

Felipe Anderson de Souza Netto

**CICLOS ECONÔMICOS EM PAÍSES EMERGENTES:
UM MODELO DSGE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado em Economia da Universidade de Brasília para obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Orientador: Joaquim Pinto de Andrade

Março de 2016

Felipe Anderson de Souza Netto

**CICLOS ECONÔMICOS EM PAÍSES EMERGENTES:
UM MODELO DSGE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado em Economia da Universidade de Brasília para obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Banca Examinadora:

Professor Joaquim Pinto de Andrade (Orientador)

Professor Roberto de Góes Ellery Junior

Professor José Ângelo Costa do Amor Divino

Março de 2016

Agradecimentos

Dedico este trabalho a todos os meus amigos, professores e familiares, que foram fundamentais durante toda a minha trajetória até aqui.

Agradeço aos Professores Joaquim Pinto de Andrade, Gil Riella, José Guilherme de Lara Resende e Roberto Ellery pelo apoio ao longo do mestrado e por todos os ensinamentos dentro e fora da sala de aula. Minha inspiração em seguir na vida acadêmica é fruto da excelência dos mesmos como docentes.

Resumo

O presente estudo aplica o modelo desenvolvido por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010) para a economia brasileira. É realizada a comparação entre os momentos estatísticos gerados pelo modelo e aqueles obtidos nos dados. O modelo aplicado à economia brasileira se mostrou capaz de refletir adequadamente a volatilidade das taxas de crescimento do produto, do consumo e do investimento, além da volatilidade e do comportamento estacionário do processo autorregressivo da razão balanço comercial/produto. Por outro lado, o modelo não foi capaz de replicar adequadamente a correlação entre a taxa de crescimento do consumo com as demais variáveis.

Palavras-Chave: ciclos reais de negócios. países emergentes. prêmio de risco. estimação *bayesiana*.

Classificação JEL: C11, E32, F44

Abstract

The present work applies the model developed by Garcia-Cicco, Pancrazi and Uribe (2010) to the Brazilian economy. Statistical moments generated by the model are compared with those of the data. The model successfully reflects the output, consumption and investment growth rates' volatilities, in addition to the volatility and the stationary behavior of the autoregressive process of the trade balance to output ratio. On the other hand, the model was not able to successfully replicate the correlation of consumption growth rate with the other variables.

keywords: real business cycles. emerging countries. risk premium. *bayesian* estimation.

JEL Classification: C11, E32, F44

Sumário

1	INTRODUÇÃO	1
2	REVISÃO DE LITERATURA	3
3	DADOS EMPÍRICOS	5
4	O MODELO	7
5	CALIBRAÇÃO DOS PARÂMETROS	10
5.1	Parâmetros Calibrados Para Reproduzir Regularidades Empíricas . .	10
5.2	Parâmetros Estimados Utilizando Métodos Bayesianos	11
6	RESULTADOS DO MODELO	14
7	CONCLUSÃO	17
8	REFERÊNCIAS	18
9	APÊNDICE	20
9.1	Código da Estimação	20

Lista de ilustrações

Figura 1 – EMBI + Brasil	1
Figura 2 – Função de Autocorrelação	15

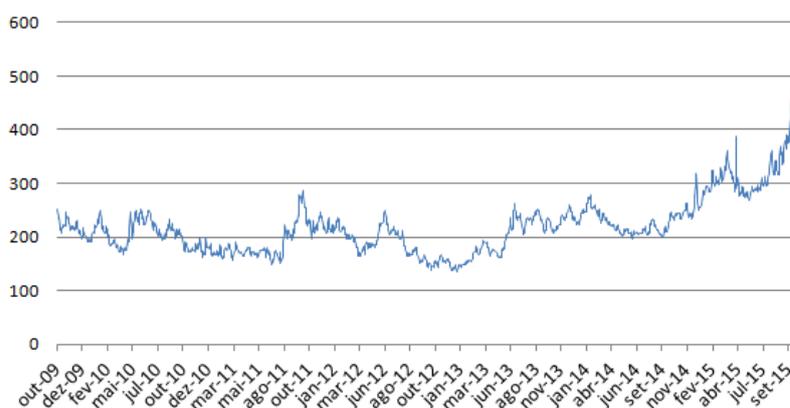
Lista de tabelas

Tabela 1 – Dados - Informações e Fontes	5
Tabela 2 – Parâmetros Estimados com Métodos Bayesianos	12
Tabela 3 – Segundos Momentos dos Dados e Segundos Momentos Gerados pelo Modelo	14
Tabela 4 – Decomposição de Variância do Modelo	16

1 Introdução

Recentemente, a economia brasileira passou por uma desaceleração que contrasta com o ambiente econômico no país logo após a crise financeira global. Enquanto o Brasil obteve um crescimento de mais de 7% em 2010, o país cresceu apenas 0.2% em 2014 e estimativas recentes indicam uma redução de 3% em 2015.¹ Ao mesmo tempo em que se observou essa piora nas condições econômicas, o prêmio de risco brasileiro cresceu significativamente em 2015. A Figura 1 mostra a evolução do prêmio de risco do país.²

Figura 1 – EMBI + Brasil



Essa conjuntura particular dá origem à seguinte questão: Quão importante é a dinâmica do prêmio de risco do Brasil para os ciclos econômicos do país? Uma forma de responder essa pergunta é construindo um modelo macroeconômico que inclua choques no prêmio de risco, bem como outros choques, e analisar o efeito de tais choques na dinâmica de algumas variáveis de interesse. Tal análise permite identificar se choques no prêmio de risco são de fato relevantes para a economia brasileira e quais variáveis macroeconômicas são mais afetadas.

A iniciativa de se construir um modelo que possibilite o estudo explicado acima também leva a outras duas questões: Como o prêmio de risco pode ser modelado em um modelo macroeconômico, e de que forma os resultados de tal modelo se relacionam com a literatura de ciclos econômicos em países emergentes?

¹ Estatísticas e previsões obtidas na base de dados do FMI - World Economic Outlook Database - Outubro 2015, disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/02/weodata/index.aspx>

² O índice Emerging Markets Bond Index (EMBI) é utilizado para mensurar o prêmio de risco relativo de uma nação em desenvolvimento. Ele é calculado pela diferença entre o preço médio dos títulos soberanos do país emergente em questão e o preço médio dos títulos do tesouro dos Estados Unidos. Os dados foram obtidos na base de dados IPEADATA, disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>

Portanto, o objetivo do presente estudo é utilizar a estrutura desenvolvida por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010) para estudar a economia brasileira. Nessa perspectiva, pretende-se verificar a capacidade do modelo de gerar momentos estatísticos coerentes com os dados econômicos brasileiros e analisar decomposição de variância das variáveis de interesse.

