do parâmetro da regra de Taylor referente ao juros defasado, ρ. Ainda em relação aos parâmetros da regra de Taylor, vemos que a estimação com o conjunto de dados mais restrito $Y_{1,T}^0$ produz uma resposta da taxa de juros: **(i)** maior em relação a desvios da expectativa de inflação frente à meta; e **(ii)** menor em relação a desvios do PIB frente ao PIB de estado estacionário.

Tabela 5 - *Priors e Posteriors*

Parâmetros	Distribuição *Prior*			Distribuição *Posterior*					
				Estimação incluindo Focus			Estimação sem Focus		
	Distribuição	Média	Desvio-padrão	Média da Posterior	Intervalor de Confiança (90%)		Média da Posterior	Intervalor de Confiança (90%)	
Desvio-padrão dos choques exógenos									
Choque de produtividade	Gama Invertida	0,10	infinito	0,43	0,02	1,27	0,43	0,02	1,29
Choque de prêmio de risco	Gama Invertida	0,10	infinito	0,35	0,25	0,44	0,26	0,13	0,38
Choque de gasto exógeno	Gama Invertida	0,10	infinito	0,60	0,03	0,94	0,61	0,03	0,94
Choque de investimento	Gama Invertida	0,10	infinito	1,72	1,19	2,23	1,64	1,10	2,17
Choque monetário	Gama Invertida	0,10	infinito	0,29	0,22	0,36	0,36	0,25	0,46
Choque de markup - preços	Gama Invertida	0,10	infinito	0,51	0,41	0,62	0,45	0,33	0,57
Choque de markup - salários	Gama Invertida	0,10	infinito	0,86	0,64	1,07	0,78	0,57	1,00
Choque de meta de inflação	Gama Invertida	0,10	infinito	0,94	0,72	1,16	0,09	0,02	0,16
Coeficientes AR(1) e MA(1) dos processos exógenos									
AR(1) choque de produtividade	Beta	0,50	0,20	0,50	0,17	0,83	0,45	0,13	0,76
AR(1) choque de prêmio de risco	Beta	0,50	0,20	0,32	0,12	0,52	0,54	0,19	0,86
AR(1) choque de gasto exógeno	Beta	0,50	0,20	0,91	0,84	0,98	0,91	0,85	0,98
AR(1) choque de investimento	Beta	0,50	0,20	0,39	0,19	0,58	0,38	0,17	0,59
AR(1) choque monetário	Beta	0,50	0,20	0,44	0,28	0,61	0,52	0,34	0,69
AR(1) choque de markup - preços	Beta	0,50	0,20	0,94	0,89	1,00	0,87	0,72	0,99
AR(1) choque de markup - salários	Beta	0,50	0,20	0,58	0,38	0,78	0,63	0,39	0,88
MA(1) choque de markup - preços	Beta	0,50	0,20	0,81	0,72	0,91	0,70	0,51	0,89
MA(1) choque de markup - salários	Beta	0,50	0,20	0,49	0,25	0,71	0,46	0,21	0,72
AR(1) choque de meta de inflação	Beta	0,85	0,10	0,97	0,94	1,00	0,83	0,66	1,00
Coef. choque de produtividade no processo exógeno do gasto exógeno	Normal	0,50	0,25	0,59	0,14	1,05	0,60	0,18	0,99
Parâmetros Estruturais									
Mercado de trabalho									
Parâmetro de Calvo - Salários	Beta	0,50	0,10	0,61	0,50	0,71	0,62	0,52	0,71
Indexador de Salários	Beta	0,50	0,15	0,39	0,17	0,60	0,39	0,16	0,60
Inversa da elasticidade de Frisch	Normal	2,00	0,75	1,89	0,75	2,95	2,15	1,00	3,30
Curva de Phillips - Preços									
Parâmetro de Calvo - Preços	Beta	0,50	0,10	0,70	0,61	0,79	0,66	0,53	0,77
Indexador de preços	Beta	0,50	0,15	0,17	0,07	0,27	0,40	0,17	0,61
(1 + Markup de Preços)	Normal	1,25	0,13	1,38	1,20	1,54	1,31	1,13	1,49
Regra de Taylor									
Juro defasado	Beta	0,75	0,10	0,81	0,75	0,86	0,85	0,80	0,91
Inflação	Normal	1,50	0,25	1,38	1,03	1,68	1,47	1,06	1,81
Hiato do Produto	Normal	0,13	0,05	0,17	0,09	0,24	0,13	0,05	0,22
Demais parâmetros estruturais									
Participação do capital no produto	Normal	0,30	0,05	0,30	0,23	0,38	0,29	0,18	0,38
Custo de ajuste do investimento	Normal	4,00	1,50	4,29	2,34	6,09	4,29	2,41	6,00
Custo de ajuste da utilização do capital	Beta	0,50	0,15	0,76	0,61	0,91	0,72	0,55	0,91
Habit Persistence	Beta	0,70	0,10	0,81	0,72	0,90	0,78	0,66	0,89
1/(elasticidade de substituição intertemporal	Normal	1,50	0,38	1,12	0,83	1,39	1,07	0,71	1,37

No entanto, os parâmetros da equação do juros nominal obtidos da estimação sem a série do Focus devem ser interpretados com ressalvas. Isso porque, neste caso, a função de verossimilhança $L\left(Y_{1,T}^{0}\middle|\theta\right)$ é praticamente não informativa em relação aos parâmetros estruturais da regra de Taylor. Prova disso é que, como mostrado nos gráficos 14, 15 e 16, as *posteriors* e *priors* praticamente coincidem em três parâmetros fundamentais: o desvio-padrão do choque de meta de inflação σ^{meta}, o parâmetro que mede a sensibilidade da taxa de juros ao PIB r_y e o parâmetro do termo autorregressivo da meta de inflação ρ^{meta}. Nestes gráficos, a linha mais clara corresponde à *prior*, a linha mais escura à *posterior* e a linha pontilhada à moda da distribuição.

A identificação pobre se deve ao fato de a regra de Taylor *forward looking* possuir dois termos que, no conjunto de dados tradicional $Y_{1,T}^{0}$, são tratados como não observáveis: a expectativa de inflação para os próximos 4 trimestres e a meta de inflação. Este "problema" pode ser contornado com a inclusão da série de expectativas do Focus no processo de estimação. Como podemos observar na Tabela 5, a estimação do modelo com Focus faz com que o choque exógeno da meta de inflação seja não apenas mais persistente (por meio de ρ^{meta}), como também quase 10 vezes mais volátil (desvio-padrão $\sigma^{\text{meta}} = 0{,}93$, contra apenas 0,09 na estimação do modelo sem a série do Focus).

Este resultado vai em linha com aqueles encontrados na seção 6.2, onde vimos que o conjunto de dados $Y_{1,T}^{0}$ não permitia discriminarmos, por meio de capacidade de ajustamento aos dados, entre os modelos com meta de inflação fixa e variável, ao contrário do observado a partir da inclusão da expectativa do Focus na estimação. Nesse caso, o conjunto de dados ampliado produziu resultados amplamente favoráveis ao modelo com meta inflacionária variável no tempo. No entanto, como vemos na Tabela 5, o modelo sem Focus produz uma meta muito pouco volátil, o que torna o modelo muito similar à versão cuja meta de inflação é fixa.

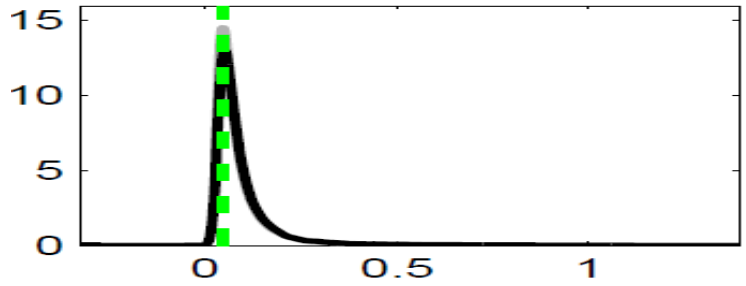

Gráfico 14 – *Prior* e *Posterior* do desvio-padrão do choque de meta de inflação

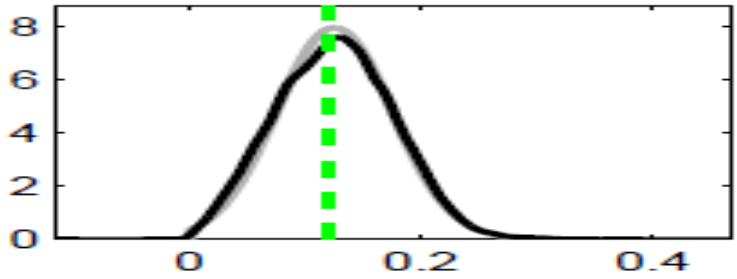

Gráfico 15 - *Prior* e *Posterior* do desvio-padrão da sensibilidade do juros ao PIB

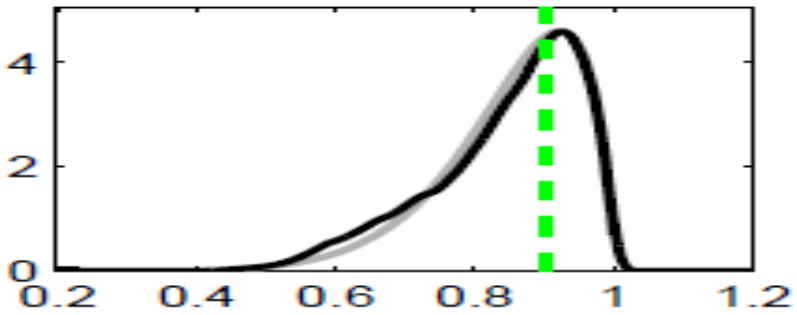

Gráfico 16 - *Prior* e *Posterior* do desvio-padrão do coeficiente autorregressivo da meta

Por sua vez, ao incluirmos a série de expectativa na estimação do modelo, conseguimos explorar sua vantagem comparativa, qual seja, a capacidade de atribuir parte da volatilidade da taxa de juros a movimentos na meta inflacionária. Sendo assim, nossos resultados sugerem que a inclusão das expectativas de inflação na estimação eleva substancialmente a confiabilidade das conclusões tiradas de um modelo de equilíbrio geral cuja política monetária tenha comportamento *forward looking*.

2.6.5 Análise das funções de resposta ao impulso

Como vimos na seção 6.4, a série de expectativa do Focus contém informações relevantes à estimação das *posteriors*, com especial importância no caso da regra de Taylor. Desta forma, é natural testarmos se a ampliação do conjunto de séries utilizadas na estimação afeta, de forma relevante, a dinâmica dos canais de transmissão da política monetária.

Inicialmente, avaliamos as funções de resposta ao impulso (FRI) da inflação a um choque de juros. O choque utilizado foi calibrado de forma que, em um primeiro momento, a taxa nominal de juros fosse elevada em 0,25 ponto percentual (pp.), ou 1 pp. em termos anualizados[17].

Como vemos nos gráficos 17 e 18 , a FRI gerada pelo modelo estimado sem a série do Focus sugere eficácia muito maior da política monetária que no caso da estimação com a série de expectativa. Isto porque, no primeiro caso, o aumento de 1 pp. na taxa nominal de juros anualizada reduziria, já no primeiro trimestre, a inflação em 0,18 pp. atingindo seu efeito máximo no terceiro trimestre. Ao final do primeiro ano, o efeito do choque na inflação acumulada em 4 trimestres seria de redução de 0,85 pp.. Este valor está bem acima do encontrado na literatura. Por exemplo, de Castro et. al. (2011), com base em um modelo DSGE de economia aberta, encontram que um choque de juros de 0,25 pp. exerce efeito acumulado bem menor, de apenas 0,25 pp..

Por outro lado, obtemos uma FRI bem mais suave no caso da estimação com a série do Focus. A resposta imediata da inflação à contração monetária é de -0,09 pp. no primeiro trimestre, atingindo seu efeito máximo já no segundo trimestre (-0,10 pp.). No acumulado em 4 trimestres, o impacto negativo da elevação do juros na inflação é de 0,36 pp., quase 60% menor do que o observado no modelo sem Focus, e mais próximo dos resultados encontrados na literatura.

Parte da diferença entre as FRIs deve ser atribuída à maior indexação de preços ι_p estimada no modelo sem Focus. Como mostra a equação (2.1), tudo o mais constante, o efeito total da

[17] A rigor, esta estratégia é diferente de dar um choque de 0,25 pp na taxa de juros. Isso porque, nesse caso, a política monetária já reagiria imediatamente a seu próprio choque, fazendo com que o efeito inicial deste no juros fosse menor que 0,25 pp.

política monetária será maior quão maior for o grau de indexação da economia. No entanto, o caráter inercial da inflação faz com que a política monetária leve mais tempo para atingir seu efeito máximo. Nos gráficos 17 e 18, podemos observar exatamente este comportamento. Por um lado, o gráfico 17 mostra um maior impacto do choque de juros na inflação. Além disso, vemos que o efeito máximo deste choque ocorre apenas no terceiro trimestre, um trimestre após o efeito máximo observado no gráfico 18.

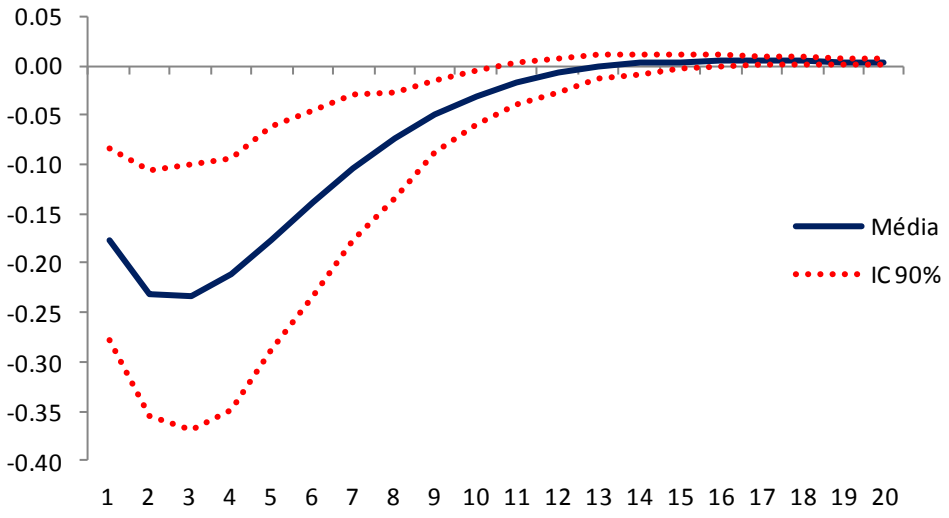

Gráfico 17 - FRI da inflação (acumulada em 4 trimestres) a um choque de política monetária que eleve a taxa de juros em 1 p.p. (modelo sem Focus)

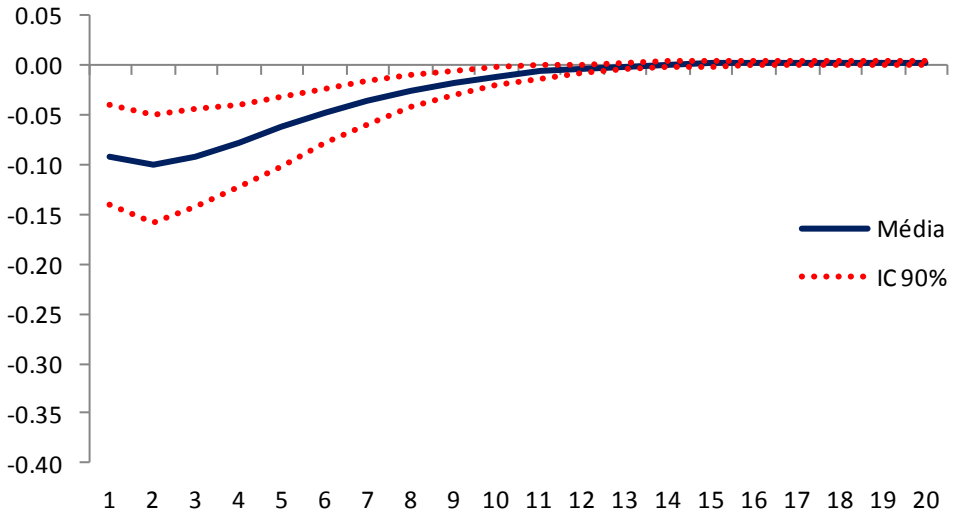

Gráfico 18 - FRI da inflação (acumulada em 4 trimestres) a um choque de política monetária que eleve a taxa de juros em 1 pp. (modelo com Focus)

No entanto, a principal explicação para o comportamento díspar entre as FRIs dos é que, no modelo estimado sem a série de expectativa, a baixa volatilidade da meta de inflação faz com que os choques de política monetária sejam superestimados. Isso porque, de acordo com a estrutura do modelo, alterações na meta de inflação decorrentes de choques na mesma teriam impacto positivo na taxa de juros que, por sua vez, impactaria a inflação[18]. No entanto, no caso em que o modelo atribua erroneamente a variação do juros a um choque de juros, a tendência é que a FRI estimada superestime a importância da política monetária na inflação. Até porque, ao contrário do choque de meta de inflação, o modelo utilizado nesta tese não contempla qualquer efeito positivo do choque de juros na inflação.

