

DINÂMICA DA INFLAÇÃO PARA UMA ECONOMIA SOB METAS DE INFLAÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL USANDO MODELOS DSGE-VAR

Hudson Chaves Costa *

Sabino da Silva Porto Junior †

Helberte João França Almeida‡

Resumo

Baseando-se no modelo para uma economia aberta desenvolvido por Gali e Monacelli (2005) e modificado por Lubik e Schorfheide (2007), aplica-se a abordagem DSGE-VAR para avaliar a reação do Banco Central do Brasil (BCB) às oscilações na taxa de câmbio, especificamente para o caso de uma economia sob metas de inflação. Os resultados apontam que as respostas aos desvios da taxa de câmbio são diferentes de zero e menores do que as respostas aos desvios na inflação. Além disso, o ajuste do modelo DSGE é consideravelmente pior do que o ajuste do modelo DSGE-VAR independente do número de defasagens utilizadas no VAR, o que indica, de um ponto de vista estatístico, que as restrições cruzadas do modelo teórico são violadas nos dados.

Palavras-chave: DSGE-VAR.Oscilações no câmbio.Inflação.

Código JEL: C52.E31.E32.E52

Área ANPEC: 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Abstract

Based on the model for an open economy developed by Gali and Monacelli (2005) and modified by Lubik and Schorfheide (2007), the DSGE-VAR approach is applied to evaluate the reaction of the Central Bank of Brazil (BCB) the fluctuations in the exchange rate, specifically in the case of an economy under inflation targets. The results show that the responses to the exchange rate deviations are different from zero and smaller than the responses to inflation deviations. In addition, the adjustment of the DSGE model is considerably worse than the DSGE-VAR model adjustment regardless of the number of lags used in the VAR, which indicates that, from a statistical point of view, the constraints crusades of the theoretical model are violated in the data.

Keywords: DSGE-VAR.Exchange rate fluctuation.Inflation.

Código JEL: C52.E31.E32.E52

Área ANPEC: 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

*Appus | HR Analytics. Rua Casa do Ator, 919, Vila Olímpia, São Paulo/SP, Brasil, 04546-003. Fone: +55 11 94147-1228. E-mail: hudsonchavs@gmail.com

†Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Av. João Pessoa, 52, sala 33B, Centro Histórico, Porto Alegre/RS, Brasil, 90040-000. Fone: +55 51 3308-3440. E-mail: sabino@ppge.ufrgs.br

‡Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). Rua Eng. Agrônomo Andrei Cristian Ferreira, s/n, Trindade, Florianópolis/SC, 88040-900. Fone: +55 48 3721-9789. E-mail: helberte.almeida@ufsc.br

1 INTRODUÇÃO

Em um ambiente de rigidez nos salários e preços, a política monetária pode compensar parcialmente as distorções nos preços relativos e estabilizar a inflação. Com a finalidade de analisar a política monetária no ambiente de rigidez nominal e a partir dos trabalhos de Smets e Wouters (2003) e Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), bancos centrais têm construído e estimado modelos DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*) com rigidez nominal¹. Tais modelos enfatizam que as distorções nos preços relativos causadas pela incapacidade parcial das firmas em responder as mudanças no nível de preços agregado, produzem o uso ineficiente dos fatores e tratando-se de uma economia aberta, a autoridade monetária precisa avaliar como movimentos nos preços domésticos estão vinculados a oscilações na taxa de câmbio e termos de troca².

Nos anos recentes, o uso de modelos DSGE pelas autoridades monetárias tem se mostrado frequente. Tais modelos são fortemente baseados em teoria econômica e quando sua estrutura teórica é capaz de acompanhar as séries históricas, esta abordagem se torna uma boa ferramenta para a gestão da política econômica. Contudo, como salientado por Stock e Watson (2001), Ireland (2004b) e Schorfheide (2011), tais modelos enfrentam desafios importantes, como a fragilidade das estimativas dos parâmetros, ajuste estatístico e fraca confiabilidade das previsões. Estas dificuldades decorrem ao fato dos modelos DSGE serem modelos estruturais com fundamentos microeconômicos que colocam fortes restrições sobre os parâmetros a serem estimados.

Neste contexto, Negro e Schorfheide (2004), Negro et al. (2007) e Negro e Schorfheide (2007) desenvolveram uma abordagem econométrica que permite relaxar gradativamente as restrições sobre os coeficientes e ao mesmo tempo construir um modelo empírico que pode ser considerado um vetor autorregressivo (VAR)³ e manter muitas das características do modelo DSGE subjacente. Esta abordagem é conhecida na literatura como DSGE-VAR e tem como importante vantagem a possibilidade de estimar um sistema de vetores autorregressivos com séries temporais com poucas observações.

Desde janeiro de 1999, o Brasil opera no regime de câmbio flutuante rompendo assim com décadas de controle de taxa de câmbio. Ao longo deste período, especificamente no contexto externo, o regime de câmbio flutuante enfrentou várias adversidades, tais como: *i*) o colapso do preço das ações de empresas de alta tecnologia em 2000; *ii*) a crise argentina em 2001; *iii*) os ataques terroristas de 11 de setembro; *iv*) a crise de confiança de 2002; *v*) o colapso do banco Lehman Brothers em 2008; *vi*) mais recente, a crise da dívida soberana europeia e a crise política atual. Neste cenário onde a moeda brasileira enfrenta um ambiente externo adverso é possível afirmar que a autoridade monetária responde aos movimentos do câmbio para alcançar a meta de inflação?

Em se tratando da reação do Banco Central do Brasil aos movimentos na taxa de câmbio, ainda há poucos estudos (Furlani, Portugal e Laurini (2010), Ferreira (2015)) que avaliaram o comportamento da autoridade monetária em consideração às oscilações do câmbio. Assim, o presente artigo contribui para a literatura brasileira na medida que aplica a abordagem DSGE-VAR na discussão sobre a reação da autoridade

¹Por exemplo, os modelos dos bancos centrais do Canadá(Murchison, Rennison et al. (2006)), Chile (Medina, Soto et al. (2007)), Colômbia (González et al. (2011)), Inglaterra (Harrison et al. (2005)), Zona do Euro (Christoffel, Coenen e Warne (2008)), Nova Zelândia (Lees et al. (2009)), Peru (Florian e Montoro (2009)) e Brasil (Castro et al. (2011)).

²Relação entre o valor das importações e o valor das exportações de um país em determinado período.

³Os modelos de vetores autorregressivos surgiram na década de 80 como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. A ideia era desenvolver modelos dinâmicos com o mínimo de restrições, nos quais todas as variáveis econômicas fossem tratadas como endógenas. Sendo assim, os modelos VAR examinam relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis, impondo como restrições à estrutura da economia somente a escolha do conjunto relevante de variáveis e do número máximo de defasagens envolvidas nas relações entre elas.

monetária às oscilações na taxa de câmbio para o caso de uma economia sob metas de inflação. Para tanto, utiliza-se como arcabouço o modelo para uma economia aberta desenvolvido por Gali e Monacelli (2005) e modificado por Lubik e Schorfheide (2007). Além disso, verifica-se o grau de má especificação do modelo DSGE proposto. Mais especificamente, a verossimilhança marginal do modelo DSGE é comparada com as do modelo DSGE-VAR. Ainda, é avaliado se o Banco Central conseguiu isolar a economia brasileira, em particular a inflação, de choques externos.

O presente trabalho encontra-se estruturado em quatro partes além desta breve introdução. A seção 2 apresenta o referencial teórico, destacando as principais características dos modelos DSGE e DSGE-VAR, bem como estudos que utilizam esta metodologia. A seção 3 descreve a metodologia e o modelo teórico adotado. Os resultados empíricos e sua discussão são apresentados na seção 4 e esta é dividida em três partes. Na primeira parte, estima-se tanto o modelo DSGE quanto o DSGE-VAR. Na segunda parte, estuda-se o ajuste do modelo DSGE. Por sua vez, na terceira parte da análise empírica, os choques estruturais e seu efeito nos movimentos da inflação é avaliado. Por fim, a seção 5 traz as considerações finais.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A partir de Keynes (1924), a literatura sobre economia monetária despertou interesse crescente. O trabalho de Ramsey (1928) e Solow (1956) considerados como *benchmarks* para os modelos macroeconômicos correntes, foram os primeiros a fornecer explicações consistentes sobre os padrões de crescimento de diferentes economias, sendo estes determinados unicamente por fatores exógenos tais como a taxa de crescimento tecnológico.

Posteriormente, surgiram os modelos de crescimento endógeno, tais como os modelo AK de Romer (1986), Romer (1987), Lucas (1988), Rebelo (1990) e suas variações em Romer (1989), Grossman e Helpman (1993) e Aghion e Howitt (1990). Embora estes estudos representem um avanço na macroeconomia, tais modelos apresentavam deficiências principalmente pelo fato de não incluírem a moeda nas suas formulações o que impactavam a trajetória de crescimento de curto prazo e eventualmente afetava todos os modelos de crescimento neoclássicos.