Ressalta-se também que o Brasil possui um longo histórico de elevadas taxas de juros, cujas causas podem estar associadas a fatores não relacionados necessariamente aos objetivos de política monetária. Ainda que tais taxas de juros possam ser justificadas sob a perspectiva das altas taxas de inflação, que também são características da economia brasileira, as taxas de juros do país são mais elevadas do que aquelas de países com graus inflacionários similares aos brasileiros. Tal observação sugere que outros fatores, como a incerteza econômica e a necessidade de financiamento do governo, também contribuem para a alta taxa de juros. Estas últimas são indicadas, entre outros fatores, como uma das causas da baixa taxa de investimento do país, possuindo também efeitos sobre o consumo das famílias. Desta forma, é importante estudar como a incerteza associada à economia brasileira e como as necessidades orçamentárias da administração pública do país podem impactar sua taxas de juros.

Essa análise pode ser efetuada compreendendo-se o papel efetuado pelo prêmio de risco na determinação da taxa de juros. Isto porque a existência de tal prêmio está associada com a possibilidade de calote na dívida por parte do país emissor. Em outras palavras, tanto as necessidades orçamentárias do governo como a incerteza econômica de um país são refletidos na dinâmica do seu prêmio de risco.

Além disso, um modelo macroeconômico que possibilite mais choques, além dos choques no prêmio de risco, permite que se identifique - por meio da decomposição da variância das variáveis de interesse - quão importantes são os choques no prêmio de risco para explicar a volatilidade de tais variáveis.

Portanto, o exercício proposto é importante não somente por apresentar uma ferramenta adicional para a previsão dos movimentos dos agregados macroeconômicos brasileiros quando o país se depara com um choque no prêmio de risco, dado que o ajuste do modelo se mostre satisfatório, mas também por prover insights sobre quão importantes são os choques no prêmio de risco em comparação com outros choques aos quais a economia brasileira está sujeita.

2 Revisão de Literatura

O presente trabalho está relacionado principalmente a duas vertentes da literatura de Ciclos Reais de Negócios (*Real Business Cycles*, ou modelos RBC), cujas origens datam das contribuições de Kydland e Prescott (1982), e Long e Plosser (1983).

O trabalho de Mendoza(1991), entre outras contribuições, deu origem à literatura de modelos RBC para Pequenas Economias Abertas (*Small Open Economy RBC*, ou modelos SOE-RBC), que correspondem a uma das vertentes supracitadas. Entre suas características principais, o modelo desenvolvido por Mendoza inclui um fator de desconto endógeno para induzir estacionariedade na dinâmica do modelo. Além disso, a especificação das preferências segue a definição de Greenwood, Hercowitz e Huffman (1988) (ou preferências GHH). Tal forma funcional da utilidade da família representativa tem como efeito uma taxa marginal de substituição entre consumo e trabalho que não depende da dinâmica do consumo.

Conjuntamente com o fator de desconto endógeno utilizado no modelo de Mendoza, Schmidt-Grohé e Uribe (2003) explora outras formas de induzir estacionariedade em modelos SOE-RBC. A conclusão do estudo é que a forma escolhida para induzir a estacionariedade não influencia na dinâmica e nas previsões geradas por tais modelos. Além disso, uma das formas utilizadas para induzir a estacionariedade é por meio de taxas de juros elásticas à dívida, especificação utilizada no presente estudo.

A fim de compreender a importância das taxas de juros na determinação dos ciclos econômicos dos países emergentes, Neumeyer e Perri (2005) constroem um modelo no qual as firmas enfrentam restrições de capital de giro. Essa característica adicional aumenta os canais pelos quais choques nas taxas de juros influenciam os ciclos econômicos. Suas conclusões indicam que a correta análise dos ciclos econômicos nos países emergentes requer a compreensão de como as taxas de juros são afetadas por choques estocásticos.

As causas das diferenças entre os ciclos econômicos dos países desenvolvidos e dos países em desenvolvimento é estudada por Aguiar e Gopinath (2007). Empregando um modelo com dois tipos de choques de produtividade, especificamente, choques na tendência do crescimento e choques que não afetam a tendência, os autores concluem que as diferenças nos ciclos econômicos entre as duas categorias de países estudadas surgem dada a maior vo-

latilidade da tendência de crescimento nos países emergentes, enquanto países desenvolvidos possuem uma tendência de crescimento mais estável.

Em contraste com os resultados apresentados por Aguiar e Gopinath, a investigação conduzida por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010) indica que um modelo RBC que inclua apenas choques de produtividade não é capaz de replicar adequadamente os momentos empíricos dos países emergentes. Usando dados históricos de maior abrangência e incluindo outros três choques adicionais - o de preferências, de prêmio de risco e de gastos do governo - os autores concluem que o modelo com as alterações adicionais é mais eficiente para replicar os momentos estatísticos dos países emergentes. Um ponto importante do trabalho é a obtenção - quando os demais choques são adicionados aos choques de produtividade - de uma função de autocorrelação da razão balanço comercial/produto que indique um processo autorregressivo. Os autores ressaltam que o modelo original gera uma função de autocorrelação de um processo do tipo passeio aleatório para a razão balanço comercial/produto, que não reflete corretamente a estatística obtida com os dados para a Argentina.

A outra vertente da literatura de modelos RBC à qual o presente trabalho está relacionado é a de modelos que fazem uso de métodos Bayesianos para a estimação de parâmetros. Essa metodologia de estimação foi utilizada, por exemplo, nas contribuições de Schorfheide (2000), Otrok (2001) Smets e Wouters (2003 e 2007) ¹.

Estudos aplicados para a economia brasileira também fizeram uso da modelagem SOE-RBC. Kanczuk (2001) utiliza um modelo desse tipo para avaliar a economia brasileira, utilizando diferentes especificações da função utilidade, entre as quais a função utilidade do tipo GHH.

Dentre os modelos SOE-RBC aplicados para o Brasil, o trabalho de Ellery e Pereira(2011) é provavelmente o mais similar ao presente trabalho, dada a semelhança da estrutura dos modelos utilizados e dado que o mesmo também inclui, além dos choques de produtividade, um choque na taxa de juros. No entanto, a fim de avaliar efeitos de políticas fiscais, os autores incluem a participação governamental de maneira mais sofisticada, com diferentes tipos de tributação, ao passo que o presente trabalho apenas possui a possibilidade de choques de gastos do governo. Mais ainda, a estrutura de Ellery e Pereira(2011) não inclui choques de preferência, e os momentos estatísticos analisados diferem entre os dois trabalhos.

¹ An e Schorfheide (2007) apresentam algumas das técnicas e algoritmos utilizados na estimação de modelos DSGE que empregam métodos Bayesianos.