Dos resultados acima, podemos concluir que modelos DSGE com política monetária *forward looking* podem ser enviesados no tocante à avaliação dos efeitos de mudanças da taxa de juros nos preços. No nosso caso, dada a baixa volatilidade que o modelo atribui ao choque de meta de inflação, este viés acaba superestimando a potência da política monetária.

2.6.6 Análise da decomposição da variância

Nesta seção, analisamos até que ponto a inclusão das expectativas Focus na estimação é capaz de alterar a decomposição da variância do erro de previsão da taxa nominal de juros, da taxa de inflação e de sua expectativa. As tabelas a seguir trazem a decomposição da variância destas séries em relação aos 8 choques estruturais de nosso modelo, a lembrar: o choque de produtividade (ea), choque de prêmio de risco (eb), choque do gasto exógeno (eg), choque de investimento (eqs), choque de taxa de juro (em), choque de *markup* de preços (epinf), choque de *markup* de salário (ew) e, por fim, o choque de meta de inflação (emeta).

Começamos pela decomposição da variância da taxa de juros, representada na Tabela 6. Como podemos notar, a estimação feita apenas com $Y_{1,T}^{0}$ atribui importância nula ao choque de meta de inflação ao longo de todo o período. Este resultado já era esperado, tendo em vista que, como vimos na seção 6.5, a estimação sem expectativa do Focus gera um choque exógeno de expectativa muito pouco volátil. No curtíssimo prazo, os desvios da taxa de inflação acumulada em 4 trimestres em relação a seu valor de estado estacionário são

[18] Evidentemente, a inflação também receberia pressões positivas em função do canal de expectativa

atribuídos, principalmente, a choques de taxa de juros ε_t^r , de preços (*markup* das firmas) e, em menor escala, de salários (*markup* dos sindicatos). No longo prazo, vemos que o choque de juros é apenas o quarto mais importante para a dinâmica da taxa de juros, atrás dos choques de preços, de prêmio de risco e de salários.

Por sua vez, a decomposição da variância obtida no modelo estimado com a série do Focus nos dá um cenário bem diferente. Como podemos notar, os choques da meta de inflação vão ganhando progressiva importância ao longo do tempo. Após 8 trimestres, o choque de meta já é o principal determinante da variância do erro de previsão da taxa de juros, explicando 32% do total. No longo prazo, o choque de meta mais de 60% da variância do erro de previsão. Por sua vez, o choque de política monetária passa a ser mais relevante que os choques de salários e prêmio de risco, embora menos relevantes que o choque de preços. Del Negro e Eusepi (2010) também encontram participação substancial do choque de meta na decomposição da variância da taxa de juros de longo prazo, sendo a participação deste choque duas vezes maior do que a do choque de taxa de juros.

No caso da inflação, os resultados também variam substancialmente de acordo com as variáveis utilizadas na estimação. Como vemos na Tabela 7, o modelo sem Focus atribui quase que a totalidade da variância do erro de previsão da inflação a choques de preço, principalmente no curto prazo, quando este responde por 90% do total. A partir do quarto trimestre, o choque de juros cresce em importância, embora nunca responda por mais de 15% da variação total. Inclusive, na contramão da teoria econômica convencional, vemos que a política monetária, aqui expressa por choques de juros e da meta de inflação, possui impacto muito moderado no longo prazo, dado que estes 2 choques respondem, juntos, por apenas 13% do total.

Tabela 6 - Decomposição da Variância – Taxa nominal de juros

(1 Trimestre)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	emeta
Sem Focus	0.03	7.59	0.53	3.26	43.01	33.15	12.42	0.00
Com Focus	0.02	4.79	0.81	4.33	51.00	27.97	6.90	4.17
(4 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	emeta
Sem Focus	0.01	15.62	0.91	6.91	23.65	34.54	18.35	0.00
Com Focus	0.01	8.68	1.26	9.28	26.72	30.52	8.62	14.91
(8 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	emeta
Sem Focus	0.03	20.12	1.14	9.06	18.18	32.18	19.26	0.03
Com Focus	0.01	8.50	1.27	9.87	16.46	25.01	7.01	31.87
Assintótica	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	emeta
Sem Focus	0.06	20.24	1.29	9.87	18.15	31.49	18.85	0.05
Com Focus	0.02	4.65	0.80	6.10	8.81	14.94	3.74	60.94

Ao inserir as expectativas na estimação, melhor capturando a dinâmica da meta inflacionária, vemos que o quadro se altera completamente. No curtíssimo prazo, a oscilação da inflação ainda é ditada predominantemente por choques de preços, que respondem por 85% da variação total. No entanto, já no curto prazo, a política monetária se faz sentir, por meio de choques da meta inflacionária. No longo prazo, os choques de meta de inflação explicam mais de 60% da variação da inflação, mais que o dobro dos choques de preços. Assim, em linha com a teoria econômica convencional, vemos que, no longo prazo, inflação é determinada, em grande parte, por choques de política monetária, neste caso expressa basicamente por choques da meta de inflação.

Importante destacar que a baixa importância do choque de juros para a dinâmica inflacionária de longo prazo não é uma peculiaridade de nosso trabalho. Sbordone et. al. (2010), utilizando modelo semelhante ao nosso, aplicado à economia americana, encontram que choques da meta de inflação respondem por 85% da variância do erro de previsão da inflação, contra a participação nula do choque de juros. Para a economia brasileira, de Castro et. al. (2011) encontram que, no horizonte assintótico, choques de política monetária respondem por menos de 3% da decomposição da variância do erro de previsão da inflação[19].

Tabela 7 - Decomposição da Variância - Inflação

[19] De Castro et. al. (2011) separam a inflação em livres e administrados. No caso da inflação de preços livres, o choque de juros responde por 2,85% do erro de previsão. No caso da inflação de preços administrados, este valor não passa de 1%.

(1 Trimestre)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	emeta
Sem Focus	0.2	1.5	0.1	0.5	3.0	89.7	5.0	0.0
Com Focus	0.1	0.6	0.0	0.4	0.9	85.5	2.6	9.9
(4 Trimestres)	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**emeta**
Sem Focus	0.2	3.6	0.1	1.2	9.9	75.1	9.9	0.2
Com Focus	0.1	0.9	0.1	0.6	2.1	62.6	3.9	29.7
(8 Trimestres)	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**emeta**
Sem Focus	0.2	3.7	0.1	1.2	12.6	72.1	10.0	0.2
Com Focus	0.1	0.7	0.0	0.5	2.1	50.1	3.2	43.2
Assintótica	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**emeta**
Sem Focus	0.2	3.7	0.1	1.4	12.7	71.7	9.9	0.2
Com Focus	0.1	0.5	0.0	0.5	1.3	32.8	2.0	62.8

Uma possível interpretação é que os agentes privados interpretam as variações inesperadas da política monetária como mudanças do objetivo inflacionário de curto prazo da autoridade monetária. No entanto, tal interpretação não acarreta, necessariamente, em variações da credibilidade do banco central. Por exemplo, em face aos choques adversos de oferta sofridos pela economia brasileira no início de 2011, o Banco Central do Brasil anunciou que buscaria a convergência do IPCA para o centro da meta apenas em meados de 2012, evitando assim sacrificar excessivamente o setor real. Contudo, tal medida teve o efeito prático de elevar a meta de inflação para 2011, mesmo que a autoridade não tenha explicitado uma meta ajustada para este ano, como fizera, por exemplo, em 2003. De toda forma, o choque de política monetária neste caso, expresso como o desvio entre a taxa básica de juros e o valor ditado pela regra de Taylor, poderia ser atribuído a uma nova meta, temporária.

Por fim, analisamos a decomposição da variância do erro de previsão das expectativas de inflação (Tabela 8). Inicialmente, novamente vemos que, ao excluir a série do Focus da estimação, atribui-se peso quase nulo para os choques da meta inflacionária. Neste caso, vemos que as oscilações das expectativas, no curtíssimo prazo, são determinadas principalmente por choques de preços (48% do total), choques de política monetária (25% do total) e choques de salários (17% do total). Um ano após a ocorrência dos choques, vemos que o choque de política monetária já iguala o choque de preços (cada um contribuindo com 37% do total), deixando o choque de salário para trás. Esta composição se mantém relativamente estável ao longo do tempo.

Tabela 8 - Decomposição da Variância – Expectativa de Inflação

(1 Trimestre)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	emeta
Sem Focus	0.1	7.0	0.2	2.2	25.0	47.7	17.4	0.4
Com Focus	0.1	1.1	0.1	0.7	3.9	21.4	4.6	68.2
(4 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	emeta
Sem Focus	0.1	7.1	0.2	2.0	36.6	36.6	16.8	0.7
Com Focus	0.0	0.6	0.0	0.4	3.1	12.2	2.6	81.1
(8 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	emeta
Sem Focus	0.1	6.9	0.2	2.2	38.7	35.0	16.1	0.9
Com Focus	0.0	0.4	0.0	0.3	2.2	8.4	1.6	87.1
Assintótica	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	emeta
Sem Focus	0.1	7.1	0.2	3.1	38.1	34.7	15.9	0.9
Com Focus	0.0	0.2	0.0	0.4	1.0	5.7	0.8	91.9

No entanto, ao estimarmos o modelo com os dados do Focus, obtemos uma dinâmica bem diferente. Desde o curto prazo, as expectativas de inflação são ditadas basicamente pela meta de inflação. No longo prazo, o choque da meta responde por mais de 90% das oscilações das expectativas. Por sua vez, choques de preços tem sua importância reduzida ao longo do tempo, de 21% no primeiro trimestre para apenas 8% após 8 trimestres. Em linha com o observado na função de decomposição da variância da inflação, o choque de juros exerce impacto restrito nas expectativas inflacionárias dos agentes.

2.7 O caso das expectativas não racionais

Até aqui, toda a nossa análise foi calcada em um modelo construído sob a hipótese de expectativas racionais. Com isso, os agentes conhecem perfeitamente o comportamento de toda a economia, restando como fonte de incerteza apenas a realização futura dos choques estruturais. No entanto, como ressaltado em Bernanke (2007), a hipótese de expectativas racionais não parece realista em um mundo no qual os bancos centrais investem cada vez mais no canal de comunicação.

Há uma série de estudos aplicados cuja conclusão é que os dados geralmente rejeitam a hipótese de expectativas racionais. No caso dos EUA, Lloyd(1999) e Roberts(1997) encontram que os erros de previsão das expectativas são geralmente correlacionados, violando assim a hipótese de expectativas racionais. No caso brasileiro, Kohlscheen (2010) rejeita as hipóteses de ausência de viés e de não autocorrelação dos erros de previsão das expectativas de inflação de 1 mês coletadas na pesquisa Focus. Por sua vez, Carvalho e Bugarin (2006),

com dados até 2004, rejeitam a presença de viés sistemático das expectativas de inflação, embora também encontrem que os agentes não utilizam o conjunto de informação disponível de forma eficiente. Resultado semelhante é obtido em Carvalho e Minella (2009): embora não viciadas, as expectativas de inflação para os próximos 12 meses não são elaboradas de forma eficiente. Os resultados por nós encontrados na seção 2.6.1 também vão nessa direção: ao se mostrarem bem menos voláteis do que as expectativas produzidas pelo modelo (embora com significativa correlação na baixa frequência), podemos extrair conclusões semelhantes ao restante da literatura: que as expectativas do Focus, embora não viesadas, são ineficientes.

Desta forma, realizamos aqui um exercício de robustez de nossa análise em torno da capacidade de modelos DSGE gerarem expectativas semelhantes àquelas observadas nos dados, através da flexibilização da hipótese de expectativas racionais. Nesta, mantivemos a hipótese de expectativa racional no modelo, limitando a "irracionalidade" aos participantes da pesquisa Focus, cujas previsões seriam baseadas não só na inflação determinada pelo modelo, como também por um choque autorregressivo. A escolha desta especificação se justifica nos resultados encontrados na literatura, que geralmente apontam para previsões não enviesadas, porém com erros autocorrelacionados.

Desta forma, mantemos inalterada a estrutura do modelo. A única diferença é que, neste caso, acrescentamos um choque exógeno à dinâmica das expectativas do Focus dada pela equação (2.28). Assim, *grosso modo*, a "irracionalidade" se resumiria aos respondentes da pesquisa Focus. Logo, a estimação sem os dados de expectativa evidentemente produz o mesmo resultado em relação aos nossos modelos base.

Basicamente, a equação de medida da expectativa do Focus passa a ser dada pela equação (2.29), onde $\varepsilon_t^{\text{Focus}}$ segue um AR(1). Também é importante destacar que a presença do choque aleatório na equação de medida da expectativa de inflação não acarreta, necessariamente, na irracionalidade dos participantes da pesquisa Focus. Na verdade, o componente autorregressivo pode ser fruto da revisão *posterior* de variáveis utilizadas "em tempo real" nas previsões.

$$\pi_{t+1,t+4}^{\text{Focus}} = \sum_{k=1}^{4} E_t \pi_{t+k} + \varepsilon_t^{\text{Focus}} \tag{2.29}$$

Como destacado em Cusinato, Minella e Porto Junior (2010.a), as revisões do PIB em função do aumento da amostra (fator sazonal) e de aprimoramento das informações disponíveis acarretam em mudança do sinal do hiato do produto em, pelo menos, 30% das vezes, dependendo da maneira com a qual a medida de hiato é calculada. Resultados muito semelhantes são obtidos para o hiato da produção industrial em Cusinato, Minella e Porto Junior (2010.b). No caso em que as projeções de inflação levam em conta o hiato do produto, como, por exemplo, em uma curva de Phillips tradicional, as constantes revisões do PIB e da Produção Industrial dessazonalizados podem acarretar em erros de previsão autocorrelacionados.

Tabela 9 - Cálculo de $p\left(Y_{1,T}^{1}\middle|Y_{1,T}^{0},\mathrm{M}_{i}\right)$ - Focus não racional

	Dados sem Focus (1)	Dados com Focus (2)	(3) [(2)-(1)]
Meta de Inflação Variável (A)	-353.5310	-411.2063	-57.68
Erro Focus AR(1) (B)	-353.5310	-399.9031	-46.37
(B)-(A)	0.0000	11.3032	11.30
exp[(B)-(A)]	1.0000	81083.6811	81083.68

Como mostra a Tabela 9, a flexibilização da regra de movimento da expectativa do Focus traz substanciais ganhos no que se refere ao ajustamento de dados. A log-verossimilhança marginal gerada por este modelo é 11,30 pontos maior do que a gerada pelo modelo utilizado na seção 6. Como estes dois modelos são idênticos no caso da estimação feita sem a série do Focus, temos que a diferença mostrada na coluna (2) se mantém quando comparamos a capacidade de cada modelo em se ajustar exclusivamente às expectativas de inflação $p\left(Y_{1,T}^{1}\middle|Y_{1,T}^{0},\mathrm{M}_{i}\right)$ - coluna (3). Desta forma, observamos que a flexibilização da equação referente à expectativa Focus melhora substancialmente a capacidade do modelo em reproduzir a dinâmica das expectativas inflacionárias.

2.8 Conclusões

Neste capítulo, avaliamos as séries de expectativa de inflação produzidas por modelos DSGE de especificação similar a Smets e Wouters (2007), modificados basicamente com a introdução do comportamento *forward looking* da política monetária, que reagiria a desvios da expectativa de inflação em relação à meta inflacionária. Primeiramente, encontramos que os modelos estimados com base no conjunto de dados tradicional, que não inclui uma série de expectativa, não são capazes de reproduzir de forma completamente satisfatória o comportamento desta última. Ainda assim, os resultados obtidos nessa etapa são bem superiores aos encontrados por Del Negro e Eusepi (2010), em estudo similar e aplicado à economia norte-americana. Mais ainda, vimos que as projeções de modelos DSGE são bem mais voláteis que as expectativas observadas. Quando suavizamos as simulações do modelo, obtivemos substancial melhora, indicando que modelos DSGE podem ser importantes ferramentas para a previsão da evolução das expectativas inflacionárias dos agentes privados.