Neste contexto, esforços foram colocados em diferentes métodos que incluíram a moeda nos modelos de determinação das relações econômicas, principalmente os concebidos por Baumol (1952), Tobin (1956) e Samuelson (1958). Contudo, nenhum desses modelos obtiveram tanta atenção quando o modelo IS-LM mostrado em detalhe em Romer (1996). Este tipo de modelo também contém falhas, especialmente com relação à explicação dos mecanismos de transmissão da política monetária para a economia. Como ressalta Lucas (1976), diversos estudos propuseram soluções para essas falhas, mas não houve adição dos efeitos das expectativas sobre o equilíbrio econômico.

Conseqüentemente, surgiram os modelos DSGE em que as expectativas têm um papel determinante nas relações de equilíbrio. Ao invés de uma curva LM, modelos DSGE usam a regra de Taylor⁴ (regra de política monetária) na qual os juros no lugar dos agregados monetários é o instrumento usado pelo banco central para estabilizar a economia. Com a regra de política monetária e uma curva IS dinâmica, que inclui expectativas, obtém-se a demanda agregada. Uma vez que a curva de Phillips novo keynesiana, que tem este nome por também considerar as expectativas dos indivíduos, representa a oferta agregada, o equilíbrio

⁴Descreve empiricamente a resposta da autoridade monetária às variáveis macroeconômicas. Apesar de ter sido proposta do ponto de vista puramente empírico, a regra de Taylor apresenta também uma justificativa teórica, sendo a solução de um problema de otimização restrito, no qual o Banco Central minimiza uma função perda quadrática.

econômico é obtido pela relação entre as curvas de oferta e demanda agregada, tornando este tipo de modelo bastante intuitivo.

Naturalmente e seguindo os trabalhos de Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) e Smets e Wouters (2002), muitos bancos centrais construíram e estimaram modelos DSGE com rigidez nominal para posterior uso na análise da política econômica: Canadá (Murchison, Rennison et al. (2006)), Chile (Medina, Soto et al. (2007)), Colômbia (González et al. (2011)), Inglaterra (Harrison et al. (2005)), Zona do Euro (Christoffel, Coenen e Warne (2008)), Nova Zelândia (Lees et al. (2009)), Peru (Florian e Montoro (2009)) e Brasil (Castro et al. (2011)).

Todavia, como salienta Stock e Watson (2001), Ireland (2004b) e Schorfheide (2011) uma importante preocupação no uso de modelos DSGE é que algumas das restrições cruzadas geradas pela teoria econômica são mal especificadas o que potencialmente distorce previsões assim como predições da política econômica. Neste sentido, Negro e Schorfheide (2004) mostram que previsões de um modelo DSGE simples podem ser melhoradas através do afrouxamento das restrições do modelo.

Na abordagem proposta pelos autores, o modelo DSGE é usado para gerar uma distribuição a priori para os coeficientes de um VAR. Tal distribuição concentra a maior parte de sua área próximo das restrições que o modelo DSGE impõe sobre a representação VAR e coloca a verossimilhança estimada dos parâmetros VAR em direção às restrições do modelo DSGE sem impô-las. Negro e Schorfheide (2004) concluem que a especificação resultante, chamada de DSGE-VAR, desempenha melhor em termos de previsão que o modelo DSGE sozinho assim como um VAR. A partir deste estudo, o DSGE-VAR torna-se uma alternativa para a modelagem da macroeconomia.

No que tange à análise da reação dos bancos centrais em relação aos movimentos na taxa de câmbio, Negro e Schorfheide (2008) usando o modelo proposto por Lubik e Schorfheide (2007) e dados da economia do Chile no período de 1999 a 2007, estimam modelos DSGE e DSGE-VAR, conforme metodologia proposta por Negro e Schorfheide (2004) e Negro e Schorfheide (2007). Assumindo inicialmente que o Banco Central Chileno tem uma forte reação aos movimentos da inflação, encontram que desde 1999 a instituição reage de maneira significativa a mudanças na taxa de câmbio ou termos de troca o que foi consistente com as políticas econômicas adotadas no período. Assim, a análise DSGE-VAR mostrou-se útil para inclinar as estimativas do VAR em direção às restrições geradas pela pequena economia aberta descrita no modelo DSGE. Negro e Schorfheide (2008) concluíram que um VAR, que é estimado sem o uso do DSGE como priori, dificilmente fornecerá boas previsões. Ambos os modelos estimados pelos autores (DSGE e DSGE-VAR) indicam que a variabilidade observada na inflação é dada por choques internos. Além disso, os autores encontraram que uma forte resposta do banco central a movimentos na inflação produziria poucas mudanças na volatilidade da inflação.

Em relação à estudos brasileiros, há poucos trabalhos que utilizaram DSGE-VAR. Seguindo a abordagem proposta por Ireland (2004a), Caetano e Moura (2014) combinam um modelo dinâmico e estocástico de equilíbrio geral com um VAR(1) de forma a criar um modelo híbrido capaz de explorar as qualidades destas duas abordagens em uma aplicação empírica usando dados brasileiros. Utilizando máxima verossimilhança com auxílio do filtro de Kalman para estimar os parâmetros, o resultado obtido foi um modelo híbrido com embasamento teórico com capacidade de prever as séries de produto, consumo e horas trabalhadas com maior acurácia que modelos VAR.

Nunes (2015) estima um modelo DSGE-VAR para a economia brasileira que consiste em uma pequena economia aberta com fricções financeiras na linha de Gertler, Gilchrist e Natalucci (2007). A estimação do

modelo indica que flexibilização do espaço paramétrico possibilitado pelo modelo DSGE-VAR proporciona ganhos em relação ao ajuste dos dados usando modelos alternativos. Além disso, o modelo também mostra que os choques externos apresentam impactos significativos no patrimônio e no endividamento das firmas domésticas. Este resultado fortalece a evidência de que um canal importante de transmissão dos movimentos da economia mundial para o Brasil ocorre através das firmas, principalmente após o país ter se tornado relativamente mais robusto aos choques externos.

Linardi et al. (2016) usando dados do Brasil e métodos bayesianos apresentam um modelo para uma pequena economia aberta baseado em Kam, Lees e Liu (2009). Diferentemente de Palma (2012) que investiga os objetivos da política do Banco Central do Brasil, Linardi et al. (2016) estavam interessados em acessar o ajuste do modelo. Para tanto, utilizaram a abordagem DSGE-VAR proposta por Negro et al. (2007). Os resultados mostram que o modelo sem indexação nos preços ajusta melhor aos dados do que a especificação completa.

Por fim, Souza et al. (2016) estudam os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária sobre as variáveis macroeconômicas da economia brasileira. Para tal, analisam a significância de diferentes modelos DSGE por meio de modelos DSGE-VAR que implica na estimação do parâmetro de ajustamento do modelo conforme Negro e Schorfheide (2004), Negro et al. (2007), Negro e Schorfheide (2007). Os resultados mostram que o modelo DSGE bayesiano com preços rígidos, setor externo e com a interação entre as políticas, é aquele que tem a melhor aderência aos dados reais.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo Teórico

Neste estudo, utiliza-se como arcabouço o modelo de Lubik e Schorfheide (2007), para o qual uma primeira versão é apresentada por Gali e Monacelli (2005). Ambos os artigos foram construídos sobre a literatura conhecida como *new open economy macroeconomics*. Os modelos novo-keynesianos nesta literatura são pontos naturais de referência para instituições políticas, uma vez que a rigidez presente atribui um papel importante para a política econômica no que tange à estabilização.

De muitas maneiras, o estudo de Lubik e Schorfheide (2007) pode ser considerado como um conjunto mínimo de teoria para modelar uma economia aberta com metas de inflação. Devido à importância deste modelo para o presente trabalho, busca-se apresentar o mesmo.

O modelo de Lubik e Schorfheide (2007) tem uma quantidade de países com suas firmas produzindo diferentes bens onde cada firma opera em um ambiente de competição monopolística. Por sua vez, as firmas definem os preços de acordo com uma estratégia de Calvo⁵. A função de produção é linear sobre o trabalho e abstrai a acumulação de capital inteiramente. Ademais, a tecnologia é assumida seguir um processo de raiz unitária e é comum tanto à economia doméstica como mundial.