3 Dados Empíricos

Para realizar o presente estudo, foram construídas séries temporais das variáveis cujos segundos momentos estatísticos se almeja replicar. Foram coletados dados de produto, consumo, investimento e de exportações e importações de bens e serviços. Além disso, foram utilizadas estimativas populacionais para construir séries per capita de produto, consumo e investimento. Uma vez que não há estimativas oficiais para todos os anos da base de dados utilizada, foi realizada uma aproximação linear da população brasileira para os anos nos quais tal informação não estava disponível. Para transformar valores nominais em valores reais, foi utilizado o deflator implícito do PIB, de modo que todas as variáveis sejam analisadas como Reais (R\$) de 2010¹. A Tabela 1 contém a descrição, as fontes e o período utilizado de cada uma das séries de dados.

Tabela 1 – Dados - Informações e Fontes

Variável	Descrição	Origem	Período
Produto	PIB em Preços Correntes R\$	IPEADATA*	(1947-2010)
Consumo	Consumo Final em Preços Correntes R\$	IPEADATA	(1947-2010)
Investimento	Formação Bruta de Capital Fixo em Preços Correntes R\$	IPEADATA	(1947-2010)
Exportações	Exportações de Bens e Serviços em Preços Correntes	IPEADATA	(1947-2010)
Importações	Importações de Bens e Serviços em Preços Correntes	IPEADATA	(1947-2010)
Gastos do Governo	Parcela dos Gastos do Governo no PIB	IBGE**	(1947-2010)
Deflator	Deflator Implícito do PIB	IPEADATA	(1947-2010)
População	Estimativas Populacionais	IPEADATA	(1940 - 2010)

*IPEADATA: <http://www.ipeadata.gov.br/> **IBGE: <http://www.ibge.gov.br>

¹ Uma vez que o presente estudo não almeja analisar impactos econômicos gerados por choques em termos de troca, o mesmo não é comprometido pela escolha do deflator utilizado. Porém, deve se notar que, caso os termos de troca fossem um dos objetos de estudo, outro deflator, como um índice de preços, é mais apropriado. O motivo é que o deflator implícito do PIB inclui a variação de preços de todos os bens transacionados internacionalmente pelo Brasil, com ponderações de acordo com a importância relativa de cada bem no agregado das exportações e importações. Por esse motivo deflacionar as séries históricas nominais com o deflator implícito do PIB comprometeria a identificação dos choques nos termos de troca nas séries construídas.

Seguindo a visão metodológica de Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010), optou-se por utilizar séries temporais de período mais longo para a comparação dos segundos momentos gerados e para a estimação dos parâmetros, de modo que um maior número de ciclos econômicos é observado. Mais ainda, apesar de o objetivo do presente estudo não ser o ajuste dos momentos relacionados aos gastos do governo, dados sobre os mesmos são utilizados para calibração do parâmetro do processo estocástico dos gastos do governo no modelo.

A análise dos segundos momentos dos dados coletados, que são mostrados na Tabela 3, revela que a economia brasileira possui muitas características comuns a economias de países em desenvolvimento. Os desvios-padrão do crescimento do consumo per capita e do crescimento do investimento per capita são maiores do que o desvio padrão do crescimento do produto per capita, e a balança comercial é contracíclica. No entanto, é importante ressaltar que, em comparação com os segundos momentos dos dados da economia argentina, reportados por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010), a volatilidade das variáveis econômicas do Brasil é menor, sobretudo a volatilidade do crescimento do investimento per capita. Tais características são importantes para a calibração dos parâmetros do modelo.

4 O Modelo

A tecnologia empregada pelas firmas é representada por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, cujos insumos são o capital, K_t , e as horas trabalhadas, h_t :

$$Y_t = a_t K_t^\alpha (X_t h_t)^{1-\alpha} \quad (4.1)$$

Onde Y_t denota o produto de cada período. Existem dois parâmetros de produtividade, a_t e X_t . O parâmetro a_t segue um processo autorregressivo de primeira ordem em logaritmos:

$$\ln a_{t+1} = \rho_a \ln a_t + \epsilon_{t+1}^a; \quad \epsilon_t^a \sim N(0, \sigma_a^2). \quad (4.2)$$

O choque X_t é não-estacionário. Definindo:

$$g_t = \frac{X_t}{X_{t-1}} \quad (4.3)$$

A variável g_t denota o aumento bruto em X_t . Assume-se que o logaritmo de g_t também segue um processo autorregressivo de primeira ordem:

$$\ln(g_{t+1}/g) = \rho_g \ln(g_t/g) + \epsilon_{t+1}^g; \quad \epsilon_t^g \sim N(0, \sigma_g^2). \quad (4.4)$$

Aqui, a_t representa choques de produtividade ao redor de uma tendência linear, ao passo que g_t representa choques de produtividade na tendência de crescimento. A persistência desses choques é governada pelos parâmetros autorregressivos $\rho_a, \rho_g \in [0, 1)$. As preferências da família representativa são do tipo GHH:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \nu_t \beta^t \frac{[C_t - \theta \omega^{-1} X_{t-1} h_t^\omega]^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (4.5)$$

Onde C_t denota o consumo e ν_t representa um choque nas preferências, cujo logaritmo também segue um processo autorregressivo de primeira ordem:

$$\ln \nu_{t+1} = \ln \nu_t + \epsilon_{t+1}^\nu; \quad \epsilon_t^\nu \sim N(0, \sigma_\nu^2) \quad (4.6)$$

As famílias estão sujeitas a uma restrição do tipo *no-Ponzi*, dada por $\lim_{j \rightarrow \infty} E_t(D_{t+j} / \prod_{s=0}^j (1+r_s)) \leq 0$ e à seguinte restrição orçamentária:

$$\frac{D_{t+1}}{1+r_t} = D_t - Y_t + C_t + S_t + I_t + \frac{\phi}{2} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - g \right)^2 K_t \quad (4.7)$$

Onde D_{t+1} denota o montante de dívida adquirida no período t , r_t denota a taxa de juros doméstica do país, I_t denota o investimento e S_t representa os gastos do governo. Definindo $s_t = S_t/X_{t-1}$, tem-se que:

$$\ln(s_{t+1}/s) = \rho_s \ln(s_t/s) + \epsilon_{t+1}^s; \quad \epsilon_t^s \sim N(0, \sigma_s^2) \quad (4.8)$$

Onde s é um parâmetro de representatividade dos gastos do governo. A lei de movimento do capital é dada por:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (4.9)$$

Onde $\delta \in [0, 1)$ denota a taxa de depreciação do capital. Seguindo Schmidt-Grohé e Uribe (2003), assume-se a taxa de juros do país é elástica ao endividamento do mesmo:

$$r_t = r^* + \psi(e^{\tilde{D}_{t+1}/X_{t-\bar{d}}} - 1) + e^{\mu_t - 1} - 1. \quad (4.10)$$