Também vimos que, em relação ao ajustamento aos dados, os modelos com meta de inflação variável são substancialmente superiores aqueles com meta fixa. No entanto, para que este potencial seja explorado, é preciso inserir a série de expectativa no processo de estimação. Caso contrário, não é possível captar a influência de mudanças da meta de inflação na evolução dos preços, o que acaba por enviesar os efeitos da política monetária (via taxa nominal de juros) na inflação. No nosso caso em particular, vimos que, com base nas *priors* utilizadas, o modelo sem expectativas na estimação tende a superestimar substancialmente os efeitos da política monetária. Esta superestimação tem contrapartida na subestimação dos efeitos de alterações da meta de inflação na dinâmica inflacionária, principalmente por meio do canal de expectativa. Como vimos nas análises de decomposição da variância, quase toda a variabilidade das expectativas de inflação no longo prazo é fruto de mudanças na meta da autoridade monetária.

Por fim, vimos também que a flexibilização da hipótese de expectativas racionais traz importantes ganhos ao modelo. Caso esta flexibilização se limite às expectativas externas (por exemplo, assumindo que consumidores e empresas sejam racionais, enquanto que os participantes das pesquisas de expectativa de inflação não o sejam), observamos elevados ganhos da capacidade do modelo em replicar o comportamento da série do Focus.

3 DESEMPREGO INVOLUNTÁRIO EM MODELOS DSGE: UMA APLICAÇÃO À ECONOMIA BRASILEIRA

3.1 Introdução

A existência do desemprego involuntário é um dos temas macroeconômicos de maior relevância entre os *policymakers*. O fato de o aumento da taxa de desemprego ser geralmente observado nos períodos de recessão é um dos principais motivos pelo qual os ciclos econômicos foram, por um longo tempo, vistos indiscriminadamente como algo indesejado do ponto de vista do bem estar da sociedade.

Até recentemente, o protagonismo exercido pela taxa de desemprego no debate político não foi suficiente para que esta variável fosse explicitamente introduzida nos modelos novo-keynesianos convencionais, amplamente utilizados nas análises de política monetária, inflação e flutuações econômicas, dentre outras. De um lado, este "esquecimento" poderia ser justificado pelo fato de o foco da literatura não residir nos determinantes do desemprego e de suas oscilações, tornando assim desnecessária sua modelagem explícita. Por outro lado, esta ausência poderia também ser interpretada como uma sugestão de que a taxa de desemprego não possui qualquer informação relevante à inflação (e outras variáveis macroeconômicas) que já não esteja contida, por exemplo, em séries relacionadas ao PIB. Neste caso, o melhor a ser feito pelos bancos centrais seria simplesmente ignorar o comportamento da taxa de desemprego, já que as fricções referentes a esta última variável não seriam essenciais ao melhor entendimento das oscilações de variáveis reais e nominais. Isto justificaria o fato de livros-texto tidos como manuais para a análise novo-keynesiana de política monetária, como, por exemplo, Woodford (2003), Walsh (2003) e Galí (2008), não utilizarem a palavra "desemprego" em nenhuma oportunidade[20].

É bem verdade que o entendimento do desemprego, bem como dos determinantes de suas oscilações, estão no centro de uma literatura paralela, construída com base nos modelos de busca e *matching* originários dos trabalhos seminais de Diamond (1982.a,b), , Mortensen

[20]Mais precisamente, Galí (2008) utiliza essa expressão por uma única vez, já na conclusão, quando fala sobre possíveis futuros passos da literatura.

(1982.a,b), e Pissarides (1984). No entanto, somente a partir dos influentes trabalhos de Hall (2005) e Shimer (2005), que apontam para as dificuldades que estes modelos possuem em explicar a magnitude observada nas oscilações do emprego, que se despertou, de forma substancial, o interesse da literatura macroeconômica *mainstream* em relação a questões ligadas ao desemprego. Ainda assim, até recentemente, a literatura dos modelos de busca/*matching* analisavam apenas o lado real da economia, emudecendo sobre o papel da política monetária como fonte de flutuação do desemprego ou como instrumento para estabilizar estas flutuações.

Foi apenas nos últimos anos que se observou um crescimento rápido da quantidade de trabalhos acadêmicos cujo foco principal era o desenvolvimento e análise de modelos que combinavam elementos das duas correntes descritas nos parágrafos acima[21]. O padrão destes trabalhos é combinar as rigidezes nominais (e, portanto, a não neutralidade da política monetária) dos modelos novo-keynesianos com as fricções do mercado de trabalho presentes nos modelos de busca e *matching*. Por exemplo, Walsh (2005) e Trigari (2009) analisam, com foco nos efeitos dos choques de política monetária, os impactos da introdução destas fricções no modelo novo-keynesiano básico, onde os preços são rígidos e os salários flexíveis.

As contribuições mais recentes estenderam estes trabalhos em dois aspectos principais. O primeiro, contido, por exemplo, em Trigari (2006) e Christoffel e Linzert (2005), foi o relaxamento da hipótese de salários nominais flexíveis, introduzindo diferentes formas de rigidezes salariais (nominais e reais). O segundo aspecto é a extensão da análise a questões mais normativas, como as consequências da introdução das fricções do mercado de trabalho no desenho da política monetária ótima. Como exemplo, podemos mencionais os trabalhos de Blanchard e Galí (2010) e Thomas (2008), cuja diferença básica se dá no tipo de rigidez considerada: no primeiro, utiliza-se rigidez do salário real, enquanto que o segundo faz uso da hipótese de rigidez no salário nominal. Atualmente, este é um dos principais – senão o principal – tópico da literatura macroeconômica *mainstream*. Prova disso é que, em 2010, como prêmio às suas contribuições nos modelos acima descritos, os economistas Peter Diamond, Dale Mortensen e Christopher Pesarides foram laureados com o Prêmio Nobel de Economia.

[21] Embora seja verdade que Cherón e Langot (2000) já havia, de forma pioneira, mesclado rigidezes nominais com fricções do mercado de trabalho, de forma a obter um modelo capaz de "produzir" uma curva de Beveridge (relação negativa entre o número de vagas não preenchidas e o desemprego) e uma Curva de Phillips na presença de choques monetários e tecnológicos.

Paralelamente à fusão da literatura novo-keynesiana com as fricções típicas dos modelos de busca e *matching*, o economista Jordi Galí[22] propôs uma alternativa à introdução do desemprego em modelos DSGE. Esta se daria por meio da reinterpretação da estrutura do mercado de trabalho proposta por Erceg *et. al.* (2000) e amplamente utilizada nos modelos novo-keynesianos mais populares, como aqueles desenvolvidos em Christiano *et. al.* (2005) e Smets e Wouters (2003, 2007). Além da simplicidade e elegância, esta nova abordagem, descrita e utilizada nas próximas seções, é capaz de produzir uma série de desemprego cuja definição é análoga à observada no mundo real: o contingente de trabalhadores que estaria disposto a trabalhar, mas que não encontram emprego. Mais ainda, o modelo resultante supera o problema da identificação dos choques de oferta de trabalho destacados em Chari et. al. (2009), sendo assim menos suscetível à Crítica de Lucas.

A seguir, estimamos uma versão do modelo Smets e Wouters (2007) que introduz o desemprego involuntário *à la* Galí com dados da economia brasileira. *Posterior*mente, analisamos as consequências da introdução do desemprego nos principais parâmetros estruturais do modelo, assim como na resposta das principais variáveis do modelo a quatro choques estruturais (produtividade, política monetária, prêmio de risco e oferta de trabalho). Por fim, por meio da decomposição da variância do erro de previsão, analisamos os determinantes das variações das principais variáveis macroeconômicas utilizadas, dentre elas a taxa de desemprego. Nossos resultados mostram que a introdução desta última variável na estimação gera uma nova dinâmica, com consequências diretas à execução da política monetária ótima.

Além desta introdução, este capítulo é formado por outras 5 seções. A segunda delas traz a crítica apresentada por Chari *et. al.* (2009) em relação aos modelos DSGE novo-keynesianos convencionais, com especial destaque para o mercado de trabalho. Esta crítica destaca que modelos DSGE comumente utilizados, como Smets e Wouters (2007), são incapazes de fornecer uma resposta sólida sobre o comportamento da política monetária aos choques de oferta de trabalho. Desta forma, os modelos novo-keynesianos seriam inúteis em relação à análise de política. Como veremos mais a frente, a introdução da taxa de desemprego na estimação contorna este problema. A terceira seção mostra como introduzir o desemprego nos

[22] Ver, por exemplo, Galí (2011.a, b, c).

modelos DSGE. A quarta seção apresenta os dados utilizados na estimação e os resultados encontrados. Por fim, a quinta e última seção resume nossas principais conclusões.

3.2 O problema da identificação de choques estruturais do mercado de trabalho

Desde o seminal trabalho de Erceg *et. al.* (2000), a grande maioria dos modelos DSGE possui um bloco referente ao mercado de trabalho[23] que segue o mesmo padrão: os trabalhadores (ou os sindicatos que os representam) possuem certo poder de mercado e escolhem seu salário nominal adicionando um markup à taxa marginal de substituição entre consumo e trabalho/lazer. Para se ajustar melhor aos dados, é comum a introdução da rigidez salarial *à la* Calvo, onde, a cada período, uma parcela dos trabalhadores fica impossibilitada de reotimizar seus salários.

Um ponto importante é que, em sua interpretação original, a especificação do mercado de trabalho desenvolvida em Erceg *et. al.* (2000) não contempla a possibilidade de desemprego involuntário. Escolhido o salário nominal, as empresas contratariam um determinado número de horas de trabalho de forma a obter a razão ótima capital-trabalho. Sendo assim, as flutuações econômicas (decorrentes dos diversos choques) fariam com que os trabalhadores trabalhassem mais ou menos horas, sem, contudo, ficarem desocupados. Dada a importância que os formuladores de política dão à taxa de desemprego, fica claro que a especificação (e a interpretação) dos modelos DSGE convencionais não está em linha com o que se observa no mundo real.

No entanto, esta formulação original do mercado de trabalho possui um problema mais grave que a não inclusão do desemprego, destacado em Chari *et. al* (2009). De acordo com os autores, os modelos atuais seriam inúteis para a análise de política, tendo em vista que seus choques exógenos não seriam estruturais, estando assim sujeitos à Crítica de Lucas. Grande parte da crítica de Chari *et. al*. (2009) é embasada no choque referente ao mercado de trabalho. Nos modelos log-linearizados convencionais, esta perturbação exógena aparece apenas na equação do salário real. Em Smets e Wouters (2007), modelo cuja crítica de Chari *et. al* (2009) se baseia, esta equação é representada da seguinte forma:

[23] Ver, por exemplo, Christiano *et. al.* (2005).

$$w_t = w_1 w_{t-1} + (1-w_1)(E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}) - w_2 \pi_t + w_3 \pi_{t-1} - w_4 \mu_t^w + \varepsilon_t^w$$

Onde w_1, w_2 e w_3 são parâmetros, w_t representa o salário real, π_t a taxa de inflação, μ_t^w é o markup salarial (cujos desvios percentuais são iguais ao oposto dos desvios do custo marginal real) e ε_t^w é o choque de *markup*, que gera mudanças no poder de mercado dos trabalhadores/sindicatos. Desta forma, ε_t^w é um choque claramente ineficiente, que afasta a economia de seu nível eficiente.

Como mostra a equação acima, o mercado de trabalho é diretamente afetado apenas pela perturbação exógena do *markup* dos trabalhadores. No entanto, caso desenvolvêssemos um modelo em que este choque fosse substituído por um outro, que afetasse diretamente a desutilidade do trabalho (choque de preferências), obteríamos uma representação do salário real idêntica àquela apresentada no parágrafo acima. Contudo, ε_t^w seria agora um choque de preferência, portanto eficiente, cuja estratégia ideal para a política monetária seria acomodá-lo.

Desta forma, os modelos em questão não seriam identificados, dado que duas estruturas alternativas produziriam uma mesma especificação, com consequências antagônicas aos formuladores de política: em um caso (choque de *markup*), a política monetária deveria responder ao choque, dado que este afasta a economia de seu nível eficiente. No outro caso, os formuladores de política não deveriam reagir à perturbação exógena do salário real, tendo em vista que as mesmas são resultado direto do processo de maximização da utilidade por parte dos agentes econômicos. A questão da identificação fica clara em Smets e Wouters (2003), dado que, nesse artigo, os autores incluem tanto um choque de preferência ε_t^L como o choque de markup ε_t^w, obtendo a seguinte equação para o salário real:

$$w_t = w_1 w_{t-1} + (1-w_1)(E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}) - w_2 \pi_t + w_3 \pi_{t-1} - w_4 \mu_t^w + \left(\varepsilon_t^L + \varepsilon_t^w\right)$$

Fica assim evidente a impossibilidade de identificarmos isoladamente cada choque, tendo em vista que os mesmos não aparecem em nenhuma outra equação do modelo.

No entanto, como veremos adiante, ao reinterpretarmos a formulação do mercado de trabalho desenvolvida por Erceg *et. al.* (2000), é possível contornar este problema de identificação. Isto porque, de acordo com a nova interpretação, utilizada, por exemplo, em Galí (2011.a), é possível identificarmos os dois choques de oferta de trabalho isoladamente. Tal fato se deve à utilização da taxa de desemprego na estimação do modelo, possibilitando a identificação do choque de oferta de trabalho referente ao *markup* dos sindicatos/trabalhadores. Deste modo, como veremos na próxima seção, a reinterpretação do mercado de trabalho utilizada neste capítulo, ao introduzir o conceito de desemprego nos modelos DSGE, torna estes últimos robustos à Crítica de Lucas.

3.3 Modelo

3.3.1 Introduzindo desemprego em um modelo DSGE de escala média

Nesta seção, apresentamos as alterações necessárias ao modelo desenvolvido por Smets e Wouters (2007) – doravante, SW – de forma a introduzir o desemprego em nossa análise. Para tal, seguiremos a metodologia utilizada em Galí (2011.a, b) e Galí *et. al.* (2011).

Inicialmente, alteramos a estrutura da família representativa, cujos integrantes deixam de ser representados pela tradicional reta contínua no intervalo [0,1]. Neste capítulo, assumimos que a família representativa, representada por um quadrado unitário, é composta por um contínuo de integrantes indexados pelo par ordenado $(i, j) \in [0,1] \times [0,1]$. A primeira dimensão, indexada por $i \in [0,1]$, representa o tipo de trabalho no qual um determinado integrante é especializado. Por sua vez, a segunda dimensão, indexada por $j \in [0,1]$, determina sua "desutilidade" em trabalhar. Esta desutilidade é dada por $\chi_t \Theta_t j^{\varphi}$ caso o indivíduo esteja empregado e zero caso contrário. Nesta especificação, $\chi_t > 0$ é um choque que afeta diretamente as preferências do indivíduo em relação à quantidade trabalhada. Desta forma, trataremos este choque como um "choque de preferência". Além dele, Θ_t, detalhado mais a frente, afeta endogenamente as preferências e é tomado como dado pelas famílias, enquanto

que $\varphi \geq 0$ é um parâmetro que determina o formato da distribuição da desutilidade do trabalho dentre os diversos indivíduos, cuja inversa é conhecida como elasticidade de Frisch.

Sendo assim, a função utilidade passa a ser dada por

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ln\left(C_t(i,j) - hC_{t-1}\right) - 1_t(i,j)\chi_t \Theta_t j^{\varphi} \right] \tag{3.1}$$

Onde $C_t(i,j)$ representa o consumo do indivíduo $(\mathrm{i,j})$ no instante t, C_{t-1} representa o consumo agregado em t-1, $h \in [0,1]$, e $1_t(i,j)$ é uma função indicador que, no instante t, assume valor 1 quando o indivíduo $(\mathrm{i,j})$ está empregado, e zero caso contrário.