Os consumidores têm preferências associadas com aversão relativo ao risco constante e agregam o consumo de bens usando a agregação de Dixit-Stiglitz. Consumidores tem uma preferência por bens produzidos internamente ou pelo menos em uma quantidade estimável. A política monetária é especificada por uma regra de Taylor (vide equação 3) flexível com a taxa de juros defasada, inflação, produto e a mudança na taxa de câmbio como argumentos na regra de definição da política. Os mercados financeiros internacionais são assumidos serem perfeitos, permitindo a partilha de riscos entre consumidores domésticos

⁵Em cada período, somente uma fração aleatória de agentes pode alterar seus preços. Com isso os agentes têm de formar seus preços levando em consideração que não conhecem o tempo pelo qual poderão ajustá-los novamente.

e estrangeiros. O produto mundial reflete a produção em ambas as economias domésticas e internacionais. A taxa de câmbio é introduzida no modelo via paridade do poder de compra (PPP) e, por fim, os termos de troca também têm efeitos sobre o produto.⁶

As equações do modelo são apresentadas abaixo:

$$\tilde{y}_t = E_t \tilde{y}_{t+1} - \chi (\tilde{R}_t - E_t \tilde{\pi}_{t+1}) - \rho_z \tilde{z}_t - \alpha \chi E_t \Delta \tilde{q}_{t+1} + \alpha (2 - \alpha) \frac{1 - \tau}{\tau} E_t \Delta \tilde{y}_{t+1}^* \quad (1)$$

$$\tilde{\pi}_t = \beta E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \alpha \beta E_t \Delta \tilde{q}_{t+1} - \alpha \Delta \tilde{q}_t + \frac{\kappa}{\chi} (\tilde{y}_t - \tilde{y}_t) \quad (2)$$

$$\tilde{R}_t = \rho_R \tilde{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) [\Psi_\pi \tilde{\pi}_t + \Psi_y \tilde{y}_t + \Psi_{\Delta \varepsilon} \Delta \tilde{\varepsilon}_t] + \varepsilon_t^R \quad (3)$$

$$A_t = A_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (4)$$

$$\Delta \tilde{q}_t = \rho_q \Delta \tilde{q}_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (5)$$

$$\tilde{y}_t^* = \rho_{y^*} \tilde{y}_{t-1}^* + \varepsilon_{y_t^*} \quad (6)$$

$$\tilde{\pi}_t^* = \rho_{\pi^*} \tilde{\pi}_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi_t^*} \quad (7)$$

$$\Delta \tilde{\varepsilon}_t = \tilde{\pi}_t - (1 - \alpha) \Delta \tilde{q}_t - \tilde{\pi}_t^* \quad (8)$$

onde $\chi = [\tau + \alpha(2 - \alpha)(1 - \tau)]$; $\tilde{y}_t = -\alpha(2 - \alpha) \frac{1 - \tau}{\tau} \tilde{y}_t^*$ e $z_t = \ln A_t - \ln A_{t-1}$. O produto é denotado por y_t , a inflação por π_t , R_t é a taxa de juros nominal, z_t é o crescimento tecnológico, \tilde{y}_t é o produto potencial na ausência de rigidez nominal, ε_t é a taxa nominal de câmbio e q_t representa os termos de troca. O til denota desvios do estado estacionário e o asterisco as variáveis externas.

O modelo aborda os termos de troca, produto mundial e inflação mundial como exógenos seguindo um processo AR(1), conforme as equações 5, 6 e 7. A versão linearizada do modelo tem uma curva IS *forward-looking* (refletindo a otimização intertemporal dos consumidores, conforme a equação 1) e uma curva de Phillips (equação 2) que governa o comportamento da inflação. Os parâmetros de política (Ψ_π , Ψ_y , $\Psi_{\Delta \varepsilon}$) e ρ_R presentes na equação 3 indicam quão forte é a resposta aos desvios na inflação, produto, câmbio nominal e a defasagem da taxa de juros, respectivamente. Ademais, α denota a participação da importação no consumo doméstico, β é o fator de desconto, τ é elasticidade de substituição intertemporal e κ a inclinação do produto na curva de Phillips (equação 5). Por sua vez, respectivamente, os coeficientes ρ_q , ρ_z , ρ_{y^*} , ρ_{π^*} , conduzem os processos AR(1) para os termos de troca, tecnologia, produto externo e inflação externa. As magnitudes dos choques são parametrizadas por σ_R , σ_q , σ_z , σ_{y^*} e σ_{π^*} que representam os desvios dos choques na taxa de juros, termos de troca, tecnologia, produto externo e inflação externa, respectivamente.

⁶Detalhes sobre a derivação do modelo podem ser encontrados em Gali e Monacelli (2005).

Uma vez que a tecnologia é um processo integrado que conduz as tendências comportamentais das séries tais como produto e consumo, o modelo é feito estacionário tomando a razão das variáveis-chave para o nível de tecnologia. As variáveis observáveis são: crescimento do produto, inflação anualizada, taxas de juros, mudança nos termos de troca e na taxa de câmbio (definida de acordo com a convenção dos EUA de que uma apreciação da moeda nacional corresponde à uma depreciação em magnitude). As variáveis externas e o nível de tecnologia não são observáveis diretamente, mas inferidas usando o filtro de Kalman.

3.2 Modelos DSGE e DSGE-VAR

Modelos DSGE são resumidos pelas condições de primeira ordem de problemas de otimização dinâmica enfrentados por agentes *forward-looking* que exibem expectativas racionais (isto é, agentes que conhecem a estrutura global da economia, usam todas as informações disponíveis eficientemente e não incorrem em erros sistemáticos quando formam suas expectativas sobre o futuro). Tais modelos são fortemente baseados em teoria econômica, uma vez que conectam diretamente parâmetros estruturais que descrevem o comportamento, preferências e tecnologia dos agentes privados, com o comportamento de séries macroeconômicas agregadas como produto e emprego.⁷

Na forma reduzida, modelos DSGE são essencialmente vetores autorregressivos de primeira ordem, mas com restrições entre as equações. Além disso, tais modelos, sendo objetos inerentemente não lineares, frequentemente demandam alguma simplificação antes da solução via simulação computacional. Uma abordagem popular é log-linearizar as condições de equilíbrio em torno dos valores de *steady-state* usando uma aproximação de Taylor.

Assim como Uhlig (1998) e Fernández-Villaverde (2010), considere um modelo geral composto por quatro tipos de variáveis: x^+ a variável de ligação, x uma variável do estado atual, x^- a variável defasada e ε um processo ruído branco exógeno. Assim, pode-se escrever o modelo não linear na forma de expectativas, como segue:

$$Ef(x^+, x, x^-, \varepsilon) = 0 \quad (9)$$

e a solução é dada por *policy functions* da forma:

$$x = l(x^-, \varepsilon) \quad (10)$$

Adicionando a equação 10 em 9, produz a equação funcional:

$$Ef(l(l(x^-, \varepsilon), \varepsilon^+), l(x^-, \varepsilon), x^-, \varepsilon) = 0 \quad (11)$$

⁷Desde que métodos bayesianos foram aplicados para estimar os parâmetros de modelos DSGE, a literatura relacionada ao tema tem crescido substancialmente. An e Schorfheide (2007) detalham como a abordagem bayesiana pode ser útil em modelos DSGE. Porém, é importante salientar que estimar modelos DSGE via métodos bayesianos não é a única abordagem possível. Fernández-Villaverde, Ramírez e Schorfheide (2016) apresentam detalhadamente diversos métodos de solução e estimação de modelos DSGE (perturbação, projeção, técnicas de estimação frequentistas, técnicas de estimação bayesianas). Recentemente, tem ganhado destaque o DSGE-VAR como proposto por Negro e Schorfheide (2004)

Por sua vez, deixe \bar{x} denotar o valor de *steady-state*, uma aproximação de primeira ordem das funções é dada por:

$$\hat{l}(x^-, \varepsilon) = \bar{x} + \frac{\partial l}{\partial x^-}(x^- - \bar{x}) + \frac{\partial l}{\partial \varepsilon}(\varepsilon) \quad (12)$$

Numericamente, o objetivo é encontrar as matrizes que formam as derivadas parciais em 12.⁸ No que tange à estimação dos valores dos parâmetros de um modelo DSGE, precisa-se avaliar a função verossimilhança $p(y^T | \theta, M_i)$, onde y^T são os dados observados no tempo t , θ os parâmetros do modelo e M_i o modelo especificado. O problema que enfrenta-se é que, embora seja possível observar algumas das variáveis no modelo (tal como o produto), o mesmo não prevalece para outras (tecnologia, por exemplo) sendo necessário assumir que essas séries são não observáveis.

Uma solução para este problema é usar uma abordagem em espaço de estados e construir a verossimilhança por meio de filtro⁹. A configuração em espaço de estados envolve duas equações que conectam as séries observáveis e não observáveis do modelo. A primeira, que denota-se por equação de medida, conecta o estado ξ_t mais algum ruído branco, ε_y , à nossas séries observáveis (y_t) como segue:

$$y_t = f(\xi_t, \varepsilon_{y,t} | \theta) \quad (13)$$

e esta relação define uma densidade condicional $p(y_t | \xi_t, \theta)$. A segunda equação, que é denotada por equação de transição de estado, conecta valores em períodos passados do estado mais a soma de algum ruído branco, ε_ξ , ao estado presente, como segue:

$$\xi_t = g(\xi_{t-1}, \varepsilon_{\xi,t} | \theta) \quad (14)$$

e produz a densidade condicional $p(\xi_t | \xi_{t-1}, \theta)$. Note que essas densidades estão condicionadas aos valores dos parâmetros do modelo DSGE (θ), assim como as matrizes de coeficientes em ξ são funções de θ .¹⁰

Já para os modelos DSGE-VAR, assim como Negro e Schorfheide (2006), imagine que fixa-se os parâmetros do modelo DSGE e 1 milhão de observações sejam geradas a partir deste modelo (ou seja, uma sequência de choques de política monetária, tecnologia, etc) proporcionando dados artificiais. Após isso, estima-se um VAR com p defasagens usando estes dados artificiais. Se o modelo DSGE é estacionário em covariância, então o VAR estimado fornece uma aproximação do modelo DSGE com a propriedade de que suas primeiras p autocovariâncias são equivalentes às primeiras p autocovariâncias do modelo DSGE. O processo de aumentar mais defasagens permite, a princípio, coincidir mais autocovariâncias e aumentar a acurácia da aproximação VAR do modelo DSGE.