Essa característica do modelo faz com que o estado estacionário seja independente das condições iniciais. Aqui, \tilde{D}_t denota o nível agregado de endividamento per capita. Em equilíbrio, $\tilde{D}_t = D_t$. Adicionalmente, é incorporada a possibilidade de choques no prêmio de risco, representados pelo parâmetro μ_t , cujo logaritmo segue um processo autorregressivo de primeira ordem:

$$\ln \mu_{t+1} = \ln \mu_t + \epsilon_{t+1}^\mu; \quad \epsilon_t^\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad (4.11)$$

O problema de maximização da família representativa consiste em escolher processos $\{C_t, h_t, D_t, K_{t+1}, I_t\}$ a fim de maximizar a função de utilidade (5), sujeita a (7), (9) e à restrição *no-Ponzi*, tomando como dados os processos $\{X_t, r_t, \nu_t, s_t\}$ e as condições iniciais k_0 and D_0 . Fazendo $\beta^t \lambda_t X_{t-1}$ o multiplicador de lagrange associado com a restrição orçamentária intertemporal, as condições de primeira ordem do problema de maximização são (7), (9), a restrição *no-Ponzi* satisfeita com igualdade, e:

$$\nu_t \left[\frac{C_t}{X_{t-1}} - \theta \omega^{-1} h_t^\omega \right]^{-\gamma} = \lambda_t \quad (4.12)$$

$$\nu_t \left[\frac{C_t}{X_{t-1}} - \theta \omega^{-1} h_t^\omega \right]^{-\gamma} \theta h_t^{\omega-1} = \lambda_t (1 - \alpha) a_t \left(\frac{K_t}{X_{t-1} h_t} \right)^\alpha g_t^{1-\alpha} \quad (4.13)$$

$$\lambda_t = \beta^t (1 + r_t) g_t^{-\gamma} E_t \lambda_{t+1} \quad (4.14)$$

$$\lambda_t \left[1 + \phi \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} - g \right) \right] = \beta E \lambda_{t+1} g_t^{-\gamma} \left[1 - \delta + \alpha a_{t+1} \left(\frac{X_{t+1} h_{t+1}}{K_{t+1}} \right)^{1-\alpha} \right. \\ \left. + \phi \left(\frac{K_{t+2}}{K_{t+1}} - g \right) \left(\frac{K_{t+2}}{K_{t+1}} \right) - \frac{\phi}{2} \left(\frac{K_{t+2}}{K_{t+1}} - g \right)^2 \right] \quad (4.15)$$

Sejam $c_t = \frac{C_t}{X_{t-1}}$, $y_t = \frac{Y_t}{X_{t-1}}$, $d_t = \frac{D_t}{X_{t-1}}$, $k_t = \frac{K_t}{X_{t-1}}$, $s_t = \frac{S_t}{X_{t-1}}$ and $i_t = \frac{I_t}{X_{t-1}}$. Dadas as condições de primeira ordem enunciadas acima e as equações (1), (3), (7), (9) e (10), as seguintes condições para um equilíbrio são derivadas:

$$\lambda_t = \nu_t [c_t - \theta \omega^{-1} h_t^\omega]^{-\gamma} \quad (4.16)$$

$$\theta h_t^{\omega-1} = (1 - \alpha) a_t g_t^{1-\alpha} \left(\frac{k_t}{h_t} \right)^\alpha \quad (4.17)$$

$$\lambda_t = \frac{\beta}{g_t^\gamma} [1 + r^* + \psi(e^{d_t - \bar{d}} - 1)] E_t \lambda_{t+1} \quad (4.18)$$

$$\lambda_t \left[1 + \phi \left(\frac{k_{t+1}}{k_t} g_t - g \right) \right] = \beta E_t \lambda_{t+1} g_t^{-\gamma} \left[1 - \delta + \alpha a_{t+1} \left(\frac{g_{t+1} h_{t+1}}{k_{t+1}} \right)^{1-\alpha} \right. \\ \left. + \phi \left(\frac{k_{t+2}}{k_{t+1}} g_{t+1} - g \right) \left(\frac{k_{t+2}}{k_{t+1}} g_{t+1} \right) - \frac{\phi}{2} \left(\frac{k_{t+2}}{k_{t+1}} g_{t+1} - g \right)^2 \right] \quad (4.19)$$

$$y_t = a_t k_t^\alpha (g_t h_t)^{1-\alpha} \quad (4.20)$$

$$r_t = r^* + \psi(e^{d_t - \bar{d}} - 1) + e^{\mu_t - 1} - 1 \quad (4.21)$$

$$\frac{d_{t+1}}{1 + r_t} = d_t - y_t + c_t + s_t + i_t + \frac{\phi}{2} \left(\frac{k_{t+1}}{k_t} g_t - g \right)^2 k_t \quad (4.22)$$

$$k_{t+1} g_t = (1 - \delta) k_t + i_t \quad (4.23)$$

Portanto, um equilíbrio competitivo estacionário é dado por um conjunto de processos $\{y_t, c_t, h_t, d_{t+1}, i_t, k_{t+1}, s_t, \lambda_t\}$ satisfazendo as equações acima, dados processos exógenos $\{a_t, g_t, \nu_t, \mu_t, s_t\}$ e condições iniciais k_0 e d_0 . O modelo é solucionado por meio do um método de aproximação de primeira ordem. Os detalhes da calibração são discutidos na seção seguinte.

5 Calibração dos Parâmetros

A estratégia de calibração dos parâmetros consiste em dividir os mesmos em dois grupos principais: parâmetros que são calibrados a fim de replicar características da economia brasileira ou ajustados de acordo com valores comuns na literatura SOE-RBC; e parâmetros que são estimados com o uso de técnicas Bayesianas.

5.1 Parâmetros Calibrados Para Reproduzir Regularidades Empíricas

- A participação do capital na economia brasileira foi estimada por Gomes, Pessoa e Veloso (2003), que encontraram uma participação próxima a 0.4. Este valor é utilizado em estudos de ciclos econômicos reais aplicados para a economia brasileira, portanto o parâmetro de participação do capital é calibrado como $\alpha = 0.4$;
- O parâmetro do fator de desconto intertemporal é calibrado como $\beta = 0.9339$, que gera uma taxa de juros de aproximadamente 10% ao ano. Ainda que tal valor aparentemente seja muito elevado, ele é plausível para uma economia em desenvolvimento como o Brasil;
- O parâmetro que define a curvatura da função utilidade é calibrado como $\gamma = 2$, enquanto que o parâmetro que governa a elasticidade da oferta de trabalho é calibrado como $\omega = 1.6$. Ambos os valores são comuns na literatura de modelos SOE-RBC;
- A taxa de depreciação é calibrada como $\delta = 0.06$ a fim de induzir uma razão investimento/produto de aproximadamente 18%, que é a média observada para a economia brasileira no período considerado no presente estudo. Especificamente, definindo $\kappa = \frac{\bar{k}}{g\bar{h}}$, onde \bar{k} e \bar{h} são o capital e as horas de trabalho em estado estacionário, as equações (20) e (23) implicam que

$$\frac{\bar{i}}{\bar{y}} = (g - 1 + \delta)\kappa^{1-\alpha} \quad (5.1)$$

Onde \bar{i} e \bar{y} são os valores em estado estacionário do investimento e do produto, respectivamente. Da mesma forma, a equação (19) resulta em:

$$\kappa = \left(\frac{g^\gamma \beta^{-1} - 1 + \delta}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (5.2)$$

Daí, substituindo a equação (25) na equação (24) e utilizando os valores calibrados para os parâmetros α, β e γ , e o valor estimado do parâmetro g , podemos resolver a equação (24) para $\frac{\bar{i}}{\bar{y}} = 0.18$, obtendo $\delta \approx 0.06$.