Além disso, assumimos a hipótese de *full risk sharing* no consumo entre os indivíduos de uma mesma família, fazendo com que $C_t(i,j) = C_t$ para todo $(i,j) \in [0,1] \times [0,1]$ em qualquer instante t. Dessa forma, é possível derivarmos a utilidade de uma família representativa através da integral da função utilidade de seus membros:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t\left[C_t, \{N_t(i)\}\right] \equiv \int_i \int_j E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ln\left(C_t(i,j) - hC_{t-1}\right) - 1_t(i,j)\chi_t \Theta_t j^{\varphi} \right] dj di$$

$$= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ln\left(C_t - hC_{t-1}\right) - \chi_t \Theta_t \int_0^1 \int_0^{N_t(i)} j^{\varphi} dj di \right]$$

$$= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ln\left(C_t - hC_{t-1}\right) - \chi_t \Theta_t \int_0^1 \frac{N_t(i)^{1+\varphi}}{1+\varphi} di \right]$$

Onde $N_t(i) \in [0,1]$ fornece a taxa de emprego no período t entre os trabalhadores especializados no trabalho i. O elemento endógeno das preferências de trabalho Θ_t é determinado por

$$\Theta_t = \frac{Z_t}{C_t - hC_{t-1}} \tag{3.2}$$

Sendo que Z_t evolui de acordo com a seguinte equação diferencial:

$$Z_t = Z_{t-1}^{1-\upsilon}\left(C_t - hC_{t-1}\right)^{\upsilon} \tag{3.3}$$

Desta forma, Z_t pode ser interpretado como uma tendência suavizada do consumo, ou, mais precisamente, como o consumo agregado descontado de seu valor passado, ponderado pelo parâmetro h. Esta forma de preferência acarreta em algo que Galí *et. al.* (2011) chama de "externalidade do consumo na oferta individual de trabalho": durante períodos de consumo agregado elevado, ou seja, quando $\left(C_t - hC_{t-1}\right)$ estiver acima de sua tendência Z_t, a desutilidade marginal do trabalho é menor, para qualquer nível de emprego.

Desta forma, em relação à SW, a função utilidade descrita acima inclui um choque exógeno de oferta de trabalho χ_t e um componente endógeno Z_t. A principal finalidade do segundo é conciliar a existência de uma trajetória de crescimento de estado estacionário com um efeito riqueza de curto prazo arbitrariamente pequeno, representado pelo parâmetro $\upsilon \in [0.1]$. Com isso, a taxa marginal de substituição entre consumo e emprego para os trabalhadores especializados no trabalho i, em um determinado instante t, é dada por:

$$MRS_t(i) \equiv -\frac{U_{n(i),t}}{U_{c,t}} = \chi_t \Theta_t \left(C_t - hC_{t-1}\right) N_t(i)^{\varphi} = \chi_t Z_t N_t(i)^{\varphi} \tag{3.4}$$

Utilizando letras minúsculas para representar o desvio do logaritmo natural[24] das variáveis originais em relação aos seus valores de estado estacionário, e integrando em todos os tipos de trabalho i, é possível obter o logaritmo da taxa média de substituição $mrs_t = \int_0^1 mrs_t(i)di$:

$$mrs_t = z_t + \varphi n_t + \varepsilon_t^x \tag{3.5}$$

Onde $n_t = \int_0^1 n_t(i)di$ é o logaritmo do emprego agregado e $\varepsilon_t^x \equiv ln\,\chi_t$ representa o choque de preferência com impacto direto na oferta de trabalho.

[24] Doravante, para simplificar o texto, utilizaremos apenas a palavra logaritmo, embora estejamos sempre nos referindo ao logaritmo natural.

Consideramos que o salário nominal é determinado por um contínuo de sindicatos, cada qual representante dos trabalhadores especializados em um determinado tipo de trabalho i, agindo de forma não coordenada. Como é usual na literatura novo keynesiana, seguimos a formalização de Calvo (1983) e adotamos a hipótese que, em cada período, o salário nominal escolhido por cada sindicado só possa ser reajustado com probabilidade $1-\theta_w$. Esta probabilidade independe do tempo no qual o salário nominal não pôde ser reotimizado, além de ser independente entre os diferentes tipos de trabalho. Desta forma, a lei dos grandes números garante, em cada instante do tempo, que uma parcela θ_w dos trabalhadores não possa ter seus salários reotimizados, fazendo com que este parâmetro funcione, na prática, como um índice natural da rigidez do salário nominal.

Todos os sindicatos aptos à reotimizar os salários de seus membros escolherá o mesmo valor $W_t^{*,\text{nominal}}$, dado que se deparam com problemas idênticos de otimização. Como SW(2007), os sindicatos impossibilitados de reotimizar os salários nominais poderão indexá-los, de forma parcial, em função da inflação passada. Desta forma, definindo $W_{t+k|t}^{\text{nominal}}$ como o salário nominal do período t+k, recebido por trabalhadores cuja última otimização se deu em t, temos que, para k=1, 2, 3,...,:

$$W_{t+k|t}^{\text{nominal}} = W_{t+k-1|t}^{\text{nominal}} \Pi^x \left(\Pi_{t-1}^p\right)^{\gamma_w} \left(\Pi^p\right)^{1-\gamma_w} \tag{3.6}$$

onde $W_{t,t}^{\text{nominal}} = W_t^{*,\text{nominal}}$ e sendo $\Pi_t^p = P_t / P_{t-1}$ a taxa bruta de inflação de preços, Π^p seu valor correspondente em estado estacionário, Π^x a taxa bruta de crescimento da produtividade (em estado estacionário), e $\gamma_w \in [0,1]$ o grau de indexação dos salários nominais à taxa de inflação passada.

Ao reotimizarem o salário no período t, os sindicatos escolhem o salário $W_t^{*,\text{nominal}}$ que maximize a utilidade de toda a família (e não de cada um de seus indivíduos), sujeitos às tradicionais restrições orçamentárias e à sequência de demandas isoelásticas por trabalho, expressas no formato $N_{t+k|t} = \left(W_{t+k|t}^{\text{nominal}} / W_{t+k}^{\text{nominal}}\right)^{-\varepsilon_{w,t}} N_{t+k}$ (onde $N_{t+k|t}$ representa o

emprego (no período t+k) dentre aqueles trabalhadores cujo salário nominal fora reajustado pela última vez no período t). Além disso, $\varepsilon_{w,t}$ denota a elasticidade da demanda de trabalho em relação ao salário nominal relativo. Ao permitirmos que $\varepsilon_{w,t}$ varie ao longo do tempo, temos que o poder de mercado da classe trabalhadora também oscilará em cada instante.

A condição de primeira ordem associada ao problema dos sindicatos pode ser dada por:

$$\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_w)^k E_t\left\{\left(\frac{N_{t+k|t}}{C_{t+k}}\right)\left(\frac{W_{t+k|t}^{*,\text{nominal}}}{P_{t+k}}-\mathrm{M}_{w,t+k}^{n}MRS_{t+k|t}\right)\right\}=0 \tag{3.7}$$

Onde, em um equilíbrio simétrico, $MRS_{t+k|t}\equiv\chi_t Z_t N_{t+k|t}^{\varphi}$ é a taxa marginal de substituição entre consumo e emprego relevante no instante t+k e $\mathrm{M}_{w,t+k}^{n}\equiv\frac{\varepsilon_{w,t}}{\varepsilon_{w,t}-1}$ é o *markup* natural (ou desejado) do salário natural no período t, ou seja, aquele que prevaleceria no caso de salários flexíveis. Sob estas hipóteses, é possível obtermos um índice agregado de salário $W_t^{\text{nominal}}\equiv\left(\int_0^1 W_t^{\text{nominal}}(i)^{1-\varepsilon_{w,t}}di\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_{w,t}}}$ no seguinte formato:

$$W_t^{\text{nominal}}\equiv\left[\theta_w\left(W_{t-1}^{\text{nominal}}\Pi^{x}\left(\Pi_{t-1}^{p}\right)^{\gamma_w}\left(\Pi^{p}\right)^{1-\gamma_w}\right)^{1-\varepsilon_{w,t}}+(1-\theta_w)\left(W_t^{*,\text{nominal}}\right)^{1-\varepsilon_{w,t}}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_{w,t}}} \tag{3.8}$$

Log-linearizando (7) e (8) em torno do estado estacionário *perfect foresight* e combinando as expressões obtidas, é possível derivar a seguinte equação para a inflação do salário nominal $\pi_t^w=W_t^{\text{nominal}}-W_{t-1}^{\text{nominal}}$:

$$\pi_t^w=\gamma_w\pi_{t-1}^p+\beta\mathrm{E}_t\left\{\pi_{t+1}^w-\gamma_w\pi_t^p\right\}-\lambda_w\left(\mu_{w,t}-\mu_{w,t}^n\right) \tag{3.9}$$

Onde $\lambda_w\equiv(1-\beta\theta_w)(1-\theta_w)/\left[\theta_w(1+\varepsilon_w\varphi)\right]$, $\mu_{w,t}^n\equiv lnM_{w,t}^n$ é o logaritmo do markup natural dos salários nominais, e, finalmente,

$$\mu_{w,t} \equiv (w_t) - mrs_t \tag{3.10}$$

é o logaritmo do markup médio, ou seja, o logaritmo do desvio entre o salário real $\left(w_t = w_t^{\text{nominal}} - p_t\right)$ e a taxa marginal de substituição entre consumo e trabalho. Como mostra a equação (3.9), variações do salário nominal acima e abaixo daquelas indexadas à inflação passada (no caso, multiplicadas pelo parâmetro γ_w) são decorrentes de desvios do *markup* médio de seu nível natural $\mu_{w,t}^n$ (aquele que ocorreria em uma economia com salários flexíveis). Isso ocorre porque estes desvios pressionam os sindicatos a ajustarem seus preços para cima ou para baixo.

Descrita a estrutura do mercado de trabalho, consideremos uma última definição para que possamos, enfim, introduzir o desemprego em nossa análise. Consideremos um indivíduo especializado no trabalho i, cuja desutilidade do trabalho é dada por $\chi_t \Theta_t j^{\varphi}$. Utilizando como base o critério do bem-estar de toda a família, conforme descrito no problema dos sindicatos, este indivíduo achará ótimo participar do mercado de trabalho, no instante t, se e somente se:

$$\left(\frac{1}{C_t - hC_{t-1}}\right)\left(\frac{W_t^{\text{nominal}}(i)}{P_t}\right) \geq \chi_t \Theta_t j^{\varphi} \tag{3.11}$$

Avaliando a condição acima em um equilíbrio simétrico, e definindo o ofertante marginal do tipo de trabalho i como $L_t(i)$, temos que:

$$\frac{W_t^{\text{nominal}}(i)}{P_t} = \chi_t Z_t L_t(i)^{\varphi} \tag{3.12}$$

Tirando o logaritmo da equação acima e integrando em i, obtemos :

$$w_t = z_t + \varphi l_t + \varepsilon_t^x \tag{3.13}$$

Onde $l_t \equiv \int_0^1 l_t(i)di$ pode ser interpretado como o logaritmo da participação agregada, ou a força de trabalho. Assim, definimos a taxa de desemprego como:

$$u_t \equiv l_t - n_t \tag{3.14}$$

Desta forma, sob as hipóteses utilizadas, o desemprego aqui inclui todas as pessoas que gostariam de estar trabalhando (dadas as condições correntes do mercado de trabalho e internalizando os benefícios que o trabalho traria a toda sua família), mas que não estão empregados. Neste sentido, pode ser interpretado como involuntário. O gráfico 19 sintetiza a exposição acima.

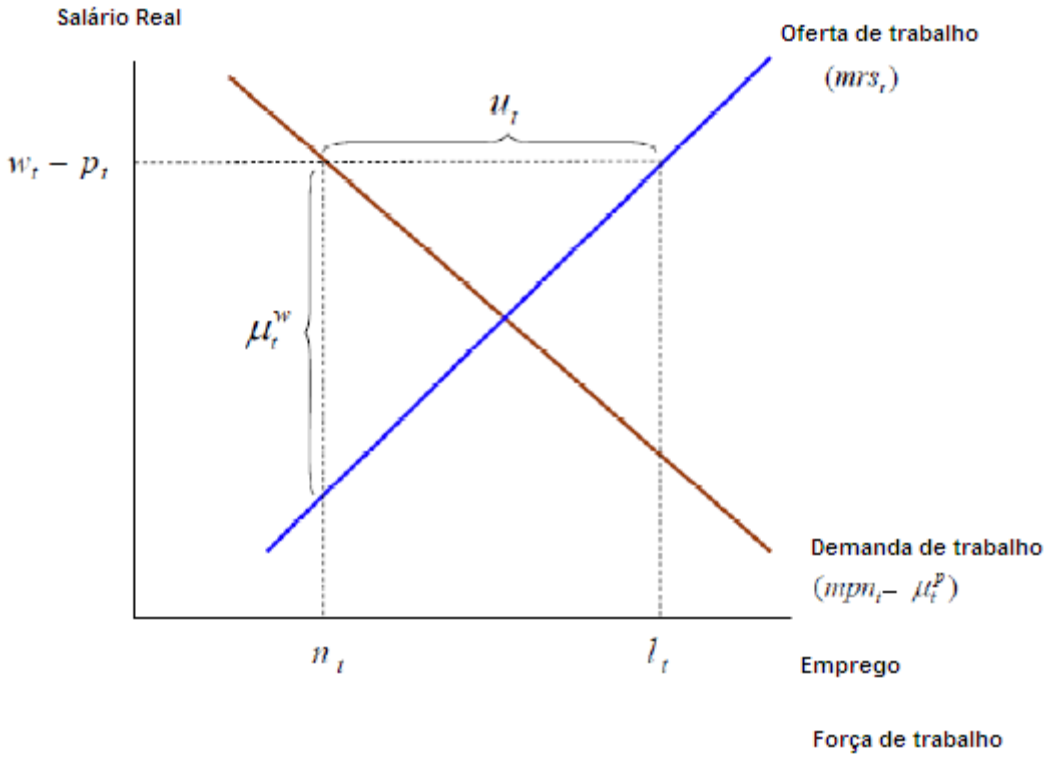

Gráfico 19 - Mercado de trabalho e taxa de desemprego

Combinando as equações (3.10), (3.11) e (3.12), podemos obter uma simples relação linear entre o markup médio do salário nominal e a taxa de desemprego:

$$\mu_{w,t} = \varphi u_t \tag{3.15}$$

Que é graficamente ilustrada no Gráfico 19. Com isso, fica claro que a introdução da taxa de desemprego na estimação, junto à série do salário real, permite a identificação tanto da oferta de trabalho l_t quanto do markup médio do salário nominal.

Por fim, combinando as equações (3.9) e (3.13), obtemos a seguinte equação para a variação do salário nominal:

$$\pi_t^w = \gamma_w \pi_{t-1}^p + \beta \mathrm{E}_t \left\{ \pi_{t+1}^w - \gamma_w \pi_t^p \right\} - \lambda_w \varphi u_t + \lambda_w \mu_{w,t}^n \tag{3.16}$$

Note que, ao contrário da especificação obtida nos modelos novo-keynesianos tradicionais, a equação (3.16) possui um "termo de erro", que capta exclusivamente o choque de *markup* salarial, isolando-o do choque de preferência ε_t^x. Desta forma, a reformulação da equação salarial em função da taxa de desemprego (observável) nos permite superar o problema de identificação do choque de oferta apontado por Chari *et al.* (2009).

A equação (3.16) pode ser considerada como uma versão novo-keynesiana da Curva de Phillips original, apresentada no artigo seminal de Phillips (1958). Neste artigo, o autor encontra a existência de uma forte relação inversa entre a inflação de salários e a taxa de desemprego no Reino Unido no período entre 1861 e 1957. Tempos depois, esta análise foi replicada para a economia americana em Samuelson e Solow (1960). Neste caso, foi encontrada relação empírica similar, exceção feita ao período do *New Deal* e ao início da Primeira Guerra Mundial. No mesmo artigo, os autores também analisam uma versão modificada da Curva de Phillips, na qual a taxa de desemprego é analisada junto à inflação de preços. Aos poucos, esta se transformaria na versão dominante, em função do interesse cada vez menor em modelar a inflação como função explícita do salário nominal[25].