Agora, suponha que esse processo de gerar dados artificiais se repete usando diferentes valores para os parâmetros do modelo DSGE. Enquanto o espaço paramétrico do modelo DSGE é pequeno comparado

⁸No presente ensaio utilizamos a abordagem proposta por Uhlig (1998) para a solução do modelo DSGE. Uhlig (1998) mostra como log-linearizar as equações não lineares sem a necessidade de diferenciação e como usar o método dos coeficientes indeterminados para caracterizar a solução como uma equação quadrática.

⁹Consultar Arulampalam et al. (2002) para uma discussão geral de problemas envolvendo filtros lineares e não lineares e Fernández-Villaverde (2010) para uma avaliação focada em modelos DSGE.

¹⁰Se o sistema, dado por 13 e 14 é linear, e os erros ($\varepsilon_{y,t}$ e $\varepsilon_{\xi,t}$) gaussianos, então a verossimilhança do modelo DSGE, $p(y^T | \theta, M_i)$, pode ser avaliada por meio do filtro de Kalman, que assume que as densidades preditas ($p(\xi_t | y^{t-1}, \theta)$, $p(\xi_t | y^t, \theta)$ e $p(y_t | y^{t-1}, \theta)$) são todas condicionalmente gaussianas. Assim, tudo que precisa monitorar são os primeiros e segundos momentos do problema uma vez que são estatísticas suficientes para a distribuição gaussiana.

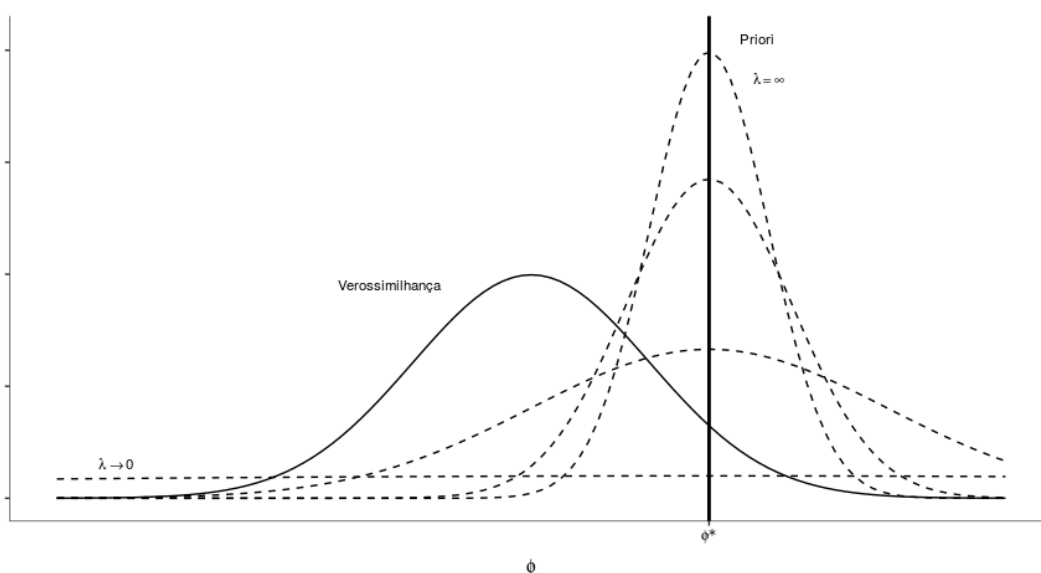
ao espaço dos parâmetros do VAR, uma função de restrição pode ser traçada de forma que os parâmetros do DSGE sejam mapeados em um subespaço de parâmetros do VAR. Desta forma, estimar um modelo DSGE é quase como estimar um VAR com restrições entre as equações conforme propõe Negro e Schorfheide (2006).

Ao invés de impor as restrições do modelo DSGE sobre o VAR, a abordagem de Negro e Schorfheide (2004) permite desvios em relação às restrições. A magnitude destes desvios é controlada por um hiperparâmetro λ . Rigorosamente, se $\lambda \rightarrow \infty$, então as restrições são estritamente aplicadas, por sua vez, se $\lambda = 0$, as restrições são completamente ignoradas na estimação dos parâmetros do VAR. Esta ideia é implementada formalmente fazendo uso da abordagem Bayesiana onde a priori consiste de uma distribuição de probabilidade contínua para os parâmetros do VAR que é centralizada nas restrições impostas pelo modelo DSGE.

O hiperparâmetro λ dimensiona a matriz de covariância da priori. Se λ é grande, a variância é pequena e mais da massa da priori sobre os coeficientes do VAR concentra próximo das restrições do modelo DSGE. Por outro lado, se λ é pequeno, a priori sobre os parâmetros do VAR é difusa. A priori é combinada com a função de verossimilhança para formar a distribuição a posteriori, que resume as informações sobre os parâmetros do VAR. Quanto maior o λ , mais a posteriori desloca em direção às restrições do modelo DSGE sendo estas fortemente aplicadas na estimação. O resultado deste processo é o modelo DSGE-VAR como especificado em Negro e Schorfheide (2004). Na aplicação, o modelo DSGE também depende de parâmetros desconhecidos. Acontece que esses parâmetros podem ser estimados conjuntamente com os parâmetros do VAR projetando as estimativas dos coeficientes do VAR de volta para as restrições do modelo DSGE.

Tanto o ajuste quanto a performance de previsão sofrem sempre que a priori do DSGE é muito apertada ou muito solta. O fato de que o ajuste melhora a partir do relaxamento das restrições (ou seja, λ diminui consideravelmente) indica que essas restrições estão em desacordo com os dados em algumas dimensões. No procedimento proposto por Negro e Schorfheide (2004) uma estimativa de λ é usada como uma maneira de avaliar modelos DSGE.

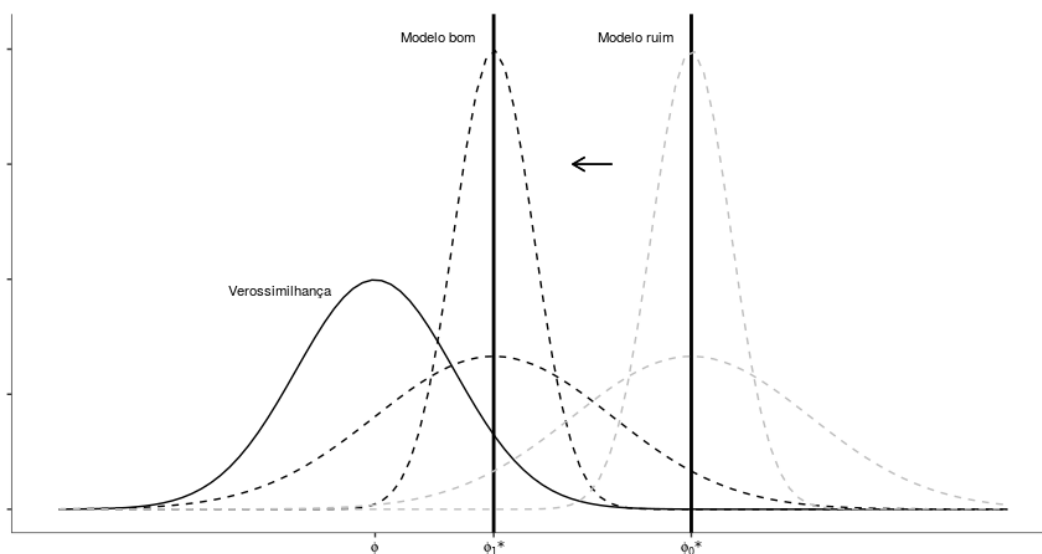
Figura 1 – Verossimilhança Marginal e prioris DSGE



Fonte: Adaptado de Negro e Schorfheide (2006).

Assim como Negro e Schorfheide (2006), apresenta-se os gráficos 1 e 2 que fornecem uma intuição sobre o procedimento de estimação e avaliação de modelos DSGE usando a abordagem DSGE-VAR. O gráfico 1 mostra a verossimilhança do VAR como uma função de seus parâmetros (Φ). Por razões de exposição,

Figura 2 – Verossimilhança Marginal sobre diferentes restrições



Fonte: Adaptado de Negro e Schorfheide (2006).

o espaço de parâmetros VAR multidimensional é recolhido na linha real. Assumindo que as restrições do modelo DSGE implicam que os parâmetros do VAR são iguais a Φ^* , as demais linhas representam a priori do DSGE para diferentes valores de λ . Todas elas são centralizadas nas restrições entre equações representadas no gráfico para diferentes valores de Φ^* . Para $\lambda \rightarrow \infty$ a priori coloca toda sua massa sobre Φ^* . Desta maneira, na medida que λ diminui, a massa da priori fica mais afastada das restrições. Para λ aproximando de zero, a priori se torna quase plana. Em uma abordagem Bayesiana um modelo consiste de uma função de verossimilhança e uma distribuição a priori. Fazer com que o parâmetro λ seja alterado de ∞ a zero é essencialmente criar um contínuo de modelos com a aproximação VAR do modelo DSGE em uma extremidade e um VAR não restrito na outra extremidade.