- O parâmetro $\theta = 2.9$ é calibrado a fim de que as famílias dediquem aproximadamente 20% do seu tempo disponível em atividades laborais. Especificamente, a equação (9), em estado estacionário, com κ definido como anteriormente, é:

$$\theta \bar{h}^{\omega-1} = (1 - \alpha)g\kappa \quad (5.3)$$

Substituindo a equação (25) na equação (26) e utilizando os valores calibrados para os parâmetros $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ e ω , e o valor estimado do parâmetro g , podemos resolver a equação (26) para $\bar{h} = 0.2$, obtendo $\theta \approx 2.9$;

- O parâmetro de participação dos gastos do governo no produto é calibrado como $s/\bar{y} = 0.135$. Essa calibração implica que a participação dos gastos do governo no produto total da economia no modelo em estado estacionário é de 13.5%, em linha com a média observada para a economia brasileira;
- O parâmetro de endividamento é calibrado como $\bar{d} = 0.010$, que induz uma razão balanço comercial/produto de aproximadamente 0.22%, em linha com a média dos dados coletados para a economia brasileira. Especificamente, a equação (22) em estado estacionário implica que:

$$\bar{t}b = \bar{y} - \bar{c} - s - \bar{i} = \frac{r\bar{d}}{1+r} \quad (5.4)$$

Onde \bar{c} é o valor do consumo em estado estacionário. Daí, pode-se resolver a razão da equação (27) pela equação (20) para $\frac{\bar{t}b}{\bar{y}} = 0.0022$, fazendo uso também da equação (18), e obter $\bar{d} \approx 0.010$.

5.2 Parâmetros Estimados Utilizando Métodos Bayesianos

Dezessete parâmetros são estimados utilizando técnicas Bayesianas, incluindo a taxa de crescimento determinística, g ; o parâmetro que mede a sensibilidade da taxa de juros ao nível de endividamento, ψ ; o parâmetro relativo aos custos de ajustamento de capital, ϕ ; dez parâmetros associados aos choques de preferências, produtividade, prêmio de risco e gastos

domésticos, $\rho_g, \sigma_g, \rho_a, \sigma_a, \rho_\nu, \sigma_\nu, \rho_\mu, \sigma_\mu, \rho_s, \sigma_s$, e o desvio padrão dos erros de medida das variáveis observadas, $\sigma_y, \sigma_c, \sigma_i$ and σ_{tby} :

A fim de manter o máximo possível de similaridade com o estudo de Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010), foram utilizadas *priors* uniformes para todas os parâmetros. A Tabela 2 contém informações a respeito das *priors* dos parâmetros e da mediana das distribuições posteriores.

Tabela 2 – Parâmetros Estimados com Métodos Bayesianos

Parâmetro	Limite Superior da Prior	Limite Inferior da Prior	Mediana da Distribuição Posterior
g	1	1.05	1.0164
ρ_g	-0.99	0.99	0.5533
σ_g	0	0.2	0.0113
ρ_a	-0.99	0.99	0.9460
σ_a	0	0.2	0.0238
ρ_ν	-0.99	0.99	0.7736
σ_ν	0	0.4	0.0401
ρ_μ	-0.99	0.99	0.9442
σ_μ	0	0.2	0.0138
ρ_s	-0.99	0.99	0.7715
σ_s	0	0.2	0.1977
ψ	0	5	1.0166
ϕ	2	10	3.9526
σ_y	0.0001	0.0092	0.0087
σ_c	0.0001	0.0109	0.0075
σ_i	0.0001	0.0266	0.0245
σ_{tby}	0.0001	0.0056	0.0025

Parâmetros estimados por meio de 2 milhões de iterações MCMC (*Markov Chain Monte Carlo*, onde o primeiro milhão é descartado como *burn in replications*). O código do software Dynare é baseado no código desenvolvido por Johannes Pfeifer para replicar o estudo de Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010), disponível em: <https://sites.google.com/site/pfeiferecon/dynare>

- A *prior* do parâmetro g é definida de modo que a mediana da *prior* é igual à taxa média de crescimento do produto observada nos dados para a economia brasileira;
- Para todos os parâmetros autorregressivos dos choques, $\rho_g, \rho_a, \rho_\nu, \rho_\mu, \rho_s$, são utilizadas *priors* não informativas, possibilitando qualquer valor que ainda caracterizasse os processos estocásticos como estacionários de primeira ordem;

- As *priors* dos desvios-padrão dos choques, $\sigma_g, \sigma_a, \sigma_\nu, \sigma_\mu$ e σ_s , são definidas para induzir choques pequenos, sendo todas iguais com exceção do choque de preferências, cuja mediana da *prior* possui valor mais elevado. O motivo dessa diferença é que, permitindo um valor maior para o choque de preferências, objetiva-se obter uma correlação menor entre a taxa de crescimento do consumo per capita com a taxa de crescimento do produto per capita gerados pelo modelo. No entanto, em comparação com Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010), o limite superior da *prior* do presente estudo - e por consequência, a mediana da *prior* - são menores. O motivo é que a volatilidade da taxa de crescimento do produto per capita no Brasil é comparativamente menor do que a observada na Argentina, de modo que um choque de preferências mais acentuado pode gerar uma volatilidade excessiva indesejada;
- A *prior* do parâmetro ψ segue o valor utilizado por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010);
- A *prior* do parâmetro de custo de ajuste de capital, ϕ , possui limites inferiores e superiores maiores do que a *prior* utilizada para o mesmo parâmetro por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe. Tal diferença surge com o objetivo de induzir a uma menor volatilidade do investimento no modelo, dado que a taxa de crescimento do investimento per capita no Brasil é menor do que na Argentina. Ainda que a mediana da *prior* pudesse ter sido elevada somente com um aumento do limite superior da mesma, dado que trata-se de uma distribuição uniforme, tal alteração sem o aumento do limite inferior teria o efeito de aumentar a volatilidade da *prior*, tornando-a menos informativa. Como este não era o objetivo neste caso, ambos os limites foram igualmente elevados;
- Finalmente, a fim de determinar as *priors* dos desvios-padrão dos erros de medida, $\sigma_y, \sigma_c, \sigma_i$ e σ_{tby} , a estratégia utilizada foi a mesma de Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010), com o ajuste do limite superior dessas *priors* como igual a 25% do desvio-padrão de cada variável, conforme os dados do estudo.