Desta forma, assim como na Curva de Phillips original, a equação (3.16) estabelece uma relação entre a inflação de salários e a taxa de desemprego. No entanto, há duas diferenças significativas entre a equação (3.16) e a Curva de Phillips original (assim como suas versões subsequentes) que merecem ser destacadas. A primeira é que a equação (3.16) consiste em uma relação estrutural microfundamentada entre variação do salário nominal e desemprego,

[25] Uma análise mais aprofundada desta reação pode ser obtida em Gordon (1997).

cujos coeficientes possuem interpretação estrutural clara, invariantes a mudanças de regime político[26]. Particularmente, a magnitude da inclinação da curva inflação salarial-desemprego (dada a expectativa de inflação salarial futura) é decrescente em função da rigidez do salário nominal θ_w, dado que o mesmo é inversamente relacionado com λ_w. No caso limite em que θ_w se aproxima de zero (salários flexíveis), a equação (3.16) implica em uma Curva de Phillips vertical. Este caráver estrutural contrasta com a relação puramente empírica presente em Phillips (1958), cujo único componente teórico era a plausibilidade do princípio que a elevada demanda por trabalho faz com que haja baixo desemprego, elevando o poder de barganha dos trabalhadores. Por outro lado, (3.16) implica que a inflação de salários é uma variável *forward looking*, inversamente relacionada ao desemprego corrente, mas, ao mesmo tempo, à expectativa quanto a sua trajetória futura.

3.3.2 Demais blocos da economia

Nesta seção, apresentamos a versão completa e log-linearizada do modelo. Exceção feita ao bloco do mercado de trabalho, as demais equações são idênticas àquelas apresentadas em SW(2007). A exceção aqui fica por conta da equação de Euler do consumo c_t, ilustrada na equação (3.17), cujo componente referente ao mercado de trabalho (mais precisamente, à quantidade trabalhada) desaparece, em decorrência da função de utilidade logarítmica no consumo e separável em relação à quantidade trabalhada.

$$c_t = c_1 c_{t-1} + (1-c_1) E_t\{c_{t+1}\} - c_2\left(r_t - E_t\left\{\pi^p_{t+1}\right\} + \varepsilon^b_t\right) \tag{3.17}$$

Onde $c_1 = (h/\tau)/(1+h/\tau)$, $c_2 = (1-h/\tau)/(1+h/\tau)$, h já definido como o parâmetro referente ao *habit persistence* e $\tau = \Pi^x$ é a taxa de crescimento da produtividade em estado estacionário. Além disso, r_t representa a taxa nominal de juros, $E_t\left\{\pi^p_{t+1}\right\}$ representa a expectativa de inflação tomada em t para o período t+1 e ε^b_t é um processo AR(1) que representa variações do prêmio de risco.

[26] Evidentemente que este argumento só é válido na integra, em nosso caso, se assumirmos literamente o mecanismo de Calvo como verdadeiro e estrutural.

A equação de Euler do investimento i_t é dada por

$$i_t = i_1 i_{t-1} + (1-i_1) E_t\{i_{t+1}\} + i_2 q_t + \varepsilon_t^q \tag{3.18}$$

Onde $i_1 = 1/(1+\beta)$, $i_2 = i_1/\tau^2\Psi$, β é o fator de desconto das famílias e Ψ é a elasticidade de ajustamento da função de custo. Por sua vez, q_t é o valor do capital instalado e ε_t^q é o processo exógeno AR(1) da tecnologia específica de investimento.

A dinâmica do valor do estoque de capital é dada por

$$q_t = -\left(r_t - E_t\left\{\pi_{t+1}^p\right\} + \varepsilon_t^b\right) + q_1 E_t\left\{r_{t+1}^k\right\} - (1-q_1) E_t\left\{q_{t+1}\right\} \tag{3.19}$$

Onde $q_1 = r^k/\left(r^k + (1-\delta)\right)$, r_t^k é a taxa de retorno do capital, δ é a taxa de depreciação e r^k é a taxa de retorno do capital em estado estacionário.

A condição de *market clearing* é dada por:

$$\begin{aligned} y_t &= c_y c_t + i_y i_t + \varepsilon_t^g + v_y v_t \\ &= \mathrm{M}_p\left(\alpha k_t + (1-\alpha) n_t + \varepsilon_t^a\right) \end{aligned} \tag{3.20}$$

Onde $c_y = c/y$, $i_y = i/y$, $v_y = r^k k/y$, respectivamente as participações do consumo, do investimento e do retorno de capital no produto de estado estacionário. O parâmetro M_p denota o markup (bruto) de preço de estado estacionário, ε_t^a e ε_t^g são os processos exógenos referentes à produtividade e ao gasto exógeno.

A Curva de Phillips Novo Keynesiano (aumentada)[27] é dada por

[27] O termo "aumentada" se dá em função da presença da inflação passada, esta última decorrente da indexação dos produtos cujos preços não são reotimizados. Na Curva de Phillips Novo Keynesiana convencional, este termo não está presente.

$$\pi_t^p = \gamma_p \pi_{t-1}^p + \beta \mathrm{E}_t \left\{ \pi_{t+1}^p - \gamma_p \pi_t^p \right\} - \pi_1 \left(\mu_{p,t} - \mu_{p,t}^n \right) \tag{3.21}$$

Onde $\pi_1 = \left(1-\beta\theta_p\right)\left(1-\theta_p\right) \Big/ \left[\theta_p \left(1+\left(\mathrm{M}_p - 1\right)\varsigma_p\right) \right]$, θ_p sendo o parâmetro que mede a rigidez de preços *à la* Calvo, e γ_p o parâmetro referente ao indexador dos preços (não reotimizados) à inflação passada. Por sua vez, ς representa o parâmetro do indexador de Kimball, que generaliza o agregador de Dixit-Stiglitz (1977) e, por fim, $\mu_{p,t}$ e $\mu_{p,t}^n$ são, respectivamente, o markup de preços (que é igual ao oposto do custo marginal real) e sua versão no caso em que os preços fossem flexíveis $\left(\theta_p = 0\right)$.

As dinâmicas destas últimas duas variáveis são dadas por:

$$\mu_{p,t} = -\left(1-\alpha\right) w_t - \alpha r_t^k + \varepsilon_t^a \tag{3.22}$$

$$\mu_{p,t}^n = 100 \varepsilon_t^p \tag{3.23}$$

Onde α é a elasticidade do produto ao capital, w_t é o salário real e ε_t^p é o processo exógeno do markup de preços, modelado como um ARMA(1,1).

A lei de movimento do estoque de capital $\overline{k}_t$ é dada por

$$\overline{k}_{t+1} = \kappa_1 \overline{k}_t + \left(1-\kappa_1\right) i_t + \kappa_2 \varepsilon_t^q \tag{3.24}$$

Onde $\kappa_1 = \left(1-\delta\right)/\tau$ e $\kappa_2 = \left(1-\left(\kappa_1\right)\right)\left(1+\beta\right)\tau^2 \Psi$.

O capital utilizado na produção é dado por

$$k_t = v_t + \overline{k}_{t-1} \tag{3.25}$$

Onde v_t representa a fração ótima do estoque de capital a ser utilizada, cuja dinâmica é dada por

$$v_t = \left((1-\psi)/\psi\right) r_t^k \tag{3.26}$$

Onde ψ denota a elasticidade do custo de variação da utilização do capital. Por fim, o bloco do mercado de bens é composto pela razão ótima capital-trabalho e por uma regra de Taylor, dadas por:

$$k_t = w_t - r_t^k + n_t \tag{3.27}$$

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1-\rho_r)\left(r_\pi \pi_t^p + r_y\left(y_t - y_t^n\right)\right) + r_{\Delta y}\Delta\left(y_t - y_t^n\right) + \varepsilon_t^r \tag{3.28}$$

Onde n_t representa o número de trabalhadores contratados no período t, y_t^n é o produto que prevaleceria em uma economia com preços e salários flexíveis e sem choques de *markup*, e ε_t^r é o processo exógeno AR(1) referente a choques monetários.

O bloco do mercado de trabalho, além das equações (3.4), (3.7), (3.8) e (3.9), é composto pelas seguintes equações:

$$z_t = (1-\nu) z_{t-1} + \nu\left[1/(1-h/\tau) c_t - \left((h/\tau)/(1-h/\tau)\right) c_{t-1}\right] \tag{3.29}$$

$$\mu_{w,t}^n = 100\varepsilon_t^w \tag{3.30}$$

No modelo acima, os parâmetros δ e ς não são identificado e, portanto, calibrados respectivamente em 0,025 e 10. Além disso, assim como em SW(2007), acrescentamos o choque de produtividade à equação do processo exógeno do gasto autônomo, dado que este termo contém, além do gasto do governo, as exportações líquidas. Dessa forma, temos que

$$\varepsilon_t^g = \rho_g \varepsilon_{t-1}^g + \rho_{ag}\eta_t^a + \eta_t^g \tag{3.31}$$

Onde η_t^a é o choque exógeno de produtividade.

3.4 Resultados

3.4.1 Dados

Para a estimação de nosso modelo, utilizamos dados da economia brasileira do terceiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2011. No total, utilizamos oito séries macroeconômicas. Destas, três foram extraídas das Contas Nacionais Trimestrais do IBGE, quais sejam, PIB, Consumo das Famílias e Investimento (Formação Bruta de Capital Fixo), todas sazonalmente ajustadas e estacionarizadas por meio da primeira diferença do logaritmo. Também utilizamos em nossa estimação a inflação do IPCA, dessazonalizada por meio de filtro X12, e a taxa nominal de juros Selic, fornecida pelo Banco Central do Brasil.

Por fim, utilizamos 3 séries referentes ao mercado de trabalho, todas elas dessazonalizadas e disponibilizadas na Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE (PME): taxa de desemprego, rendimento médio real e população ocupada. Exceção à taxa de desemprego, as duas outras séries também foram estacionarizadas por meio da aplicação da primeira diferença em seus logaritmos. Um detalhe importante é que a PME sofreu mudança metodológica em março de 2002, o que gerou uma quebra estrutural nas séries. Neste caso, para as séries anteriores à data da mudança, seguimos a estratégia de Castro et. al. (2011) e criamos uma série concatenada, sendo que os dados do terceiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2011 foram gerados por meio da taxa de variação das mesmas de acordo com a metodologia antiga. A taxa de desemprego foi estacionarizada por meio da primeira diferença simples.

Nossas estimações foram feitas a partir do programa Dynare 4.2.2. As *posteriors* dos parâmetros estruturais foram computadas utilizando o algoritmo *Metropolis-Hasting*, baseado no procedimento *Monte Carlo Markov Chain*. Para a estimação, utilizamos duas cadeias paralelas, cada uma com 500 mil observações. Em cada cadeia, descartamos as 150 mil primeiras observações. Todas as nossas estimações tiveram uma taxa de aceitação entre 0,22 e 0,26.

3.4.2 Análise dos parâmetros estimados

A Tabela 10 traz as *priors* e as *posteriors* dos parâmetros estimados. No caso da estimação sem a série da taxa de desemprego, o parâmetro M_w, referente ao markup (bruto) do salário em estado estacionário, não pode ser identificado. Assim, foi calibrado em linha com a média da *posterior* obtida na estimação com a taxa de desemprego. Além disso, calibramos também os pesos de cada componente do PIB pelo lado da demanda (equação 20) de acordo com a média das séries históricas. Por fim, seguindo Galí et. al. (2011), calibramos o termo AR(1) do choque de preferência $\varepsilon_t^x = 0,999$, garantindo elevada persistência dos choques de oferta de trabalho decorrentes de mudanças das preferências dos agentes.

Inicialmente, observamos que a inclusão da taxa de desemprego na estimação reduz substancialmente a volatilidade do choque de prêmio de risco, cujo desvio-padrão (média da *posterior*) cai de 1,86 para 1,02. Além disso, a incerteza em torno desta média cai substancialmente, como podemos ver nos intervalos de confiança estimados: (0,52; 3,42) na estimação sem desemprego (SD) e (0,5; 1,55) no caso da estimação com a taxa de desemprego (CD). Esta mudança provavelmente se deve à melhor identificação dos canais da oferta de trabalho, que estão relacionadas à taxa de consumo de acordo com a equação (3.29).

A inclusão do desemprego na estimação também faz com que o choque de *markup* de preços se torne menos volátil, dado que a média do desvio-padrão estimado para este choque cai de 11,37 (SD) para 8,5 (CD). Por fim, o choque de preferência da oferta por trabalho se torna bem mais volátil. No entanto, isto se deve ao fato de o conjunto de dados SD não ter sido informativo para a estimação deste parâmetro, que acabou sendo fortemente influenciado pela distribuição da *prior*.

A menor volatilidade do choque exógeno de prêmio de risco fez com que o processo exógeno ε_t^b se mostrasse mais persistente. Com isso, a média da *posterior* do termo autorregressivo sobe de 0,63 (SD) para 0,76 (CD). A menor volatilidade deste choque reduz o intervalo de confiança em torno do coeficiente autorregressivo, cujo intervalo de confiança de 90% passa de (0,37; 0,87) para (0,63; 0,88).

Ainda em relação aos processos exógenos, a inclusão da taxa de desemprego na estimação afeta tanto o *markup* de preços como o de salários. No caso do *markup* de preços, observamos que o componente AR(1) se torna menos volátil, com o intervalo de confiança de 90% passando de (0,63; 0,97) – SD – para (0,72; 0,94) – CD. Por sua vez, quando incluímos o desemprego na estimação, o componente MA(1), além de menos volátil, passa a ser 0,1 menor. O saldo líquido é um processo ligeiramente menos persistente, dado que a soma destes dois coeficientes cai de 1,23 para 1,16.

No caso do *markup* de salários, o efeito da inclusão da taxa de desemprego na estimação na persistência do processo exógeno é inverso. Em função da redução do parâmetro referente ao termo AR(1) e do aumento do MA(1), o processo passa a ser ligeiramente mais persistente.

Em relação aos parâmetros referentes ao mercado de trabalho, vemos que a inclusão da taxa de desemprego faz com que o salário nominal seja mais flexível e menos indexado. Além disso, a inclusão da taxa de desemprego reduz a variância das *posteriors*, principalmente a do parâmetro de Calvo. No entanto, a maior diferença se dá no parâmetro φ, que consiste no inverso da elasticidade de Frisch. Como mostra a equação (3.15), a taxa de desemprego tem papel crucial na identificação deste parâmetro, tendo em vista que, na ausência desta variável, esta equação seria composta por duas variáveis não observáveis.

Os parâmetros referentes à Curva de Phillips de preços praticamente se mantêm inalterados à expansão dos dados utilizados na estimação. O mesmo ocorre em relação aos parâmetros da regra de Taylor. No entanto, neste caso vemos um ligeiro aumento no impacto da inflação, cuja média da *posterior* passa de 1,62 (SD) para 1,70 (CD).