Negro e Schorfheide (2004) adotam uma medida de ajuste do modelo que tem duas dimensões: qualidade do ajuste na amostra de um lado e uma penalidade para a complexidade do modelo ou graus de liberdade do outro. Em uma abordagem Bayesiana, tal medida é fornecida pela densidade marginal dos dados que aumenta naturalmente a partir da computação de probabilidades a posteriori do modelo. A densidade marginal dos dados é simplesmente a integral da verossimilhança levando em consideração a distribuição a priori, ou seja, a média ponderada da verossimilhança onde os pesos são dados pela priori. Negro e Schorfheide (2004) questionam como esta medida de ajuste muda na medida que λ é alterado de ∞ a zero, referindo ao mapeamento de λ em relação à densidade marginal dos dados como a distribuição a posteriori de λ . Na verdade, se λ é dado como um hiperparâmetro e colocado uma priori plana sobre ele, este mapeamento caracteriza uma distribuição a posteriori de λ .

Suponha que se escreva um modelo DSGE, cujas restrições entre as equações são contrárias aos dados, o gráfico 1 mostra claramente que se Φ^* está longe na cauda da verossimilhança, qualquer priori que é muito apertada em torno de Φ^* terá menor verossimilhança marginal. Na medida que λ diminui, o peso sobre os parâmetros no cálculo da densidade dos dados que está associada com uma alta verossimilhança aumenta. Assim, valores pequenos de λ tem grandes pesos a posteriori. Note contudo que na medida que λ se aproxima de zero, a computação da densidade dos dados envolve mais valores de parâmetros para os quais a função de verossimilhança é essencialmente zero. Assim, espera-se que a densidade a posteriori de λ

caia eventualmente.

Agora imagine adicionar um número de restrições no modelo que gerem mais restrições e realísticas. Espera-se que a distribuição a posteriori de λ concentrará mais massa sobre valores maiores do hiperparâmetro λ . A razão é que ter melhores restrições significa que Φ^* se move mais próximo para o pico da verossimilhança como mostra o gráfico 2. Como consequência, prioris relativamente apertadas resultarão em uma maior verossimilhança marginal do que prioris soltas. Como a distribuição a posteriori de λ desloca para a direita, sua moda (o valor de λ que maximiza a verossimilhança marginal) aumentará.

3.3 O algoritmo de Del Negro-Schorfheide

A exposição, até agora, condiciona implicitamente sobre a escolha do hiperparâmetro λ que é escolhido para maximizar a densidade marginal dos dados:

$$\max_{\lambda} P_{\lambda}(Y) = \int P(Y|\Phi, \Sigma_u) P_{\lambda}(\Phi, \Sigma_u | \theta) P(\theta) d\theta \quad (15)$$

Assim como apontam Negro e Schorfheide (2004), concentra-se sobre o valor de λ que maximiza a função. Assim como pode ser visto na equação 15, a densidade marginal dos dados reflete tanto a verossimilhança e a priori, quanto a escolha de λ . Abaixo, o algoritmo de Negro e Schorfheide (2004) usado para obter os resultados do modelo DSGE-VAR é resumido:

1. O primeiro passo é especificar a priori para os parâmetros do modelo DSGE. Isto envolve determinar as distribuições a priori para os parâmetros do DSGE e os parâmetros importantes destas distribuições (tal como média, variância).
2. A partir disso, o modelo necessita ser representado em espaço de estados, ligando o modelo teórico à equação de observações. Restrições sobre o espaço paramétrico admissível para a estimação também precisa ser especificada. Consequentemente, estima-se os parâmetros do modelo DSGE com a maior probabilidade posterior.
3. Uma vez que a forma a posteriori está disponível para os parâmetros do DSGE, o algoritmo Metropolis-Hastings pode ser usado para explorar a distribuição a posteriori de θ . Uma vez que os parâmetros do VAR (condicional à θ e λ) são conjugados é determinado a distribuição a posterior dos parâmetros do VAR.
4. Os parâmetros do VAR que maximizam a distribuição a posterior são uma função ponderada dos momentos esperados a partir do modelo DSGE e os momentos do VAR irrestrito. Os parâmetros do VAR em modo posteriori são obtidos a partir destes momentos.
5. Busca-se sobre um grid de valores para λ , com a finalidade de encontrar o valor ótimo que maximiza a densidade marginal dos dados, $P_{\lambda}(Y)$. Este passo requer a integração da expressão $\int P(Y|\Phi, \Sigma_u) d(\Phi, \Sigma_u)$. A integral pode ser aproximada usando as observações simuladas para Φ e Σ_u .
6. Uma vez que o valor ótimo de λ é determinado, pode-se examinar as propriedades do modelo DSGE-VAR, incluindo as funções de resposta ao impulso, decomposição de variância e outras estatísticas básicas.

3.4 Dados e distribuição *a priori* dos parâmetros

O período amostral utilizado inicia no segundo trimestre de 1999 até o terceiro trimestre de 2015, totalizando 66 observações. Tal período foi considerado em função de compreender o início do regime de metas para a inflação em junho de 1999. Utiliza-se dados do Banco Central do Brasil (BACEN)¹¹ e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)¹².

As séries coletadas foram: *a*) SELIC como taxa de juros nominal, (\tilde{R}_t), acumulada no mês e em termos anuais; *b*) Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) como medida de inflação doméstica, ($\tilde{\pi}_t$), acumulada no mês e em termos anuais; *c*) Taxa de Câmbio, ($\Delta\tilde{q}_t$), em valores mensais¹³ e expressa em R\$/US\$; *d*) Produto Interno Bruto real, (\tilde{y}_t), representado pela variação entre trimestres; *e*) Termos de Troca ($\Delta\tilde{z}_t$, razão entre os índices de preços das exportações e os índice de preços das importações). As séries mensais foram transformadas para a frequência trimestral. Ainda, todas as séries foram ajustadas de forma a retirar o componente sazonal, aplicando o filtro proposto por Hodrick e Prescott (1997) para retirada da tendência e obtidas como desvio da sua média amostral.¹⁴

No processo de estimação bayesiana, a escolha das distribuições *a priori* dos parâmetros do modelo é elementar. A inferência bayesiana busca atualizar as suposições iniciais acerca do comportamento dos parâmetros, condicionada aos dados observados, por meio da aplicação do Teorema de Bayes. Como consenso na literatura, parâmetros cujos domínios encontram-se no intervalo $[0,1]$ utilizam a distribuição beta, enquanto a distribuição gama inversa é selecionada para aqueles que situam entre $[0,\infty]$. A tabela 1 apresenta as descrições dos parâmetros a serem estimados bem como as distribuições, médias e desvios-padrão estabelecidos.

A escolha das distribuições *a priori* seguiu o procedimento subjetivo, em que se tem informações prévias acerca do comportamento dos parâmetros (*prioris* informativas), seja por intuição ou com base em pesquisas anteriores. Tal abordagem é usual nos trabalhos que estimam modelos DSGE por meio de técnicas bayesianas (Smets e Wouters (2002); Lubik e Schorfheide (2005); Caetano e Moura (2014)). Ao invés de definir uma distribuição *a priori* para o fator de desconto, substituímos (e estimamos) pela taxa de juros de estado estacionário, r^{SS} . Note que $\beta = e^{-\frac{r^{SS}}{400}}$, assim como Lubik e Schorfheide (2007). Os desvios-padrão dos choques estruturais são denotados por σ_i , onde i representa cada choque.

Na regra de Taylor, adota-se para o parâmetro ψ_π , que descreve a reação da política monetária aos desvios da inflação de seu estado estacionário, um valor médio de sua distribuição maior do que 1. Isso garante que a taxa de juros aumente em resposta à uma inflação mais elevada (ou seja, o princípio de Taylor é satisfeito).¹⁵ Em relação aos demais parâmetros da regra de Taylor é atribuído valores superiores aos de Lubik e Schorfheide (2007), mas condizentes com estudos tanto brasileiros quanto internacionais (Negro e Schorfheide (2008), Furlani, Portugal e Laurini (2010), Hodge et al. (2008)). Além disso, tais parâmetros sinalizam nossa crença de que o BACEN responde à oscilações no câmbio e produto.

As distribuições *a priori*, bem como suas estatísticas, que são definidas para os desvios padrões dos choques estruturais, são as mesmas utilizadas por Palma (2012). O mesmo prevalece para os parâmetros das persistências dos choques exógenos. No que tange aos parâmetros estruturais do modelo DSGE (participação

¹¹Disponível no Sistema Gerenciador de Séries Temporais.

¹²Disponível no [ipeadata](http://www.ipeadata.gov.br/), <http://www.ipeadata.gov.br/>.

¹³Média do valor de venda no período.