6 Resultados do Modelo

Os resultados da estimação do modelo indicam um bom ajuste dos segundos momentos gerados em comparação com os apresentados pelos dados. A Tabela 3 mostra a comparação entre as estatísticas do modelo e aquelas dos dados da economia brasileira.

Tabela 3 – Segundos Momentos dos Dados e Segundos Momentos Gerados pelo Modelo

Estatística	g_y	g_c	g_i	tb/y
Desvio Padrão				
Dados	3.67	4.34	10.63	2.25
Modelo	4.03	4.68	11.56	2.29
Correlação com g_y				
Dados	-	0.76	0.59	(0.24)
Modelo	-	0.91	0.58	(0.15)
Correlação com tb/y				
Dados	-	(0.36)	(0.16)	-
Modelo	-	(0.06)	(0.23)	-

Valores entre parênteses denotam valores negativos

Os desvios-padrão do crescimento do produto per capita, do crescimento do consumo per capita, do crescimento do investimento per capita e da razão balança comercial/produto apresentaram bom ajuste em comparação com os desvios padrão dos dados. Em particular, o modelo obteve sucesso em replicar volatilidades do crescimento do consumo per capita e do crescimento do investimento per capita maiores do que a volatilidade do crescimento do produto per capita, e a volatilidade da razão balança comercial/produto menor do que a volatilidade da taxa de crescimento do produto per capita.

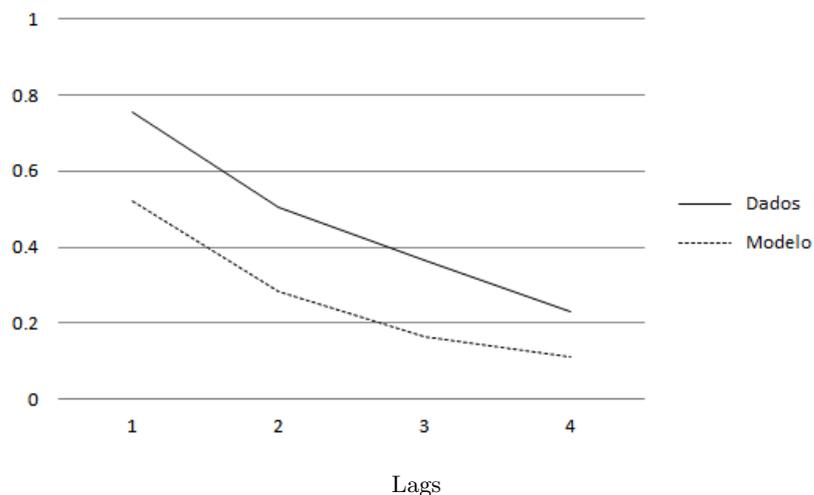
As correlações do crescimento do consumo per capita com o crescimento do produto per capita e com a razão balança comercial/produto geradas pelo modelo apresentaram resultados menos satisfatórios. Em particular, o modelo superestimou a correlação entre g_c e g_y , e subestimou a correlação entre g_c e tb/y .

Em contraste com esse resultado, as correlações do crescimento do investimento per capita geradas pelo modelo estão muito próximas àquelas observadas nos dados. Também com respeito a g_i no modelo, é interessante notar que, embora a prior do parâmetro de custo

de ajustamento da capacidade produtiva, ϕ , possui mediana maior do que a *prior* utilizada por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010), a mediana obtida pela estimação da distribuição posterior no presente modelo é menor. Portanto, a menor volatilidade de g_i foi obtida pelo modelo mesmo com um parâmetro de custos de ajustamento da capacidade produtiva menor.

Adicionalmente, a Figura 2 apresenta a função de autocorrelação da razão balança comercial/produto, que indica que tal razão segue um processo autorregressivo estacionário, ainda que os valores do parâmetro autorregressivo sejam menores do que os observados nos dados. Este é um ponto fundamental do modelo, pois conforme demonstrado por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010), sem a adição dos choques de preferências, prêmio de risco e gastos, o modelo gerava um processo semelhante a um passeio aleatório, enquanto os dados mostravam a estacionariedade da razão balança comercial/produto.

Figura 2 – Função de Autocorrelação



A decomposição da variância das variáveis é apresentada na Tabela 4. Choques de produtividade não-estacionários são comparativamente menos importantes do que choques de produtividade estacionários, contradizendo as conclusões de Aguiar e Gopinath (2007). Por outro lado, choques de produtividade estacionários são responsáveis pela maior parte da variância do crescimento do produto per capita e pelo crescimento do consumo per capita. Ambos os resultados são bastante similares aos encontrados por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010).

A pouca relevância dos choques nas preferências, que respondem por menos de 2% da variância de cada uma das variáveis, indica que nossos resultados pouco satisfatórios quanto às correlações de g_c com g_y e de g_c com tb/y podem estar relacionadas com nossa escolha da

Tabela 4 – Decomposição de Variância do Modelo

	σ_a	σ_g	σ_ν	σ_s	σ_μ
g_y	90.27	7.41	0.07	0.83	1.41
g_c	81.23	4.1	1.86	1.19	11.55
g_i	35.27	3.81	0.83	44.19	15.90
tb/y	4.31	0.63	0.90	76.77	17.39

Valores em Percentual

prior do desvio padrão do choque supracitado. Esses resultados contrastam com os resultados de Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe, trabalho no qual os choques nas preferências são significativamente mais importantes para explicar a variância de todas as variáveis, em especial de g_c e de g_i . Como a *prior* do desvio padrão do choque de preferências possui limite superior maior no estudo original, esse é um caminho potencial a se seguir em estimações futuras.

Nossos resultados também diferem de Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe (2010) no que diz respeito aos choques nos gastos do governo. Enquanto os mesmos possuem um efeito negligenciável na estimação destes, nossos resultados indicam que a maior parte da variância da razão balança comercial/produto e do crescimento do investimento per capita se origina nesses choques. Esse resultado é particularmente interessante para a economia brasileira, uma vez que investimentos públicos são comumente utilizados para fomentar a demanda interna.

Finalmente, ainda que os choques no prêmio de risco tenham efeitos menores nas variáveis em comparação com outros choques, seu papel não é negligenciável, dado que choques no prêmio de risco explicam mais de 10% da variância de todas as variáveis, exceto g_y .

7 Conclusão

A aplicação da estrutura desenvolvida por Garcia-Cicco, Pancrazi e Uribe à economia brasileira se mostrou bastante promissora sob a perspectiva de ajuste do modelo aos momentos estatísticos empíricos, mas ainda possui espaço para melhorias. Quanto à importância dos choques no prêmio de risco, notou-se que os mesmos desempenham papel fundamental na variância do crescimento do consumo e do investimento per capita, bem como da variância da razão balanço comercial/produto.