Tabela 10 - *Priors e Posteriors*

Parâmetros	Distribuição *Prior*			Distribuição *Posterior*					
				Estimação sem taxa de desemprego			Estimação com taxa de desemprego		
	Distribuição	Média	Desvio-padrão	Média da Posterior	Intervalor de Confiança (90%)		Média da Posterior	Intervalor de Confiança (90%)	
Desvio-padrão dos choques exógenos									
Choque de produtividade	Gama Invertida	0.10	infinito	0.78	0.62	0.93	0.79	0.61	0.96
Choque de prêmio de risco	Gama Invertida	0.10	infinito	1.86	0.52	3.42	1.02	0.50	1.55
Choque de gasto exógeno	Gama Invertida	0.10	infinito	0.89	0.73	1.05	0.88	0.72	1.03
Choque de investimento	Gama Invertida	0.10	infinito	1.48	1.03	1.94	1.49	1.07	1.90
Choque monetário	Gama Invertida	0.10	infinito	0.30	0.24	0.35	0.30	0.24	0.36
Choque de markup - preços	Gama Invertida	0.10	infinito	11.37	5.30	17.43	8.51	5.55	11.38
Choque de markup - salários	Gama Invertida	0.10	infinito	0.29	0.09	0.49	0.27	0.16	0.38
Choque de preferência	Gama Invertida	0.10	infinito	0.10	0.02	0.19	3.56	2.67	4.39
Coeficientes AR(1) e MA(1) dos processos exógenos									
AR(1) choque de produtividade	Beta	0.50	0.20	0.82	0.68	0.99	0.80	0.61	0.97
AR(1) choque de prêmio de risco	Beta	0.50	0.20	0.63	0.37	0.87	0.76	0.63	0.88
AR(1) choque de gasto exógeno	Beta	0.50	0.20	0.95	0.91	0.99	0.96	0.93	1.00
AR(1) choque de investimento	Beta	0.50	0.20	0.41	0.18	0.62	0.43	0.23	0.62
AR(1) choque monetário	Beta	0.50	0.20	0.35	0.17	0.53	0.34	0.15	0.51
AR(1) choque de markup - preços	Beta	0.50	0.20	0.79	0.63	0.97	0.83	0.72	0.94
AR(1) choque de markup - salários	Beta	0.50	0.20	0.72	0.54	0.90	0.57	0.36	0.80
MA(1) choque de markup - preços	Beta	0.50	0.20	0.43	0.11	0.74	0.33	0.07	0.56
MA(1) choque de markup - salários	Beta	0.50	0.20	0.43	0.19	0.68	0.65	0.41	0.90
Coef. choque de produtividade no processo exógeno do gasto exógeno	Normal	0.50	0.25	0.21	0.01	0.38	0.23	0.01	0.39
Parâmetros Estruturais									
Mercado de trabalho									
Parâmetro de Calvo - Salários	Beta	0.50	0.10	0.46	0.31	0.58	0.33	0.30	0.37
Indexador de Salários	Beta	0.50	0.15	0.43	0.21	0.65	0.35	0.13	0.56
Inversa da elasticidade de Frisch	Normal	2.00	1.00	2.31	0.88	3.67	4.44	3.38	5.47
(1 + Markup de Salários)	Normal	1.25	0.25	-	-	-	1.30	0.96	1.68
Curva de Phillips - Preços									
Parâmetro de Calvo - Preços	Beta	0.50	0.10	0.55	0.50	0.61	0.52	0.50	0.55
Indexador de preços	Beta	0.50	0.15	0.35	0.16	0.54	0.32	0.15	0.48
(1 + Markup de Preços)	Normal	1.25	0.13	1.57	1.39	1.75	1.55	1.33	1.75
Regra de Taylor									
Juro defasado	Beta	0.75	0.10	0.83	0.79	0.88	0.83	0.78	0.87
Inflação	Normal	1.50	0.25	1.62	1.28	1.95	1.70	1.40	1.99
Hiato do Produto	Normal	0.13	0.05	0.12	0.03	0.19	0.13	0.05	0.22
Variação do Hiato do Produto	Normal	0.13	0.05	0.14	0.06	0.21	0.12	0.06	0.19
Demais parâmetros estruturais									
Participação do capital no produto	Normal	0.30	0.05	0.26	0.17	0.33	0.27	0.18	0.34
Custo de ajuste do investimento	Normal	4.00	1.50	4.62	2.82	6.37	5.09	3.44	6.79
Custo de ajuste da utilização do capital	Beta	0.50	0.15	0.55	0.34	0.75	0.58	0.40	0.76
Habit Persistence	Beta	0.70	0.10	0.72	0.61	0.83	0.65	0.56	0.76
Efeito riqueza de curto prazo na oferta de trabalho	Beta	0.50	0.20	0.52	0.23	0.82	0.33	0.15	0.51

3.4.3 Funções de Resposta ao Impulso (FRI)

Nesta seção, avaliamos como as variáveis do nosso modelo respondem a quatro choques alternativos: **(i)** produtividade; **(ii)** prêmio de risco; **(iii)** monetário; e **(iv)** choque de preferências referentes ao mercado de trabalho.

Começamos pelo choque de produtividade. Como mostra o Gráfico 20, este choque exerce os efeitos esperados no PIB, na inflação e no salário real. Em relação à produção, a equação (3.20) nos mostra os motivos pelo aumento do PIB. Do lado da oferta, a relação é imediata: a maior produtividade faz com que, para uma mesma quantidade de trabalho e capital, as empresas produzam mais. Além disso, o choque de produtividade também age do lado da demanda, tendo em vista que o mesmo eleva o gasto exógeno, como vemos na equação (3.31), potencializando a resposta positiva do PIB.

Por sua vez, o choque de produtividade reduz a inflação por meio da contração do custo marginal real, já que, em equilíbrio, os desvios do markup em relação ao valor de estado estacionário (SS) são equivalentes (em módulo) aos desvios do custo marginal real em relação ao valor de SS deste último[28]. Dada a rigidez do salário nominal, a menor inflação inicialmente eleva o salário real, o que, por sua vez, contrabalanceia parcialmente a queda inicial da inflação.

Em relação ao mercado de trabalho, vemos que, ao contrário dos modelos tradicionais calibrados de *Real Business Cycles* (RBC) e dos modelos busca/*matching*, o choque de produtividade acarreta em aumento inicial da taxa de desemprego. Este resultado se deve, basicamente, à queda da demanda por trabalho (equação 3.27), que é apenas ligeiramente compensada por modesta contração da força de trabalho. Dinâmica semelhante foi encontrada em Galí (2011) para dados da economia americana.

Ainda em relação ao Gráfico 20, vemos que a inclusão da taxa de desemprego na estimação não acarreta em substanciais mudanças na resposta das principais variáveis a choques de produtividade. A principal mudança se dá na resposta da força de trabalho, que se torna mais moderada, tornando a reação do PIB ligeiramente menor. Nas demais variáveis, no entanto, as FRIs praticamente sobrepõem umas as outras.

---

[28] $\mu_t^p = -mc_t$

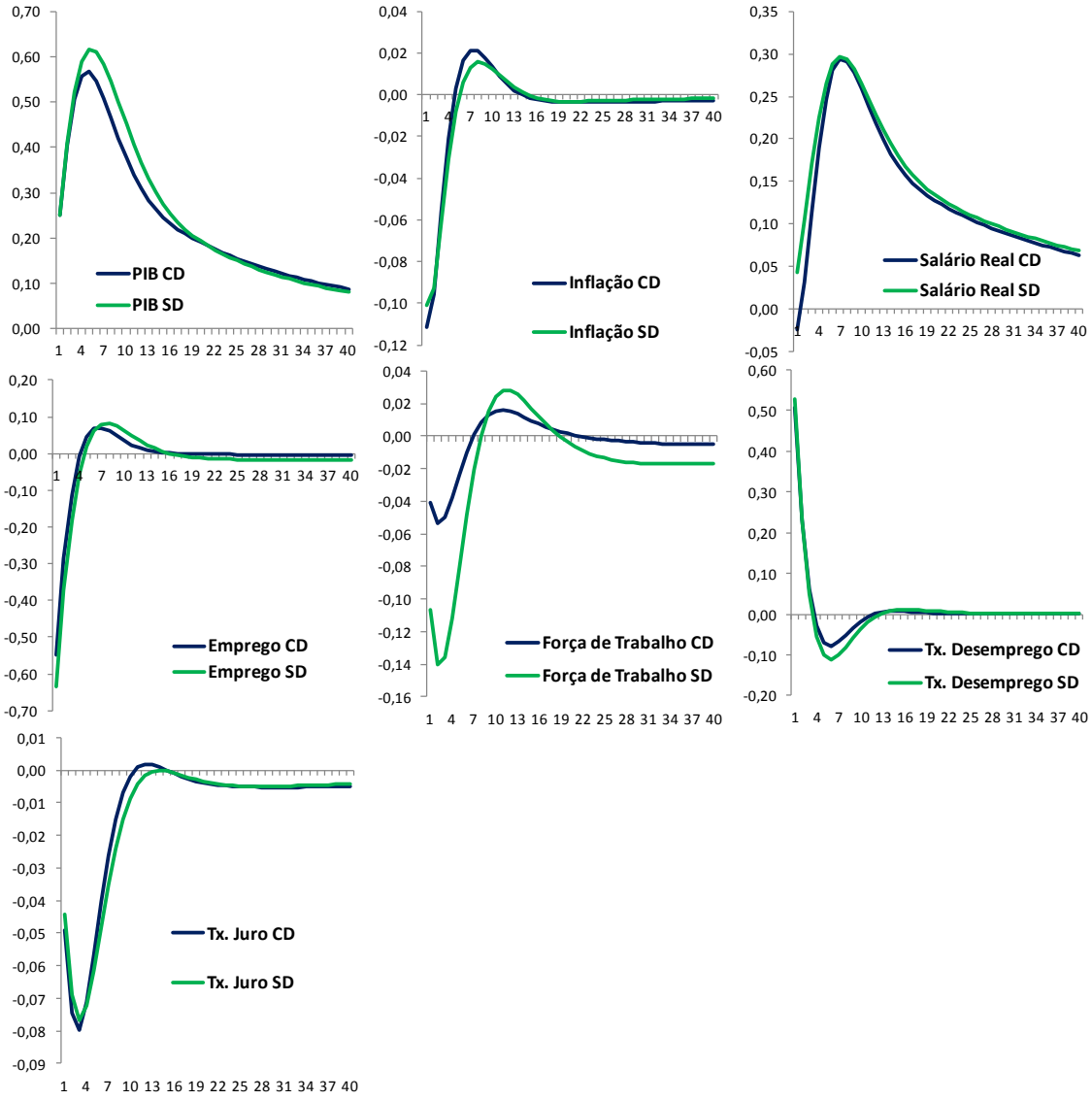

Gráfico 20 - Função de Resposta ao Impulso: Choque de Produtividade (0,25 p.p.)

No caso do choque de gasto exógeno, o PIB, a taxa de inflação e o salário real se elevam (Gráfico 21). O aumento de curto prazo do PIB é direto, por meio da equação (3.20). Neste caso, o efeito do choque na atividade é duradouro, em função da elevada persistência do processo exógeno ε_t^g, cuja média da *posterior* do coeficiente autorregressivo é, em ambos os casos, próximo a 0,90.

O aquecimento da demanda agregada eleva também a demanda por trabalho, como podemos observar na FRI do emprego. Como consequência, o salário real cresce, pressionando também a taxa de inflação. Como a força de trabalho cresce apenas modestamente, o efeito líquido é

de queda da taxa de desemprego. Em resposta ao aquecimento da economia e da alta de preços, a taxa de juros é elevada.

Ainda em relação ao Gráfico 21, vemos que a estimação realizada com a taxa de desemprego (CD) gera um aumento menor da força de trabalho, consequentemente gerando queda maior da taxa de desemprego. O maior aquecimento no mercado de trabalho acarreta em crescimento maior do salário real e da inflação, levando o banco central a realizar um aperto maior da taxa de juros.

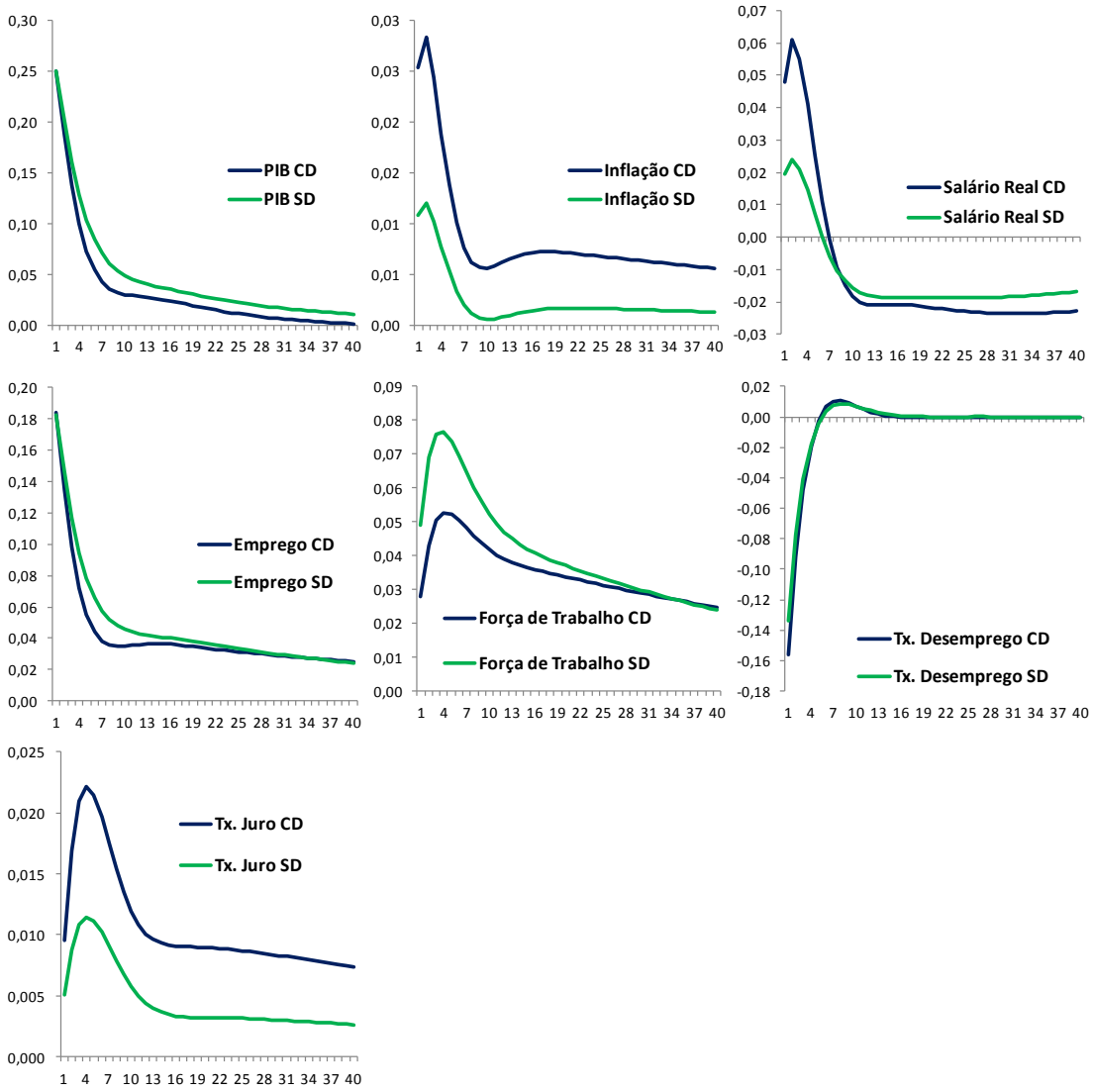

Gráfico 21 - Função de Resposta ao Impulso: Choque de Gasto Exógeno (0,25 p.p.)

Passamos agora para as FRI decorrentes de um choque monetário. Como mostra o Gráfico 22, o choque monetário eleva imediatamente a taxa nominal de juros em 0,25 ponto percentual.

Este aumento tem impacto direto em dois componentes da demanda agregada, quais sejam, o consumo das famílias – por meio da equação (3.17) – e o investimento, que cai em função do encarecimento do custo do estoque de capital, cuja dinâmica é dada pela equação (3.19).

Evidentemente, o mercado de trabalho não fica imune ao esfriamento do mercado de bens. A menor perspectiva de demanda faz com que as empresas contratem um menor contingente de trabalhadores. Por outro lado, a redução do consumo afeta a taxa marginal de substituição dos trabalhadores, acarretando em aumento da oferta de trabalho. Estes dois efeitos concorrem para o aumento da taxa de desemprego e para a queda do salário real.

Como vemos no Gráfico 22, a inclusão da taxa de desemprego na estimação gera uma alteração na intensidade dos efeitos da política monetária no mercado de trabalho. Em relação à demanda, vemos que o uso ou não da taxa de desemprego na estimação pouco afeta o resultado. A principal mudança diz respeito à oferta de trabalho, que passa a ser mais bem identificada (com a inclusão da taxa de desemprego na estimação), como vemos na equação (3.14). Neste caso, a força de trabalho apresenta resposta mais modesta à contração monetária, fazendo com que a taxa de desemprego caia menos. Também vemos que o modelo estimado com a taxa de desemprego gera uma resposta mais acentuada do salário real (e, consequentemente, da inflação) ao choque monetário. Com isso, o nível de emprego e o PIB ficam ligeiramente acima dos patamares observados na estimação sem a taxa de desemprego.