¹⁴As medidas de variação percentual dos termos de troca e taxa de câmbio foram obtidas por meio da primeira diferença do seu logaritmo.

¹⁵Isso vai ao encontro ao valor atribuído por Furlani, Portugal e Laurini (2010) para este parâmetro

da importação no consumo, α e elasticidade de substituição intertemporal, τ), eles têm as mesmas médias e desvios-padrão usados por Negro e Schorfheide (2008).

Tabela 1 – Distribuições *a priori* dos parâmetros do modelo

Distribuições a priori				
Parâmetro	Distribuição	P(1)	P(2)	Descrição
Famílias e Firms				
τ	Beta	0.50	0.20	Elasticidade de substituição intertemporal
α	Beta	0.50	0.08	Proporção de importações no consumo doméstico
r^{SS}	Gama	2.50	1.00	Taxa de juros de estado estacionário
Curva de Phillips				
κ	Beta	0.50	0.25	Determina, junto com α e τ , a inclinação
Regra de Taylor				
ρ_R	Beta	0.50	0.08	Parâmetro de suavização da taxa de juros doméstica
ψ_π	Gama	2.00	0.60	Coefficiente da inflação na regra de Taylor doméstica
ψ_y	Gama	0.50	0.13	Coefficiente do produto na regra de Taylor doméstica
$\psi_{\Delta\epsilon}$	Gama	0.50	0.13	Coefficiente do câmbio na regra de Taylor doméstica
Persistência dos choques exógenos				
ρ_q	Beta	0.80	0.10	Persistência do choque nos termos de troca
ρ_z	Beta	0.80	0.10	Persistência do choque na tecnologia
ρ_{y^*}	Beta	0.50	0.10	Persistência do choque no produto externo
ρ_{π^*}	Beta	0.50	0.10	Persistência do choque na inflação externa
Desvio Padrão dos choques exógenos				
σ_R	Gama Inversa	0.15	2.00	Desvio-padrão do choque na taxa de juros
σ_q	Gama Inversa	0.15	2.00	Desvio-padrão do choque nos termos de troca
σ_z	Gama Inversa	0.15	2.00	Desvio-padrão do choque na tecnologia
σ_{y^*}	Gama Inversa	0.15	2.00	Desvio-padrão do choque no produto externo
σ_{π^*}	Gama Inversa	0.10	2.00	Desvio-padrão do choque na inflação externa

* $P(1)$ e $P(2)$ representam a média e desvio padrão

Fonte: Elaboração Própria.

4 RESULTADOS

4.1 Estimativas da regra de política monetária

Na elaboração do modelo DSGE e DSGE-VAR, tanto as estimativas a posteriori dos parâmetros quanto a comparação dos resultados dos modelos são, em amostra finita sensíveis às condições iniciais. Uma vez que a amostra considerada neste estudo é pequena, busca-se verificar a robustez dos resultados à escolha das distribuições *a priori* dos parâmetros de interesse.

Para tanto, como apresentado na tabela 2, são geradas duas estimativas que se diferem em termos da distribuição marginal para o parâmetro da regra de Taylor, responsável pela resposta da autoridade monetária aos desvios na taxa de câmbio, $\psi_{\Delta\epsilon}$. Na estimação 1 a distribuição marginal de $\psi_{\Delta\epsilon}$ é centralizada em 0.25 com um desvio-padrão de 0.13 o que permite uma resposta pequena ou muito grande da autoridade monetária. Por sua vez, na estimação 2 a distribuição do mesmo parâmetro é centralizada em 0.01 e seu desvio padrão é de 0.50 o que permite grandezas tanto negativas quanto positivas. Por fim, cabe salientar que a distribuição dos parâmetros remanescentes são as mesmas apresentadas anteriormente e esta permanece inalterada nas duas estimativas.

Como a literatura dos modelos DSGE-VAR salienta, existem vantagens e desvantagens associados com a estimação de informação completa quando busca-se os parâmetros de uma equação particular do sistema, no presente contexto, a regra da política monetária. Por outro lado, se as restrições impostas entre as equações do modelo estão corretas, a estimação por informação completa é mais eficiente do que a estimação de uma única equação. Desta maneira, o modelo DSGE-VAR é uma alternativa entre informação

Tabela 2 – Regras das Políticas Monetárias estimadas

Estimação 1			
Parâmetro	Priori	DSGE	DSGE-VAR
ψ_π	1.50 (0.50)	2.00 (0.60)	1.41 (0.38)
ψ_y	0.25 (0.13)	0.48 (0.12)	0.45 (0.11)
$\psi_{\Delta\epsilon}$	0.25 (0.13)	0.49 (0.12)	0.47 (0.11)
ρ_R	0.50 (0.20)	0.50 (0.08)	0.60 (0.06)
Log Veross. Marginal		-800.53	-590.61
Estimação 2			
Parâmetro	Priori	DSGE	DSGE-VAR
ψ_π	1.50 (0.50)	2.00 (0.59)	1.38 (0.33)
ψ_y	0.25 (0.13)	0.48 (0.12)	0.43 (0.10)
$\psi_{\Delta\epsilon}$	0.01 (0.50)	1.18 (11.22)	0.45 (0.20)
ρ_R	0.50 (0.20)	0.49 (0.08)	0.61 (0.07)
Log Veross. Marginal		-805.97	-594.75

Fonte: Elaboração Própria.

completa e equação única, pois este permite afrouxar tais restrições na medida em que há a possibilidade de escolher entre completamente ignorá-las ($\lambda = 0$) ou impô-las ($\lambda = \infty$). Por estes motivos, além de apresentar os resultados para duas hipóteses de distribuição a priori distintas, a tabela 2 mostra as estimativas de ψ_π , ψ_y , $\psi_{\Delta\epsilon}$ e ρ_R usando um DSGE-VAR com 3 defasagens e $\lambda = 0.5$.¹⁶

Ainda, sabemos que existem prós e contras associados com a estimação de informação completa quando estamos interessados nos parâmetros de uma equação particular do sistema, no nosso caso a regra de política monetária. Por outro lado, se as restrições impostas entre as equações do modelo estão corretas, a estimação de informação completa é mais eficiente do que a estimação de uma única equação. Neste contexto, o modelo DSGE-VAR é uma alternativa entre informação completa e equação única, pois ele permite afrouxar tais restrições na medida em que há a possibilidade de escolher entre completamente ignorá-las ($\lambda = 0$) ou impô-las ($\lambda = \infty$). Por estes motivos, além de apresentar os resultados para duas hipóteses de distribuição a priori distintas, a tabela 2 mostra as estimativas de ψ_π , ψ_y , $\psi_{\Delta\epsilon}$ e ρ_R usando um DSGE-VAR com 3 defasagens e $\lambda = 0.5$.¹⁷

No que diz respeito a resposta da autoridade monetária aos desvios da taxa de câmbio, observa-se que as estimativas para $\psi_{\Delta\epsilon}$ são consistentes, tabela 2, aos resultados obtidos nas duas estimativas para o modelo DSGE-VAR. No que tange aos resultados obtidos por meio da abordagem DSGE, a mudança a priori parece impactar significativamente na estimativa do parâmetro. Isso se mostra a partir do valor médio obtido na Estimação 1 de 0.49 em contrapartida de um valor médio muito superior (1.18) da Estimação 2 com um desvio-padrão demasiadamente alto (11.22).

Em relação à resposta da autoridade monetária aos desvios da taxa de câmbio, os dados são bem informativos. É possível observar que as estimativas para $\psi_{\Delta\epsilon}$ são consistentes quando tratamos de analisar na tabela 2 os resultados obtidos nas duas estimativas para o modelo DSGE-VAR. No que tange aos resultados obtidos por meio da abordagem DSGE, a mudança da priori parece impactar significativamente na estimativa do parâmetro. Isso se mostra a partir do valor médio obtido na Estimação 1 de 0.49 em contrapartida de um valor médio muito superior (1.18) da Estimação 2 com um desvio-padrão demasiadamente alto (11.22). Em função dos resultados, os dados indicam que as respostas aos desvios da taxa de câmbio são diferentes de

¹⁶Posteriormente, detalhar-se-á a escolha de λ e das defasagens. No presente momento, observe que para cada especificação da distribuição a priori a verossimilhança marginal do DSGE-VAR é maior do que a do correspondente modelo DSGE, validando alguns dos conceitos sobre restrições cruzadas no modelo subjacente

¹⁷Posteriormente, detalharemos a escolha de λ e das defasagens. Por agora, note que para cada especificação da distribuição a priori a verossimilhança marginal do DSGE-VAR é maior do que a do correspondente modelo DSGE, validando alguns dos conceitos sobre restrições cruzadas no modelo subjacente

zero e menores do que os desvios em relação à inflação. Além disso, os resultados mostram que a autoridade monetária brasileira responde aos desvios da inflação. Isto é refletido pelos consistentes valores obtidos pelo modelo DSGE-VAR que oscilam de 1.38 à 1.41 para o parâmetro ψ_π com um desvio-padrão em torno de 0.35. Além disso, observamos que o BACEN responde aos desvios do produto em função das estimativas para o parâmetro ψ_y , mas com relativa atualização à priori.