Em simulações futuras, planeja-se aumentar o limite superior da prior desvio padrão dos choques de preferência, a fim de verificar se tal alteração é capaz de gerar estimativas que aumentem a importância dos choques de preferências em g_c . Outro possível resultado dessa alteração é que a correlação entre o crescimento do consumo per capita com o crescimento do produto per capita caia, melhorando o ajuste do modelo aos dados.

Uma outra possibilidade é o enriquecimento do modelo, que possibilite uma modelagem de política fiscal mais sofisticada, como em Ellery e Pereira (2011), dada a importância dos choques dos gastos do governo no presente estudo. Em combinação com a análise de funções impulso resposta e condicional com a manutenção do bom ajuste do modelo, o mesmo pode ser utilizado para analisar os diferentes efeitos da política fiscal na dinâmica das variáveis estudadas.

8 Referências

Aguiar, Mark e Gopinath, Gita, Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend, *Journal of Political Economy*, 115(1):69-102, 2007.

An Sungbae e Schorfheide, Frank, Bayesian Analysis of DSGE Models, *Econometric Reviews*, 26(2-4):113-172, 2007.

Ellery, Roberto G. e Pereira, Fabiano M., Política Fiscal, Choques Externos e Ciclo Econômico no Brasil, *Economia*, 12(3):445-474, 2011.

Garcia-Cicco, Javier, Pancrazi, Roberto e Uribe, Martin, Real Business Cycles in Emerging Countries?, *American Economic Review*, 100(5):2510-2531, 2010.

Gomes, Victor, Pessoa, Samuel e Veloso, Fernando, Evolução da Produtividade Total dos Fatores na Economia Brasileira: Uma Análise Comparativa, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(3):389-434, 2003.

Greenwood, Jeremy, Hercowitz, Zvi e Huffman, Gregory, Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle, *American Economic Review*, 78(3):402-17, 1988.

Kanczuk, Fabio, Real Business Cycles in a Small Open Brazilian Economy, *Economia Aplicada*, v.5, n.3, p.455-470, 2001.

Kydland, Finn E. e Prescott, Edward C., Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, 50:1345-70, 1982.

Long, John B. e Plosser, Charles, Real Business Cycles, *Journal of Political Economy*, 91(1):39-69, 1983.

Mendoza, Enrique G., Real Business Cycles in a Small Open Economy, *American Economic Review*, 81(4):797-818, 1991.

Neumeyer, Pablo A. e Perri, Fabrizio, Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates, *Journal of Monetary Economics*, 52(2):345-80, 2005.

Otrok, Christopher, On Measuring the Welfare Costs of Business Cycles, *Journal of Monetary Economics*, 47(1):61-92, 2001.

Schmitt-Grohé, Stephanie e Uribe, Martin, Closing Small Open Economy Models. *Jour-*

nal of International Economics, 61:163-185, 2003.

Schorheide, Frank, Loss Function-based Evaluation of DSGE Models. *Journal of Applied Econometrics*, 15:645-670, 2000.

Smets, Frank e Wouters, Raf, An Estimated Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area, *Journal of the European Economic Association*, 1(5):1123-1175, 2003.

Smets, Frank e Wouters, Raf, Shocks and Frictions in US Business Cycles, *American Economic Review*, 97(3):586-680, 2007.

9 Apêndice

9.1 Código da Estimação

A estimação foi realizada na versão instável do Dynare, devido ao código *logdata*, que não estava funcional na então versão estável do Dynare. A base de dados contém 4 séries: taxa de crescimento do produto, taxa de crescimento do consumo, taxa de crescimento do investimento e razão balança comercial/produto. As taxas de crescimento foram obtidas por meio de um filtro de primeira ordem nas séries reais agregadas do produto, consumo e investimento para o período.

```
var c $c$
    k $k$
    a $a$
    h $h$
    d $d$
    y $y$
    invest $i$
    tb $tb$
    mu_c $MU_C$
    tb_y $frac{TB}{Y}$
    g_y $Delta Y$
    g_c $Delta C$
    g_invest $Delta I$
    g $g$
    r $r$
    mu $mu$
    nu $nu$
    s $s$

;

predetermined_variables k d;
```

```

parameters beta ${\beta}$
      gamma ${\gamma}$
      delta ${\delta}$
      alpha ${\alpha}$
      psi  ${\psi}$
      omega ${\omega}$
      theta ${\theta}$
      phi  ${\phi}$
      dbar ${\bar{d}}$
      gbar ${\bar{g}}$
      rho_a ${\rho_a}$
      rho_g ${\rho_g}$
      rho_nu ${\rho_\nu}$
      rho_mu ${\rho_\mu}$
      rho_s  ${\rho_s}$
      s_share ${s_{share}}$
      s  ${s}$

;

varexo eps_a ${\varepsilon_a}$
      eps_g ${\varepsilon_g}$
      eps_nu ${\varepsilon_\nu}$
      eps_mu ${\varepsilon_\mu}$
      eps_s  ${\varepsilon_s}$

;

gbar = 1.0164;
rho_g = 0.5533;
rho_a = 0.9460;
phi   = 3.9526;
rho_nu = 0.7736;
rho_s  = 0.7715;
rho_mu = 0.9442;

gamma = 2;
delta = 0.06;
alpha = 0.4;
omega = 1.6;

```

```

theta = 2.9;
beta = 0.9339;
dbar = 0.010;
psi = 1.0166;
s_share = 0.135;

model;

#RSTAR = 1/beta * gbar^gamma; %Taxa de Juros Mundial

r = RSTAR + psi*(exp(d-dbar) - 1)+exp(mu-1)-1;

mu_c = nu * (c - theta/omega*h^omega)^(-gamma);

y= log(tb) + c + s + invest + phi/2 * (k(+1)/k*g -gbar)^2;

log(tb)= d - d(+1)*g/r;

y= a*k^alpha*(g*h)^(1-alpha);

invest= k(+1)*g - (1-delta) *k;

mu_c= beta/g^gamma*r*mu_c(+1);

theta*h^(omega-1)=(1-alpha)*a*g^(1-alpha)*(k/h)^alpha;

mu_c*(1+phi*(k(+1)/k*g-gbar))= beta/g^gamma*mu_c(+1)*
(1-delta+alpha*a(+1)*(g(+1)*h(+1)/k(+1))^(1-alpha)
+phi*k(+2)/k(+1)*g(+1)*(k(+2)/k(+1)*g(+1)-gbar) -
phi/2*(k(+2)/k(+1)*g(+1)-gbar)^2);

log(tb_y) = log(tb)/y;

g_y= y/y(-1)*g(-1);

g_c = c/c(-1)*g(-1);

g_invest = invest/invest(-1)*g(-1);