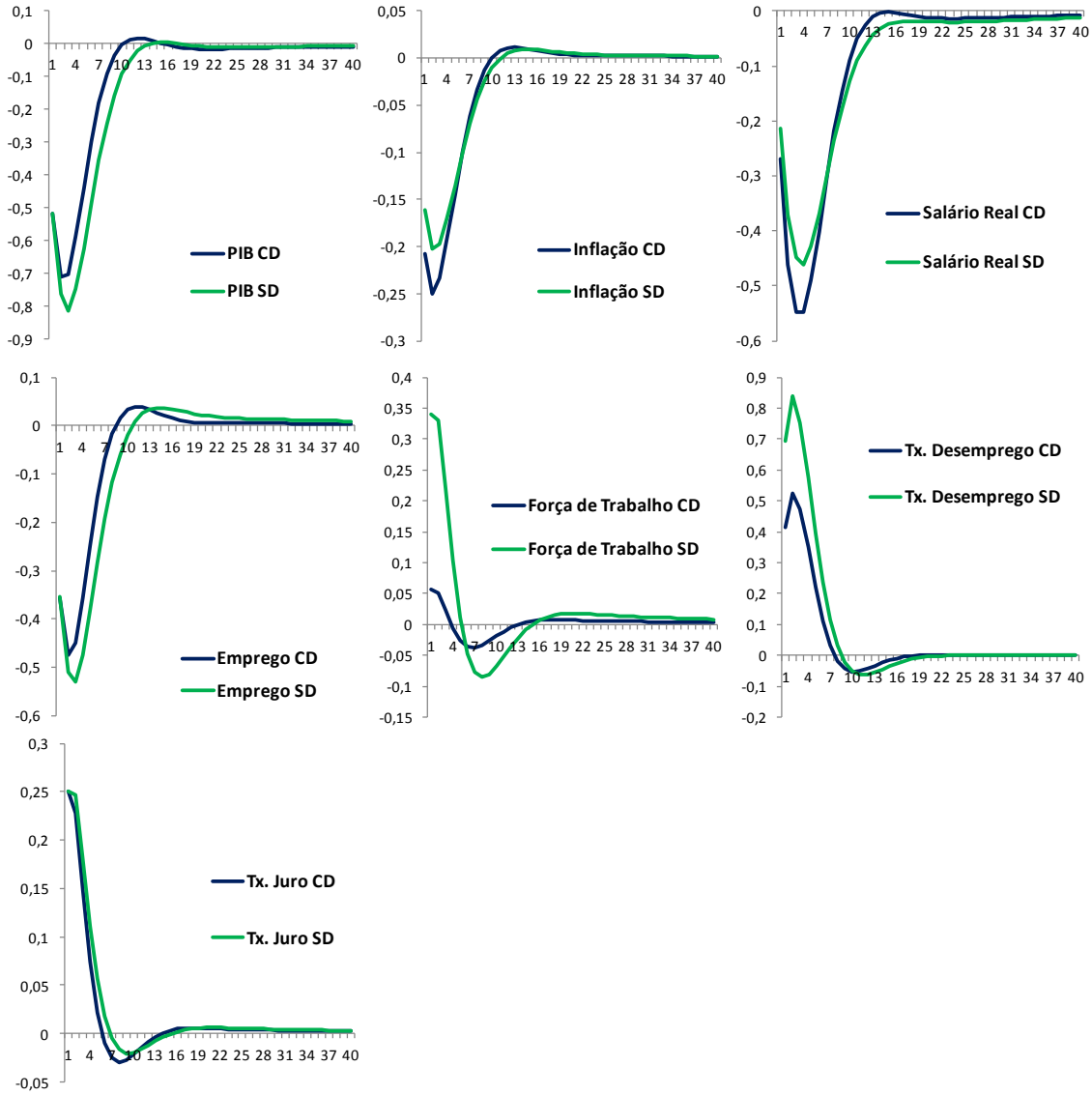

Gráfico 22 - Função de Resposta ao Impulso: Choque Monetário (0,25 p.p.)

Por fim, analisamos a resposta da economia a um choque de preferências relacionado diretamente à desutilidade do trabalho. Como mostra o Gráfico 23, este choque produz forte contração na oferta de trabalho. Com isso, o salário real sobe rapidamente, impactando negativamente o número de trabalhadores contratados. Neste caso, o impacto da oferta prevalece sobre a menor demanda, derrubando a taxa de desemprego. O choque adverso da oferta de mão de obra também acarreta na redução do PIB. Por sua vez, a elevação do salário real concorre para a maior inflação, fazendo com que o banco central eleve a taxa de juros. A resposta das variáveis ao choque de preferência é persistente pois, assim como em Galí et. al. (2011), calibramos o termo autorregressivo de ε_t^x de forma que este processo fosse altamente persistente $\left(\rho^x = 0{,}999\right)$.

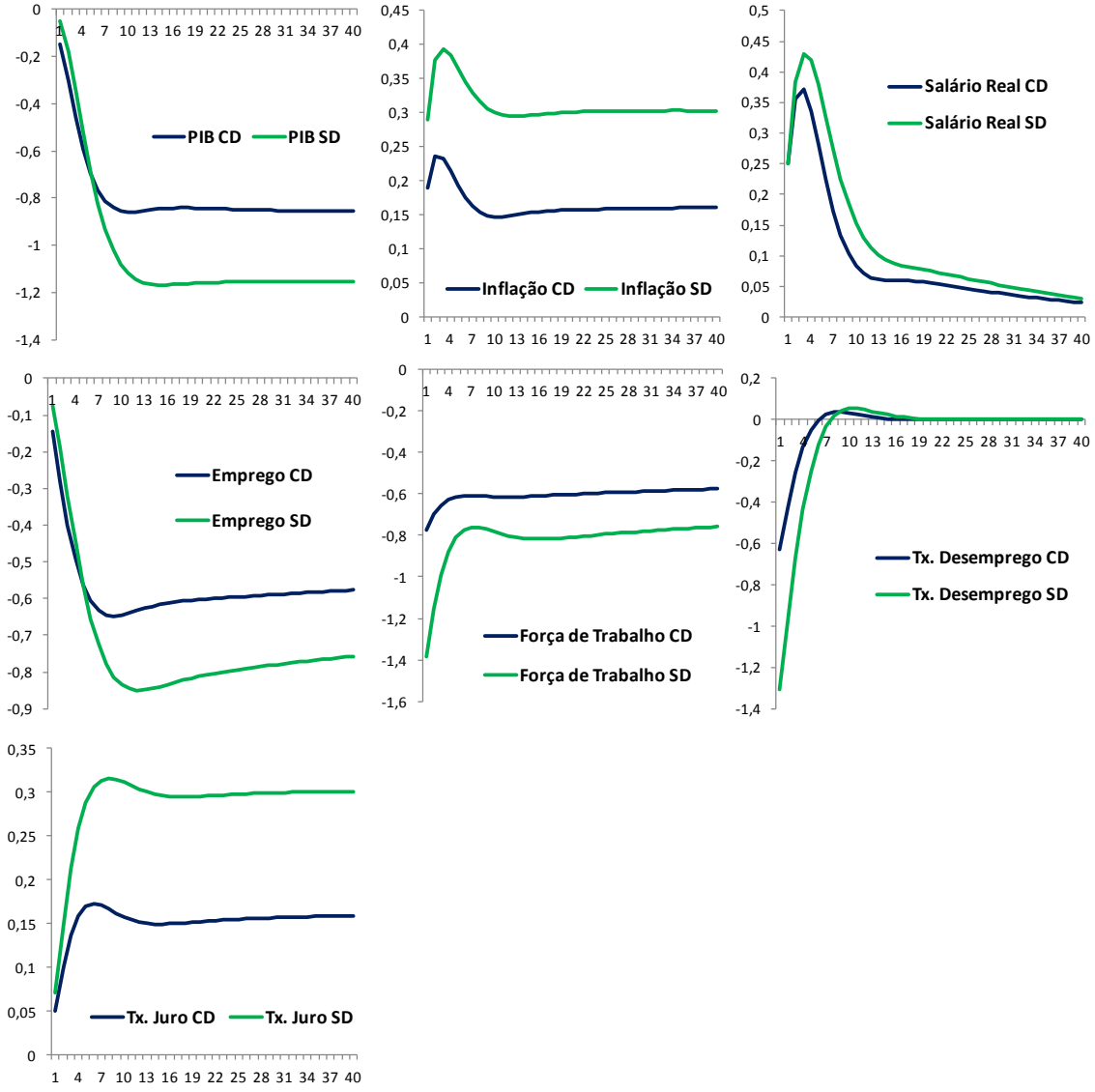

Gráfico 23 - Função de Resposta ao Impulso: Choque de oferta de trabalho (preferência)

Novamente, tem-se que a inclusão da taxa de desemprego afeta a dinâmica das principais variáveis de nosso modelo. Neste caso, vemos emprego e oferta de trabalho variam menos, o que acarreta em queda menor da taxa de desemprego. Consequentemente, o PIB e a inflação também apresentam oscilações mais modestas.

3.4.4 Decomposição da variância

Nesta seção, analisamos a decomposição da variância das principais variáveis observadas, quais sejam, as variações do PIB, do salário real, do emprego e da taxa de desemprego, além da inflação e da taxa de juros. Exceção ao caso da taxa de desemprego, repetimos a estratégia utilizada na seção anterior, focando nossa análise na mudança observada quando a taxa de desemprego é incluída na estimação.

Tabela 11 - Decomposição da Variância - Taxa de crescimento do PIB

(1 Trimestre)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	2.1	34.5	21.3	27.6	6.7	7.6	0.1	0.0
Com Tx. Desemp.	3.1	26.7	21.2	31.7	7.4	9.2	0.1	0.7
(4 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	2.8	31.8	18.6	23.9	6.8	13.2	2.9	0.0
Com Tx. Desemp.	3.8	24.7	19.1	27.5	7.1	15.4	0.3	2.2
(8 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	2.6	33.5	17.1	23.3	7.3	13.1	3.0	0.0
Com Tx. Desemp.	3.7	26.2	17.6	26.5	7.7	15.7	0.3	2.3
(12 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	2.9	32.5	16.5	22.6	7.3	14.7	3.5	0.0
Com Tx. Desemp.	3.9	25.7	17.2	26.0	7.6	17.1	0.3	2.3

Começamos pela taxa de crescimento do PIB. A Tabela 11 traz a decomposição da variância desta série em relação aos 8 choques estruturais de nosso modelo, a lembrar: o choque de produtividade (ea), choque de prêmio de risco (eb), choque do gasto exógeno (eg), choque de investimento (eqs), choque monetário (em), choque de *markup* de preços (epinf), choque de *markup* de salário (ew) e, por fim, o choque de preferências referente à desutilidade do trabalho (ex).

Como mostra a Tabela 11, a inclusão da taxa de desemprego na estimação reduz de forma relevante a importância do choque de prêmio de risco (eb) nas oscilações da taxa de crescimento do PIB. Este resultado já era esperado, tendo em vista que, como vimos na seção 6.1, a inclusão do desemprego faz com que esse choque se torne bem menos volátil. Ainda assim, vemos que este choque segue como o principal determinante do crescimento do PIB no curto e no longo prazo, dada sua influência direta tanto no consumo como no investimento. Este resultado vai ao encontro das evidências favoráveis à expansão do crédito como um dos principais responsáveis pelo novo patamar de crescimento da economia brasileira. Além

disso, a Tabela 11 mostra que a inclusão da taxa de desemprego na estimação pouco afeta a importância dos choques de produtividade (ea), de gasto exógeno (eg) e de política monetária (em) nas variações do crescimento. No caso dos choques de investimento (eqs), vemos que o maior conjunto de séries utilizado na estimação eleva a importância deste choque em cerca de 4 pontos percentuais, independente do horizonte de previsão.

Em relação ao mercado de trabalho, vemos que a inclusão da taxa de desemprego faz com que a maior parte das (modestas) oscilações do PIB antes atribuídas ao poder de mercado dos sindicatos (ew) seja transferida para o outro choque de oferta de trabalho (ex), referente a mudanças das preferências dos agentes econômicos.

Tabela 12 - Decomposição da Variância - Inflação Trimestral

(1 Trimestre)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	1.4	2.6	0.2	0.4	2.2	83.5	9.8	0.0
Com Tx. Desemp.	2.3	6.5	0.6	1.8	3.5	81.1	0.9	3.3
(4 Trimestres)	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**ex**
Sem Tx. Desemp.	1.6	5.2	0.3	0.8	5.6	68.9	17.7	0.0
Com Tx. Desemp.	2.2	12.6	1.1	2.8	7.6	64.9	0.6	8.3
(8 Trimestres)	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**ex**
Sem Tx. Desemp.	1.6	5.3	0.3	0.8	6.8	66.7	18.5	0.0
Com Tx. Desemp.	2.2	12.7	1.2	2.7	8.2	60.1	0.6	12.4
(12 Trimestres)	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**ex**
Sem Tx. Desemp.	1.6	5.5	0.3	0.9	6.7	66.5	18.4	0.0
Com Tx. Desemp.	2.2	12.3	1.2	2.9	7.9	57.7	0.6	15.3

A Tabela 12 traz a decomposição da variância da taxa de inflação trimestral. Como podemos notar, a inclusão da taxa de desemprego na estimação tem como principal consequência à redução da importância dos choques de *markup*, tanto de preços como de salários. Mais ainda, esta perda de importância cresce ao longo do tempo. No que se refere ao markup de salários, vemos que a inclusão da taxa de desemprego faz emudecer a dinâmica da inflação a este choque em especial. No curto prazo, o choque de prêmio de risco "herda" a maior parte da redução da importância dos dois choques.

No longo prazo, no entanto, vemos que o principal herdeiro passa a ser o choque de preferências (ex). Desta forma, vemos que, em um horizonte maior ou igual a 4 trimestres, os choques de oferta de trabalho se mantêm relevantes à dinâmica inflacionária, embora com

uma importante diferença: no caso em que incluímos a taxa de desemprego na estimação, os choques relevantes passam a ser os de preferência.

Tabela 13 - Decomposição da Variância - Variação do Salário Real

(1 Trimestre)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	0.0	4.0	0.1	0.7	1.2	33.6	60.4	0.0
Com Tx. Desemp.	0.1	6.4	0.8	3.3	2.2	49.1	36.2	2.0
(4 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	0.3	4.9	0.1	0.9	1.7	35.6	56.4	0.0
Com Tx. Desemp.	0.6	6.7	0.7	3.2	2.5	49.2	35.3	1.7
(8 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	0.3	5.8	0.2	0.9	1.9	34.2	56.8	0.0
Com Tx. Desemp.	0.7	8.2	0.8	3.4	2.9	48.7	33.3	1.9
(12 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	0.4	5.8	0.2	0.9	2.0	35.6	55.2	0.0
Com Tx. Desemp.	0.7	8.1	0.8	3.3	3.0	50.7	31.6	1.8

No caso da dinâmica do salário real, ilustrada na Tabela 13, o uso da taxa de desemprego na estimação também faz com que o choque de *markup* de salários perca substancial importância. Com isso, os choques de inflação passam a ter mais importância já no curto prazo, respondendo por praticamente metade da variância do erro de previsão. Além disso, vemos que os choques de preferência, assim como o choque monetário, têm pouquíssima importância para a evolução do salário real.

A Tabela 14 mostra a decomposição da variância da taxa nominal de juros. Como podemos observar, no curto prazo, as flutuações da taxa de juros são basicamente ditadas pelo choque do *markup* de preços e pelo choque da taxa de juros. Com o passar do tempo, ganham importância o choque referente ao prêmio de risco e também o choque de *markup* de salários.

A inclusão da taxa de desemprego na estimação não altera essa estrutura básica. No entanto, como já notado na análise de outros choques, a inclusão da taxa de desemprego torna o choque de *markup* de salários praticamente irrelevante, fazendo com que o principal canal de transmissão da oferta de trabalho se dê por meio de choques de preferências. Mais do que isso, a ampliação do conjunto de variáveis utilizadas na estimação reduz a importância dos choques monetários no médio prazo, dando maior peso para os choques de prêmio de risco. Este resultado já era esperado, dado que, como vimos na seção 3.4.2, a inclusão do

desemprego torna o choque de prêmio de risco mais volátil e duradouro, impactando ainda mais a atividade econômica, forçando à reação do banco central.

Tabela 14 - Decomposição da Variância - Taxa Nominal de Juros

(1 Trimestre)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	2.1	6.1	0.3	0.7	47.1	38.5	5.1	0.0
Com Tx. Desemp.	3.3	9.2	0.7	2.0	42.5	40.2	0.6	1.5
(4 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	3.3	14.3	0.6	2.1	20.0	46.2	13.6	0.0
Com Tx. Desemp.	4.2	24.1	1.5	5.1	14.7	44.5	0.5	5.5
(8 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	3.3	19.1	0.9	2.9	14.1	42.1	17.6	0.0
Com Tx. Desemp.	3.5	32.1	1.9	5.9	9.5	35.9	0.3	10.8
(12 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	3.2	19.7	1.1	2.9	13.9	41.2	18.1	0.0
Com Tx. Desemp.	3.2	31.8	2.1	5.6	8.8	32.8	0.3	15.4

Por fim, a Tabela 15 mostra a decomposição da variância do erro de previsão da variação do emprego. Mais uma vez, vemos que a inclusão da taxa de desemprego no conjunto de variáveis observadas torna o choque de *markup* salarial irrelevante à dinâmica da variável em questão, transferindo toda a participação dos choques de oferta de trabalho para o choque de preferência.