4.2 O ajuste do modelo DSGE para a pequena economia aberta

Esta subseção discute o ajuste do modelo DSGE para a pequena economia aberta e as estimativas para os parâmetros que não são da regra de política monetária. Mais especificamente, analisa-se como o ajuste do modelo DSGE-VAR se altera na medida que relaxamos as restrições entre as equações do modelo DSGE. A partir de uma perspectiva de gestão da política econômica, esta análise é informativa quanto ao fato de que as previsões devem ser conduzidas a partir de uma especificação empírica firmemente parametrizada semelhante ao modelo DSGE ou com um VAR que usa pouca informação *a priori*.

A tabela 3 apresenta o logaritmo da verossimilhança marginal do modelo DSGE assim como do DSGE-VAR, onde as iterações ocorrem sobre um grid que contém os valores para $\lambda = 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.8, 1, 1.2, 1.4$. Como apresentado anteriormente, altos valores para λ correspondem a impor firmemente as restrições do modelo DSGE enquanto valores baixos implicam uma priori relativamente plana sobre os parâmetros do modelo VAR. Além disso, a tabela 3 também mostra o *posterior odds* em relação ao modelo de melhor ajuste, que é computada sobre a hipótese de que todas as especificações têm probabilidades iguais.

Em estudos anteriores que utilizam a metodologia DSGE-VAR, Negro e Schorfheide (2004) e Negro et al. (2007) usaram uma especificação VAR com quatro defasagens o que é bastante normal em aplicações com 20 a 40 anos de dados trimestrais. Uma vez que temos 17 anos de dados trimestrais, uma especificação usando um VAR(4) implicaria em 68 observações para determinar 20 parâmetros por equação. Consequentemente, um DSGE-VAR com quatro defasagens demandaria um alto valor de λ , sendo este alto valor não porque o modelo DSGE é um bom descritor dos dados, mas porque apenas uma priori muito mais apertada é capaz de reduzir a variância das estimativas. Diante desta situação, a análise usará duas e três defasagens conforme mostrado na tabela 3.

Tabela 3 – Ajuste para o modelo DSGE

Especificação	Lambda	Log Ver. Marginal	Posterior odds	Log Ver. Marginal	Posterior odds
DSGE		-800.53		-800.53	
DSGE-VAR			2 Defasagens		3 Defasagens
	0.3	-600.30 (*)	(1.000)	-605.00	(0.300)
	0.4	-601.60	(0.756)	-592.30	(0.756)
	0.5	-604.60	(0.610)	-590.7 (*)	(1.000)
	0.6	-608.80	(0.535)	-592.10	(0.835)
	0.8	-616.90	(0.408)	-597.20	(0.310)
	1.0	-624.60	(0.260)	-603.20	(0.280)
	1.2	-631.30	(0.200)	-608.5	(0.200)
	1.4	-637.50	(0.125)	-613.70	(0.100)
	1.6	-642.40	(0.118)	-618.70	(0.105)
	1.8	-647.30	(0.085)	-622.60	(0.090)
	2.0	-651.00	(0.080)	-627.30	(0.070)
	2.5	-658.80	(0.040)	-634.50	(0.050)

Fonte: Elaboração Própria.

A partir da tabela 3, observa-se que para qualquer valor de λ , exceto uma única vez, o logaritmo da verossimilhança marginal para duas defasagens é maior em módulo do que os valores desta estatística para três defasagens. Este resultado indica que ao aumentar o número de defasagens e assim, o número de

parâmetros livres, o ajuste do modelo empírico melhora. Portanto, se aumentar o número de defasagens para 4, o logaritmo da verossimilhança marginal diminui consideravelmente.

Outra evidência observada da tabela 3 é que o melhor ajuste é encontrado para um valor de λ que é maior para a especificação VAR(3) do que VAR(2). Usando a notação já apresentada na seção de metodologia, $\hat{\lambda}$ recebe os valores 0.5 e 0.3, respectivamente. Ademais, também se observa que o ajuste do modelo DSGE é consideravelmente pior do que o ajuste do modelo DSGE-VAR($\hat{\lambda}$), independentemente do número de defasagens. Isto também se torna evidente na medida em que avalia-se as *posterior odds* do modelo DSGE em relação ao DSGE-VAR($\hat{\lambda}$) que indicam que de um ponto de vista estatístico existem evidências de que as restrições cruzadas são violadas nos dados.

No que tange aos resultados obtidos para os parâmetros do modelo DSGE que não são relacionados à política monetária, eles são apresentados na tabela 4. A primeira coluna desta tabela mostra a média e o desvio-padrão da distribuição *a priori*. Como se observa, eles são os mesmos da tabela 1 e são repetidos aqui para facilitar a interpretação dos resultados. A segunda coluna apresenta a média e desvio-padrão obtidos a partir da estimação do modelo DSGE e em função da má especificação já discutida anteriormente, é importante avaliar se as restrições entre as equações afetam a inferência sobre os parâmetros do modelo DSGE. Por fim, a terceira coluna mostra as estimações obtidas usando o modelo DSGE-VAR($\hat{\lambda}$).

Os dados fornecem pouca informação sobre r^{SS} , que entra nas equações log linearizadas por meio do fator de desconto β . A participação da importação estimada é aproximadamente 50%. Este resultado não é muito diferente da priori estabelecida e dos resultados de Furlani, Portugal e Laurini (2010). Por sua vez, a média a posteriori de τ diminuiu comparada com sua priori bem como seu desvio-padrão. A mesma análise pode ser feita para o parâmetro κ .

Tabela 4 – Parâmetros do modelo DSGE (média e desvio-padrão em parênteses)

Parâmetro	Priori	DSGE	DSGE-VAR 3 lags, $\hat{\lambda} = 0.5$
α	0.50 (0.08)	0.49 (0.08)	0.41 (0.07)
r^{SS}	2.50 (1.00)	2.50 (1.00)	2.52 (1.00)
κ	0.50 (0.25)	0.50 (0.51)	0.18 (0.09)
τ	0.50 (0.20)	0.50 (0.19)	0.20 (0.12)
ρ_z	0.80 (0.10)	0.79 (0.10)	0.35 (0.05)
ρ_q	0.80 (0.10)	0.80 (0.09)	0.54 (0.10)
ρ_{y^*}	0.50 (0.10)	0.50 (0.09)	0.60 (0.08)
ρ_{π^*}	0.50 (0.10)	0.50 (0.09)	0.38 (0.07)
σ_z	0.15 (2.00)	0.15 (0.30)	1.50 (0.32)
σ_q	0.15 (2.00)	0.16 (0.29)	0.51 (0.10)
σ_{y^*}	0.15 (2.00)	0.15 (0.23)	0.50 (0.54)
σ_{π^*}	0.10 (2.00)	0.09 (0.15)	1.47 (0.26)
σ_R	0.15 (2.00)	0.16 (0.42)	0.68 (0.11)

Fonte: Elaboração Própria.

Os desvios-padrão estimados para os choques da política monetária são de aproximadamente 10 a 55 pontos base. Uma vez que o modelo DSGE sozinho exibe pouca propagação endógena, a dinâmica dos dados é em sua maior parte capturada pelos parâmetros de autocorrelação estimados dos processos de choque exógeno. Os termos de troca são puramente exógenos no modelo DSGE e assim, a média a posteriori de ρ_q e σ_q medem a autocorrelação e desvio-padrão na nossa série de termos de troca.

As estimativas para o processo de inflação externa π_t^* , ρ_{π^*} e σ_{π^*} , capturam a persistência de sua volatilidade. As outras fontes de flutuações cíclicas são o choque na demanda externa, y_t^* , e o choque no crescimento tecnológico, z_t . As autocorrelações estimadas para esses choques são 0.54 e 0.35, respectivamente.

Em geral as estimativas obtidas dos parâmetros a partir da representação em espaço de estados do modelo DSGE e DSGE-VAR não são similares, dado que apenas para os parâmetros α e r^{SS} os resultados para a média a posteriori são semelhantes. A explicação para este resultado se deve ao fato que o modelo DSGE-VAR pode capturar a má especificação do modelo desviando-se das restrições entre as equações, onde o modelo DSGE diretamente estimado tem que absorver esta má especificação nos processos de choque exógeno.

5 CONCLUSÃO

O presente estudo estimou o modelo DSGE proposto por Lubik e Schorfheide (2007) para o Brasil utilizando dados do Produto Interno Bruto, IPCA, Selic, Taxa de Câmbio e Termos de Troca para o período de metas de inflação. Ademais, também foi estimado um VAR bayesiano com a priori gerada a partir do mesmo modelo DSGE, seguindo a metodologia DSGE-VAR proposta em Negro e Schorfheide (2004), Negro et al. (2007) e Negro e Schorfheide (2007). O objetivo do modelo DSGE-VAR foi verificar se as respostas fornecidas pelo modelo DSGE são robustas à presença de má especificação, onde esta é definida como desvios em relação às restrições impostas pelo modelo.

