

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

Filipe Soares da Silva

**O Impacto de Choques Fiscais na Economia Brasileira: Uma
Abordagem DSGE**

Porto Alegre
2010

Filipe Soares da Silva

**O Impacto de Choques Fiscais na Economia Brasileira: Uma
Abordagem DSGE**

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

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

**Porto Alegre
2010**

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da
UFRGS

S586i Silva, Filipe Soares da
 O impacto de choques fiscais na economia brasileira : uma abordagem
DSGE / Filipe Soares da Silva. – Porto Alegre, 2010.
 58 f. : il.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Ênfase em Economia Aplicada.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de
Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2010.

1. Política fiscal : Modelo econométrico : Brasil. 2. Consumo : Modelo
econométrico : Brasil. I. Portugal, Marcelo Savino. II. Universidade
Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas.
Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 330.567.22
336.02
330.115

Filipe Soares da Silva

**O Impacto de Choques Fiscais na Economia Brasileira: Uma
Abordagem DSGE**

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

Aprovada em: Porto Alegre, 23 de abril de 2010

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Prof. Dr. Flávio Augusto Ziegelmann
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht
Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Prof. Dr. Pedro Luiz Valls Pereira
Escola de Economia de São Paulo - Fundação Getúlio Vargas

Resumo

O objetivo deste trabalho é estimar a importância relativa de consumidores ricardianos e não-ricardianos na economia brasileira e analisar o impacto de choques nos gastos do governo no consumo privado utilizando um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE). Os parâmetros do modelo são estimados utilizando-se métodos de inferência Bayesiana. Conclui-se que a importância dos consumidores não-ricardianos no Brasil é baixa, próxima de 10% e que sua presença afeta os demais parâmetros do modelo. Em resposta aos choques nos gastos do governo, verifica-se que o modelo falha em conter a queda no consumo privado devido à alta persistência dos choques e que há um aperto da política monetária visando conter o aumento da inflação.

Palavras-chave: Política Fiscal. DSGE. Métodos Bayesianos. Consumidores Não-Ricardianos

Abstract

The purpose of this dissertation is to estimate the share of ricardian and non-ricardian consumers in the brazilian economy and analyze the impact of government spending shocks on private consumption using a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model. The parameters of the model are estimated using bayesian methods. We conclude that the share of non-ricardian consumers in Brazil is low, around 10% and that its presence affect the other parameters in the model. In response to the government spending shocks, we verify that the model fails to contain the reduction on private consumption due to the high persistence of the shocks. We also verify a monetary policy tightening to contain the rise in inflation caused by the shock.

Keywords: Fiscal Policy. DSGE. Bayesian Methods. Non-Ricardian Consumers

Sumário

1 Introdução	7
2 Evolução dos Modelos DSGE e seu uso para Política Econômica	9
2.1 As origens: Os Modelos de Ciclo Reais de Negócios e a Abordagem Novo Keynesiana	9
2.2 A Política Fiscal nos Modelos DSGE	10
2.3 Problemas e Críticas na Adaptação de Modelos DSGE para Uso em Política Econômica	14
3 O Modelo	15
3.1 Famílias	15
3.1.1 <i>Oferta de Trabalho e Determinação de Salários</i>	18
3.1.2 <i>Unindo Famílias Ricardianas e Não-Ricardianas</i>	19
3.2 Firms	20
3.3 Governo: Autoridade Fiscal e Monetária	22
3.4 Equilíbrio de Mercado	23
3.5 O Modelo Equação por Equação	24
3.6 Conclusão	26
4 Metodologia	27
4.1 Metodologia	27
4.1.1 <i>Métodos de Solução</i>	28
4.1.2 <i>O Teorema de Bayes</i>	29
4.1.3 <i>A Função de Verossimilhança</i>	30
4.1.4 <i>A Distribuição a Priori</i>	32
4.1.5 <i>A Distribuição a Posteriori</i>	33
4.2 Preparação dos Dados: Remoção de Tendências e Isolamento de Ciclos	34
5 Estimação e Resultados	35
5.1 Dados e Escolha das Distribuições <i>a Priori</i>	35
5.2 Resultados da Estimação	40
5.3 Análise de Impulso e Resposta	42
5.4 Conclusão	46
6 Conclusão	48
Referências	50
Apêndice A - Tabelas	54
Apêndice B - Gráficos	57

1 Introdução

Nos últimos anos, com o progresso das técnicas estatísticas e computacionais, houve também grande avanço na especificação e estimação de modelos dinâmicos estocástico de equilíbrio geral (dynamic stochastic general equilibrium), conhecidos na literatura como DSGE. Diferentemente da modelagem econométrica sem base teórica utilizada pelos bancos centrais, tais como os Vetores Autorregressivos¹ (VAR), os modelos DSGE são microfundamentados e adotam a possibilidade de analisar a dinâmica da economia em resposta a choques estocásticos. Devido às suas características, modelos DSGE, em princípio, não são vulneráveis à crítica de Lucas (1976), tornando-se uma ferramenta mais eficaz na análise de política econômica².

Os modelos DSGE, em contraste com a abordagem macroeconômica tradicional³, assumem que a economia reflete as decisões coletivas de agentes racionais determinantes de suas escolhas, pensando não apenas no presente, mas também no futuro. A economia está sempre em equilíbrio, no sentido de que toda a informação disponível é incorporada pelos agentes. Logo, as pessoas realizam escolhas racionais que são aparentemente ótimas para elas⁴.