Tabela 15 - Decomposição da Variância – Variação do Emprego

(1 Trimestre)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	24.6	25.9	17.6	22.1	4.9	2.6	2.3	0.0
Com Tx. Desemp.	27.6	19.9	17.5	25.1	5.4	3.1	0.5	1.0
(4 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	25.7	24.2	15.5	19.6	4.9	6.2	3.9	0.0
Com Tx. Desemp.	29.4	18.4	15.8	22.2	5.1	6.4	0.4	2.3
(8 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	24.1	25.9	14.5	19.7	5.5	6.6	3.8	0.0
Com Tx. Desemp.	27.4	19.9	14.8	22.2	5.7	7.2	0.4	2.4
(12 Trimestres)	ea	eb	eg	eqs	em	epinf	ew	ex
Sem Tx. Desemp.	23.5	25.3	14.1	19.4	5.5	7.7	4.5	0.0
Com Tx. Desemp.	27.2	19.7	14.6	22.0	5.7	8.1	0.4	2.4

De toda forma, os choques referentes à oferta de trabalho se mostram pouco relevantes à dinâmica do emprego, quando comparados aos demais choques do modelo. No caso, os principais determinantes são os choques de produtividade, de prêmio de risco, de gasto

exógeno e de investimento. Em todos os casos, estes choques respondem por mais de 80% da variação total.

No entanto, se pouco afetam a demanda por trabalho, os choques de *markup* salarial e, principalmente, de preferências impactam a taxa de desemprego da economia. Como mostra a Tabela 16, os choques de oferta de trabalho respondem por cerca de 20% do total da taxa de desocupação. Mais uma vez, o principal dínamo da taxa de desemprego foi o choque de prêmio de risco, indo ao encontro da teoria que o desenvolvimento do mercado de crédito foi um dos principais responsáveis pelo crescimento da economia brasileira desde meados do governo Lula.

Tabela 16 - Decomposição da Variância - Taxa de Desemprego

Decomposição da Variância: Variação Taxa de Desemprego								
(1 Trimestre)	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**ex**
Com Tx. Desemp.	20.8	24.5	11.1	16.7	6.3	0.1	4.7	15.9
(4 Trimestres)	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**ex**
Com Tx. Desemp.	23.1	22.7	11.3	15.3	5.9	2.1	4.3	15.3
(8 Trimestres)	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**ex**
Com Tx. Desemp.	21.7	24.3	10.6	15.2	6.6	2.9	4.1	14.6
(12 Trimestres)	**ea**	**eb**	**eg**	**eqs**	**em**	**epinf**	**ew**	**ex**
Com Tx. Desemp.	21.6	24.2	10.6	15.2	6.6	3.2	4.1	14.5

Em suma, do exposto acima, vimos que a reinterpretação do mercado de trabalho do modelo DSGE tradicional, ao permitir utilizar a taxa de desemprego como forma de identificar a oferta de trabalho, gera uma importante alteração na dinâmica das principais variáveis. Basicamente, o choque de *markup* salarial se torna praticamente irrelevante, sendo o principal canal de mudanças de oferta de trabalho relacionado a choques de preferências. Do lado intuitivo, este resultado é relativamente mais confortável, dado que parece pouco plausível a hipótese que as séries macroeconômicas sofram grande influência, na alta frequência, de mudanças na demanda por diferentes tipos de mão de obra. Além disso, é importante destacar que a reação da política monetária é completamente diferente nos casos de choques de preferência e de choques de poder de mercado, dada a clara ineficiência deste último grupo.

3.5 Conclusões

Neste capítulo, estimamos uma versão do modelo Smets e Wouters (2007), modificada de forma a incluir a teoria do desemprego proposta em Galí (2011.a), utilizando dados da economia brasileira. A principal diferença da versão modificada é que, por meio de uma reinterpretação do mercado de trabalho, podemos tratar a taxa de desemprego como uma variável observada, sendo assim utilizada no processo de estimação. Com isso, o modelo novo-keynesiano resultante é capaz de identificar separadamente os dois choques de oferta de trabalho (um referente às preferências dos agentes e outro ao poder de mercado dos sindicatos), contornando assim à crítica presente em Chari *et. al.* (2009). Mais do que isso, podemos utilizar nosso modelo para analisar os determinantes das oscilações do desemprego.

Nossos exercícios proporcionaram alguns resultados interessantes. Primeiramente, vimos, por meio de funções de resposta ao impulso, que um choque de produtividade eleva inicialmente a taxa de desemprego, dado o encarecimento do salário real. Este resultado, em linha com o encontrado em Galí (2011.a) para a economia americana, contradiz os achados da literatura referente aos modelos de busca/*matching*, onde o aumento da produtividade tinha efeito negativo no desemprego. Além disso, vimos que nossa nova especificação sugere uma maior eficácia da política monetária, demandando uma menor taxa de sacrifício (em termos de crescimento do PIB) para determinada redução da inflação.

No entanto, foi na análise da decomposição da variância que encontramos as maiores mudanças. Isso porque o choque de *markup* salarial, outrora importante *driver* das oscilações das principais séries do modelo, passa a ser irrelevante. Em seu lugar, cresce quase que proporcionalmente a importância dos choques de preferência. Embora ambos afetem a oferta de trabalho, suas consequências para a política monetária são antagônicas. De um lado, o choque de *markup* é claramente ineficiente, devendo ser compensado pela política monetária. Este não é o caso do choque de preferência, cujas oscilações resultantes são fruto do problema de otimização dos agentes econômicos, não sendo, portanto, fontes geradoras de ineficiência. Desta forma, a abordagem aqui proposta e utilizada impacta diretamente o desenho de políticas ótimas.

REFERÊNCIAS

BARTH III, Marvin J.; RAMEY, Valerie A. ***The cost channel of monetary transmission***. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 7675, 2001.

BERNANKE, Ben. "Inflation Expectation and Inflation Forecasting". Speech at the. Monetary Economic Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachussetts, 10 de julho de 2007. Disponível em < http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20070710a.htm >. Acesso em 30 de novembro de 2011.

BLANCHARD, Olivier; GALÍ, Jordi. *Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment*. **America Economic Journal: Macroeconomics**, 2, 1-33, 2010.

CANOVA, Fabio. ***Methods for Applied Macroeconomic Research***. ICREA, Princeton University Press, 2007.

CALVO, Guillermo. *Staggered prices in a utility-maximizing framework*. **Journal of Monetary Economics**. v. 12, p. 383-398, 1983.

CARVALHO, Fabia A. de; BUGARIN, Maurício S.. *Inflation Expectations in Latin America*. **Economía**, v.2006, 101-145, 2006.

CARVALHO, Fabia A. de; MINELLA, André. ***Market Forecasts in Brazil: performance and determinants***. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 185, 2009.

CASTRO, Marcos R. de; GOUVEA, Solange N. ; MINELLA, André; SANTOS, Rafael C.; SOUZA-SOBRINHO, Nelson F.. ***SAMBA***: ***Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach***. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 239, 2011.

CHARI, Varadarajan V.; KEHOE, Patrick J.; MCGRATTAN, Ellen R.. *New Keynesian Models: Not Yet Useful for Policy Analysis*. **American economic Journal: Macroeconomics**, 1, 242-266, 2009.

CHERON, Arnaud; LANGOT, Francois. *The Phillips and Beveridge curves revisited*. **Economics Letters**, 69, 371-376, 2000.

CHRISTIANO, Lawrence J.; DEN HAAN, Wouter. *Small-Sample Properties of GMM for Business-Cycle Analysis*. **Journal of Business & Economic Statistics**, 14, 309-327, 1996.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L.. *Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In*: TAYLOR, John B.; WOODFORD, Michael. **Handbook of Macroeconomics**, 1A, 65-148, 1999.

_____. *Nominal Rigidities and the Dynamic Effect of a Shock to Monetary Policy*. **Journal of Political Economy**, 113, 1-45, 2005.

CHRISTIANO, Lawrence J.; TRABANDT, Mathias; WALENTIN, Karl. ***DSGE Models for Monetary Policy Analysis***. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 2010.

CHRISTOFFEL, Kai; LINZERT, Tobias. ***The Role of Real Wage Rigidities and Labor Market Frictions for Unemployment and Inflation Dynamics***. European Central Bank Discussion Papers, n. 556, 2005.

CUSINATO, Rafael T., MINELLA, André; PÔRTO JÚNIOR, Sabino da S.. ***Output Gap and GDP in Brazil: a Real-time Data Analysis***. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 203, 2010.a.

_____. ***Produção Industrial no Brasil: uma Análise de Dados em Tempo Real***. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 209, 2010.b.

DEL NEGRO, Marco; EUSEPI, Stefano. ***Fitting Observed Inflation Expectation***. Federal Reserve Bank of New York Staff Report, n. 476, 2010.

DEL NEGRO, Marco; SCHORFHEIDE, Frank. *Priors from General Equilibrium Models for VARS*. **International Economic Review**, 45, 643-673, 2004.

_____. *Forming priors for DSGE models (and how it affects the assessment of nominal rigidities)*. **Journal of Monetary Economics**, 55 (7), 1191-1208, 2008.

_____. *Monetary Policy Analysis with Potentially Misspecified Models*. **American Economic Review**, 99, 1415-1450, 2009.

DEL NEGRO, Marco; SCHORFHEIDE, Frank; SMETS, Frank; WOUTERS, Raf. *On the Fit of New Keynesian Models*. **Journal of Business & Economic Statistics**, 25, 123-143, 2007.

DIAMOND, Peter. *Aggregate Demand Management in Search Equilibrium*. **Journal of Political Economy**, 90, 881-894, 1982.a.

_____. *Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium*. **Review of Economic Studies**, 49, 217-227, 1982.b.

DIXIT, Avinash K., STIGLITZ, Joseph. *Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity*. **American Economic Review**, 67, 297-308, 1977.

DOAN, Tom; LITTERMAN, Robert; SIMS, Christopher. *Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions*. **Econometric Review**, 3, 1-100, 1983.

EICHENBAUM, Martin. *Comment on 'Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy' by C. A. Sims*. **European Economic Review**, 36, 1001-1011, 1992.

ERCEG, Christopher J.; HENDERSON, Dale W.; LEVIN, Andrew T.. *Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts.* **Journal of Monetary Economics**, 46, 281-314, 2000.

GAIOTTI, Eugenio; SECCHI, Alessandro. *Is there a cost channel of monetary policy transmission? An investigation into the pricing behavior of 2,000 firms*. Bank of Italy, **Economic Research Department** (mimeo), 2004.

GALÍ, Jordi. ***Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework***. Princeton University Press, 2008.

_____. The Return of the Wage Phillips Curve. **Journal of the European Economic Association**, 3, 436-461, 2011.a.

_____. ***Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies: A New Keynesian Perspective***. The MIT Press, 2011.b.

_____. *Monetary Policy and Unemployment*. *In*: FRIEDMAN, Benjamin M.; WOODFORD, Michael. ***Handbook of Monetary Economics***, 3A, 487-546, 2011.c.

GALÍ, Jordi; SMETS, Frank R.., WOUTERS, Raf. ***Unemployment in an Estimated New Keynesian Model***. National Bureau of Economic Research. Working Paper, n. 17084, 2011.

GEWEKE, John. ***Computational Experiments and Reality***. University of Minnesota, mimeo, 1999.

GORDON, Robert J.. *The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy*. **Journal of Economic Perspectives**, 11, 11-32, 1997.

HALL, Robert E.. *Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickness*. **American Economic Review**, 95, 50-64, 2005.

HANSON, Michael S.. *The Price Puzzle Reconsidered*. **Journal of Monetary Economics**, 51, 1385-1413, 2004.

HICKS, John. *Is Interest the Price of a Factor of Production? In:* RIZZO, Mario J.. ***Time Uncertainty and Disequilibrium:*** *Exploration of Austrian Themes*. Lexington, MA: Lexington Books, 1979.

KOHLSCHEEN, Emanuel. ***Uma Nota sobre Erros de Previsão da Inflação de Curto Prazo***. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 227, 2010.

KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C.. *Time to Built and Aggregate Fluctuations*. **Econometrica**, 50, 1345-1370, 1982.

_____. *The Computational Experiment: An Econometric Tool*. **Journal of Economic Perspectives**, 10, 69-85, 1996.

LINDÉ, Jesper. *Estimating New-Keynesian Phillips curves: A full information maximum likelihood approach*. **Journal of Monetary Economics**, 52, 1135-1149, 2005.

LLOYD, B. Thomas Jr.. *Survey Measures of Expected U.S Inflation*. **Journal of economic Perspectives**, 13, 125-144, 1999.

LUPPORINI, Viviane. *The Monetary Transmission Mechanism in Brazil: Evidence from a VAR Analysis*. **Revista Estudos Econômicos**, 38, 7-30, 2008.

MARTINS, Raphael dos S. V., **Cost-Push Channel of Monetary Policy: Estimation and Simulation**. São Paulo, 2011. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Universidade de São Paulo.

MINELLA, André. *Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation*. **Revista Brasileira de Economia**. v. 57, p. 605-635, 2003.

MORTENSEN, Diamond. *The Matching Process as a Noncooperative/Bargaining Game*. *In*: MCCALL, John, L. ***The economics of information and Uncertainty***. University of Chicago Press, 233-254, 1982.a.

_____. *Property Rights and Efficiency in Mating, Racing and Related Games*. **American Economic Review**, 72, 968-979, 1982.b.

PHILLIPS, William A.. *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in United Kingdom, 1861-1957*. **Economica**, 25, 283-299, 1958.

PISSARIDES, Christopher A.. *Search Intensity, Job advertising and Efficiency*. **Journal of Labour Economics**, 2, 128-143, 1984.

RABANAL, Paul. *Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model*. **Journal of Economic Dynamics and Control**. v. 31, p. 906-937, 2007.

RABI JUNIOR, Luiz A.. **Três ensaios sobre macroeconometria aplicada**. São Paulo, 2008. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Universidade de São Paulo.

RAVENNA, Frederico; WALSH, Carl. *Optimal monetary policy with the cost channel*. **Journal of Monetary Economics**. v. 53, p. 199-216, 2006.

ROBERT, John M.. *Is inflation sticky?* **Journal of Monetary Economics**, 39, 173-196, 1997.

SBORDONE, Argia M.; TAMBALOTTI, Andrea; RAO, Krishna; WALSH, Kieran. ***Policy Analysis Using DSGE Models: An Introduction***. Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, 23-43, 2010.

SHIMER, Robert. *The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies*. **American Economic Review**, 95, 25-49, 2005.

SIMS, Christopher. *Macroeconomics and Reality*. **Econometrica**, 48, 1-48, 1980.

_____. *Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy*. **European Economic Review**. v. 36, p. 975-1000, 1992.

_____. *Solving Rational Expectation Models*. **Computational Economics**, 20, 1-20, 2002.

SIMS, Christopher; ZHA, Tao. *Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models*. **International Economic Review**, 39, 949-968, 1998.

SMETS, Frank; WOUTERS, Raf. *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area*. **Journal of the European Economic Association**, 1, 1123-1175, 2003.

_____. *Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach*. **American Economic Review**, 97, 586-606, 2007.

SOLOW, Robert M., SAMUELSON, Paul A.. *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy*. **American Economic Review**, 50, 177-194, 1960.

THOMAS, Carlos. *Search and Matching Frictions and Optimal Monetary Policy*. **Journal of Monetary Economics**, 55, 936-956, 2008.

TOOKE, Thomas. ***A History of Prices, and the State of Circulation, from 1793 to 1837***. Longman, 1838.

TRIGARI, Antonella. ***The Role of Search Frictions and Bargaining in Inflation Dynamics***. Mimeo, 2006.

_____. *Equilibrium Unemployment, Job Flows, and Inflation Dynamics*. **Journal of Money, Credit and Banking**, 41, 1-33, 2009.

WALSH, Carl E.. ***Monetary Theory and Policy***. MIT Press, 2003.

_____. *Labour Market Search, Stick Prices, and Interest Rate Rules*. **Review of Economic Dynamics**, 8, 829-849, 2003.

WOODFORD, Michael. ***Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy***. Princeton University Press, 2003.

ZELLNER, Arnold. ***An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics***. John Wiley & Sons, 1971.