```

```

log(a)=rho_a * log(a(-1))+eps_a;

log(g/gbar)=rho_g*log(g(-1)/gbar)+eps_g;

log(nu) =rho_nu * log(nu(-1))+eps_nu;

log(mu)= rho_mu * log(mu(-1))+eps_mu;

log(s/S)= rho_s * log(s(-1)/S) + eps_s;

end;

steady_state_model;
r=1/beta*gbar^gamma;
d = dbar;
k_over_gh = ((gbar^gamma/beta-1+delta)/alpha)^(1/(alpha-1));
h=((1-alpha)*gbar*k_over_gh^alpha/theta)^(1/(omega-1));
k=k_over_gh*gbar*h;
invest=(gbar-1+delta)*k;
y =k^alpha*(h*gbar)^(1-alpha);
s=y*s_share;
S = s;
c =(gbar/r-1)*d +y-s-invest;
tb = y - c - s - invest;
tb_y = tb /y;
mu_c = (c - theta/omega*h^omega)^(-gamma);
a = 1;
g = gbar;
g_c = g;
g_invest = g;
g_y= g;
nu = 1;
mu = 1;
tb=exp(tb);
tb_y=exp(tb_y);
end;

shocks;
var eps_a; stderr 0.0238;

```

```

var eps_g; stderr 0.0113;
var eps_nu; stderr 0.0401;
var eps_s; stderr 0.1977;
var eps_mu; stderr 0.0138;
end;

resid(1);

steady;
check;

stoch_simul(loglinear,order=1,irf=0) g_y g_c g_invest tb_y;

// Replicate output of replication code
fprintf('%30s \t %5s \t %5s \t %5s \t %5s\n', ' ', 'g-y', 'g-c', 'g-inv', 'TB/Y')
fprintf('%30s \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f\n', 'Standard Deviations:', sqrt(diag(oo_.var))*100)

fprintf('%30s \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f\n', 'Correlation with g-y:', oo_.gamma_y{1,1}(strmatch('g-y', var_list_, 'exact'), :)
./sqrt(oo_.gamma_y{1,1}(strmatch('g-y', var_list_, 'exact'),
strmatch('g-y', var_list_, 'exact')))/sqrt(diag(oo_.gamma_y{1,1})))')
fprintf('%30s \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f\n',
'First Order Autocorr.:', diag(oo_.autocorr{1,1}))
fprintf('%30s \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f\n',
'Second Order Autocorr.:', diag(oo_.autocorr{1,2}))
fprintf('%30s \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f\n',
'Third Order Autocorr.:', diag(oo_.autocorr{1,3}))
fprintf('%30s \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f\n',
'Fourth Order Autocorr.:', diag(oo_.autocorr{1,4}))
fprintf('%30s \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f \t %5.4f\n',
'Correlation with TB/Y:', oo_.gamma_y{1,1}(strmatch
('tb-y', var_list_, 'exact'), :)
./sqrt(oo_.gamma_y{1,1}(strmatch('tb-y', var_list_, 'exact'),
strmatch('tb-y', var_list_, 'exact')))/sqrt(diag(oo_.gamma_y{1,1})))')

verbatim;
[data_mat, data_header]=xlsread('data_brazil.xls',1,'A2:D64');

```

```

%sqrt(0.06*var(data_mat)); prior bounds
figure('Name','Figure 4: Autocorrelation Function')
tby_data=data_mat(:,strcmp('tb_y',data_header));
plot((1:4),[corr(tby_data(2:end-3),tby_data(1:end-4)),corr(tby_data(3:end-2),
tby_data(1:end-4)),corr(tby_data(4:end-1),tby_data(1:end-4)),
corr(tby_data(5:end),tby_data(1:end-4))],'b-')
hold on
tb_pos=strmatch('tb_y',var_list_,'exact');
plot((1:4),[oo_.autocorr{1,1}(tb_pos,tb_pos) oo_.autocorr{1,2}
(tb_pos,tb_pos) oo_.autocorr{1,3}(tb_pos,tb_pos) oo_.autocorr{1,4}
(tb_pos,tb_pos)],'r-.')
xlabel('Lags')
legend('Data','Model')
end;

varobs g-y g-c g-invest tb-y;

estimated_params;
gbar, , , ,uniform_pdf,(1+1.05)/2,sqrt(12)^(-1)*(1.05-1),1,1.05;
stderr eps_g, , , ,uniform_pdf,(0+0.2)/2,sqrt(12)^(-1)*(0.2-0),0,0.2;
rho_g, , , ,uniform_pdf,(-0.99+0.99)/2,sqrt(12)^(-1)*(-0.99-0.99),-0.99,0.99;
stderr eps_a, , , ,uniform_pdf,(0+0.2)/2,sqrt(12)^(-1)*(0.2-0),0,0.2;
rho_a, , , ,uniform_pdf,(-0.99+0.99)/2,sqrt(12)^(-1)*(-0.99-0.99),-0.99,0.99;
stderr eps_nu, , , ,uniform_pdf,(0+1)/2,sqrt(12)^(-1)*(0.4-0),0,0.4;
rho_nu, , , ,uniform_pdf,(-0.99+0.99)/2,sqrt(12)^(-1)*(-0.99-0.99),-0.99,0.99;
stderr eps_s, , , ,uniform_pdf,(0+0.4)/2,sqrt(12)^(-1)*(0.2-0),0,0.2;
rho_s, , , ,uniform_pdf,(-0.99+0.99)/2,sqrt(12)^(-1)*(-0.99-0.99),-0.99,0.99;
stderr eps_mu, , , ,uniform_pdf,(0+0.2)/2,sqrt(12)^(-1)*(0.2-0),0,0.2;
rho_mu, , , ,uniform_pdf,(-0.99+0.99)/2,sqrt(12)^(-1)*(-0.99-0.99),-0.99,0.99;
phi, , , ,uniform_pdf,(2+10)/2,sqrt(12)^(-1)*(2-10),2,10;
psi, , , ,uniform_pdf,(0+5)/2,sqrt(12)^(-1)*(0-5),0,5;

stderr g-y, , , ,uniform_pdf,(0.0001+0.013)/2,sqrt(12)^(-1)*(0.013-0.0001),
0.0001,0.013;
stderr g-c, , , ,uniform_pdf,(0.0001+0.019)/2,sqrt(12)^(-1)*(0.019-0.0001),
0.0001,0.019;
stderr g-invest, , , ,uniform_pdf,(0.0001+0.051)/2,sqrt(12)^(-1)*(0.051-0.0001),
0.0001,0.051;
stderr tb-y, , , ,uniform_pdf,(0.0001+0.013)/2,sqrt(12)^(-1)*(0.013-0.0001),

```

```
0.0001, 0.013;  
end;
```

```
estimation(datafile=data_brazil,  
           xls_range=A2:D64,  
           logdata,  
           mode_check,  
           mode_compute=6,  
           moments_varendo,  
           mh_nblocks=1,  
           mh_replic=2000000  
           );
```