Os resultados empíricos são resumidos como segue. A estimativa para a função de reação da política monetária indica que o Banco Central do Brasil responde aos movimentos na taxa de câmbio. Também observa-se que a análise DSGE-VAR se mostrou útil dado que consegue prevenir as estimativas VAR das restrições geradas pelo modelo DSGE (em parte por causa da pequena amostra utilizada na estimação). Por fim, ambas as estimativas do modelo DSGE e DSGE-VAR indicam que a variabilidade observada na inflação é conduzida por choques externos. Além disso, a partir das evidências estatísticas de má especificação do modelo DSGE, o DSGE-VAR implica em uma dinâmica da resposta aos choques estruturais muito distinta das funções resposta ao impulso do modelo DSGE.

Uma importante ressalva para o exercício de análise da política econômica é que o modelo DSGE usado aqui tem muitas hipóteses restritivas e, portanto, não pode capturar algum importante trade-off. Apesar disso, acredita-se que algumas lições podem ser aprendidas a partir deste exercício e que podem ser transferidas para modelos mais sofisticados, sendo estas: primeiro, o resultado do experimento é muito sensível às estimativas para os parâmetros que descrevem a forma como os choques exógenos se movimentam. Segundo, a presença de má especificação, ou seja, o fato de que o modelo DSGE é rejeitado em relação a um modelo parametrizado de forma mais relaxada, pode implicar que as respostas obtidas a partir do modelo DSGE não sejam robustas como mostrou o presente estudo. A metodologia DSGE-VAR fornece maneiras de validar a robustez da assessoria política proporcionada pelos modelos DSGE sobre diferentes hipóteses de má especificação e espera-se que isto possa ser útil para trabalhos futuros.

Referências

- AGHION, P.; HOWITT, P. *A model of growth through creative destruction*. Cambridge, 1990.
- AN, S.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian analysis of dsge models. *Econometric reviews*, Taylor & Francis, New York, v. 26, n. 2-4, p. 113–172, 2007.
- ARULAMPALAM, M. S. et al. A tutorial on particle filters for online nonlinear/non-gaussian bayesian tracking. *Signal Processing, IEEE Transactions on*, IEEE, v. 50, n. 2, p. 174–188, 2002.

- BAUMOL, W. J. The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach. *The Quarterly Journal of Economics*, JSTOR, Cambridge, p. 545–556, 1952.
- CAETANO, S. M.; MOURA, G. V. Um modelo macroeconômico híbrido para o brasil: um mix de modelos dsge e var. Foz, 2014.
- CASTRO, M. R. D. et al. Samba: Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, Rio de Janeiro, v. 99, n. 99, 2011.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, JSTOR, v. 113, n. 1, p. 1–45, 2005.
- CHRISTOFFEL, K.; COENEN, G.; WARNE, A. The new area-wide model of the euro area. *ECB working*, 2008.
- FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J. The econometrics of dsge models. *SERIEs*, Springer, v. 1, n. 1-2, p. 3–49, 2010.
- FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J.; RAMÍREZ, J. F. R.; SCHORFHEIDE, F. *Solution and Estimation Methods for DSGE Models*. Cambridge, 2016.
- FERREIRA, D. Regra de taylor e política monetária no brasil: considerações empíricas a partir de um modelo dsge para uma pequena economia aberta. *Revista Teoria e Evidência Econômica*, Passo Fundo, v. 21, n. 44, 2015.
- FLORIAN, D.; MONTORO, C. Development of mega-d: A dsge model for policy analysis. *Central Reserve Bank of Peru*, 2009.
- FURLANI, L. G. C.; PORTUGAL, M. S.; LAURINI, M. P. Exchange rate movements and monetary policy in brazil: Econometric and simulation evidence. *Economic Modelling*, Elsevier, Surrey, v. 27, n. 1, p. 284–295, 2010.
- GALI, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, Oxford University Press, v. 72, n. 3, p. 707–734, 2005.
- GERTLER, M.; GILCHRIST, S.; NATALUCCI, F. M. External constraints on monetary policy and the financial accelerator. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, Columbus, v. 39, n. 2-3, p. 295–330, 2007.
- GONZÁLEZ, A. et al. Policy analysis tool applied to colombian needs: Patacon model description. *Ensayos sobre Política Económica*, Banco de la República, Colombia, v. 29, n. 66, p. 222–245, 2011.
- GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. *Innovation and growth in the global economy*. [S.l.]: MIT press, 1993.
- HARRISON, R. et al. *The Bank of England quarterly model*. [S.l.]: Bank of England London, 2005.
- HODGE, A. et al. *A small BVAR-DSGE model for forecasting the Australian economy*. Ankara: Economic Research Department, Reserve Bank of Australia, 2008.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar us business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, JSTOR, p. 1–16, 1997.
- IRELAND, P. N. A method for taking models to the data. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 28, n. 6, p. 1205–1226, 2004.
- IRELAND, P. N. Technology shocks in the new keynesian model. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 86, n. 4, p. 923–936, 2004.
- KAM, T.; LEES, K.; LIU, P. Uncovering the hit list for small inflation targeters: A bayesian structural analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, Columbus, v. 41, n. 4, p. 583–618, 2009.

- KEYNES, J. M. A tract on monetary reform. Macmillan and co, 1924.
- LEES, K. et al. Introducing kitt: The reserve bank of new zealand new dsge model for forecasting and policy design. *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, Reserve Bank of New Zealand, v. 72, n. 2, p. 5–20, 2009.
- LINARDI, F. de M. et al. *Assessing the Fit of a Small Open-Economy DSGE Model for the Brazilian Economy*. Brasilia, 2016.
- LUBIK, T. A.; SCHORFHEIDE, F. *A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics*. [S.l.]: Cambridge: MIT Press, 2005.
- LUBIK, T. A.; SCHORFHEIDE, F. Do central banks respond to exchange rate movements? a structural investigation. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, Amsterdam, v. 54, n. 4, p. 1069–1087, 2007.
- LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: A critique. In: NORTH-HOLLAND. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. [S.l.], 1976. v. 1, p. 19–46.
- LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, Elsevier, Amsterdam, v. 22, n. 1, p. 3–42, 1988.
- MEDINA, J. P.; SOTO, C. et al. The chilean business cycles through the lens of a stochastic general equilibrium model. *Central Bank of Chile Working Papers*, Santiago, v. 457, 2007.
- MURCHISON, S.; RENNISON, A. et al. *ToTEM: The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model*. [S.l.], 2006.
- NEGRO, M. D.; SCHORFHEIDE, F. Priors from general equilibrium models for vars. *International Economic Review*, Wiley Online Library, v. 45, n. 2, p. 643–673, 2004.
- NEGRO, M. D.; SCHORFHEIDE, F. How good is what you've got? dgse-var as a toolkit for evaluating dsge models. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, Federal Reserve Bank of Atlanta, v. 91, n. 2, p. 21, 2006.
- NEGRO, M. D.; SCHORFHEIDE, F. *Monetary policy analysis with potentially misspecified models*. Cambridge, 2007.
- NEGRO, M. D.; SCHORFHEIDE, F. Inflation dynamics in a small open economy model under inflation targeting. New York, 2008.
- NEGRO, M. D. et al. On the fit of new keynesian models. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, Washington, v. 25, n. 2, p. 123–143, 2007.
- NUNES, A. F. N. d. Três ensaios sobre intermediação financeira em modelos dsge aplicados ao brasil. Porto Alegre, 2015.
- PALMA, A. A. Ensaio sobre política monetária no brasil: preferências do banco central e taxa natural de juros. Porto Alegre, 2012.
- RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. *The economic journal*, JSTOR, v. 38, n. 152, p. 543–559, 1928.
- REBELO, S. T. *Long run policy analysis and long run growth*. Cambridge, 1990.
- ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. [S.l.]: mcgraw-hill companies, 1996.
- ROMER, P. *Endogenous technological change*. Cambridge, 1989.
- ROMER, P. M. Increasing returns and long run growth journal of political economv. *Vol94, pp1002-1037*, 1986.

- ROMER, P. M. Crazy explanations for the productivity slowdown. In: *NBER Macroeconomics Annual 1987, Volume 2*. [S.l.]: The MIT Press, 1987. p. 163–210.
- SAMUELSON, P. A. An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *The journal of political economy*, JSTOR, p. 467–482, 1958.
- SCHORFHEIDE, F. *Estimation and evaluation of DSGE models: progress and challenges*. Cambridge, 2011.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, Amsterdam, v. 49, n. 5, p. 947–981, 2002.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European economic association*, Wiley Online Library, v. 1, n. 5, p. 1123–1175, 2003.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, JSTOR, Cambridge, p. 65–94, 1956.
- SOUZA, E. T. d. C. et al. Os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária sobre variáveis macroeconômicas da economia brasileira. Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), Juiz de Fora, 2016.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector autoregressions. *The Journal of Economic Perspectives*, JSTOR, Nashville, v. 15, n. 4, p. 101–115, 2001.
- TOBIN, J. The interest-elasticity of transactions demand for cash. *The Review of Economics and Statistics*, JSTOR, p. 241–247, 1956.
- UHLIG, H. A toolkit for analysing nonlinear dynamic stochastic models easily. *QM&RBC Codes*, Quantitative Macroeconomics & Real Business Cycles, 1998.