Os modelos de equilíbrio geral tentam descrever o modo como os agregados macroeconômicos interagem partindo de um contexto microeconômico. A partir disso, o modelo conta com a existência de diversos setores que estão interligados, de maneira que as decisões tomadas por um setor afeta o outro. Os setores que normalmente estão presentes no modelo são as famílias, que consomem, investem, recebem dividendos, pagam impostos e ofertam mão de obra; as firmas que produzem bens, geram lucros, demandam mão de obra; uma autoridade fiscal, que representa o governo, mostrando o comportamento de seus gastos e da arrecadação de impostos; a autoridade monetária, responsável pela oferta de moeda e controle da inflação; e em alguns modelos, há também, a inclusão do setor externo.

A maioria das versões existentes de modelos DSGE focam na análise da política monetária por vezes negligenciando o papel da política fiscal no modelo. Dessa forma, os modelos, na maioria das vezes, predizem um impacto negativo no consumo em resposta a choques nos gastos do governo, caso encontrado na estimação de Smets e Wouters (2003).

¹ Apesar de não possuir base na teoria econômica, os métodos econométricos tradicionais de série de tempo podem ser utilizados conjuntamente com os modelos DSGE. Del Negro e Schorfheide (2006, 2008) mostram como fazer isso. Os autores utilizam um modelo DSGE para gerar as distribuições *a priori* dos parâmetros do VAR.

² Apesar de seus benefícios, modelos DSGE apresentam problemas de identificação, muitas vezes ignoram a não estacionaridade e raízes unitárias (problemas comuns aos dados econômicos) que podem comprometer a qualidade da inferência do modelo estudado (FRANCHI e JUSELIUS, 2007).

³ Abordagem Keynesiana baseada na teorização *ad hoc* da relação entre os agregados macroeconômicos.

⁴ Isto não implica que os agentes não cometam erros, apenas que não cometem erros sistemáticos, ou seja, uma vez que cometem um erro, aprendem para que o não realizem novamente

No entanto, os testes empíricos encontrados na literatura contradizem este resultado. Os trabalhos de Blanchard e Perotti (2002), Perotti (2002), Canzoneri, Cumby e Diba (2002) e Galí, López-Salido e Vallés (2004) mostram que choques nos gastos governamentais têm efeitos positivos ou insignificantes sobre o consumo. Tal problema ocorre devido à hipótese da validade da equivalência ricardiana na modelagem, o que faz com que alterações na tributação não tenham efeitos na economia.

Sendo assim, este trabalho tem por objetivo estimar a importância relativa de consumidores ricardianos e não-ricardianos na economia brasileira, pois a presença desses consumidores no modelo afeta o impacto e o resultado da política fiscal nas outras variáveis econômicas. Tem como objetivo específico analisar o impacto de choques nos gastos governamentais no consumo privado utilizando um modelo DSGE, conforme o modelo adotado nos trabalhos de Coenen e Straub (2005) e Gouvea et al. (2008).

Serão estimadas duas versões do modelo: 1) uma economia com consumidores ricardianos e não-ricardianos; 2) uma economia onde estão presentes apenas consumidores ricardianos. A primeira situação será estimada para análise dos efeitos dos choques do gasto do governo no consumo e nos principais agregados macroeconômicos. A segunda situação, o modelo estimado com apenas consumidores ricardianos, será feita uma comparação entre os resultados obtidos pelos diferentes modelos verificando-se a relevância da inclusão de consumidores não-ricardianos no desempenho do modelo e se este é capaz de prever um impacto positivo no consumo em resposta a choques nos gastos do governo. Os parâmetros do modelo serão estimados utilizando-se métodos de inferência Bayesiana, o mais aceito na literatura, por obter resultados mais satisfatórios que a calibragem e por ser mais simples do que a máxima verossimilhança (VILLAVÉRDE, 2009).

No segundo capítulo é apresentada uma breve revisão de literatura sobre modelos DSGE e analisa-se como a política fiscal é tratada nestes modelos. No terceiro capítulo, apresentamos o modelo a ser estudado. Em seguida, no quarto capítulo, é apresentada a metodologia utilizada na estimação cujos resultados são analisados no quinto capítulo. Encerra-se com a conclusão e considerações finais do trabalho.

2 Evolução dos Modelos DSGE e seu uso para Política Econômica

2.1 As origens: Os Modelos de Ciclo Reais de Negócios e a Abordagem Novo Keynesiana

O entendimento dos fenômenos macroeconômicos, tais como ciclos econômicos, inflação, desemprego, alterações no produto tem sido o foco das pesquisas em macroeconomia. Desde os anos 50, diversos modelos foram construídos buscando compreender as mudanças nos agregados econômicos e o impacto de políticas econômicas. Recentes desenvolvimentos na teoria e nas técnicas de estimação possibilitaram o uso de modelos microfundamentados mais complexos, com excelente ajuste aos dados e ótimos resultados de previsão. Esses modelos são conhecidos na literatura como DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) ou modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral.

A partir do trabalho seminal de Kydland e Prescott (1982), a teoria dos Ciclos Reais (Real Business Cycles) forneceu a estrutura para o exame de flutuações econômicas utilizando modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE) como base para a análise de políticas macroeconômicas. Aumentando o modelo de Ramsey-Cass-Koopmans⁵, os autores criaram um modelo com mercado perfeitamente competitivo, habitado por agentes racionais maximizadores de utilidade, sujeitos a restrições orçamentárias e tecnológicas. A principal idéia do trabalho é que este modelo poderia replicar os ciclos econômicos quando este fosse atingido por pequenos choques tecnológicos aleatórios. As principais conclusões do artigo indicam que os ciclos econômicos são eficientes, sendo os choques tecnológicos uma importante fonte de flutuações econômicas. A eficiência dos ciclos econômicos está relacionada ao fato de que as flutuações econômicas podem ser interpretadas como resposta a mudanças exógenas nas variáveis reais; dessa forma, as flutuações cíclicas não são necessariamente uma alocação ineficiente de recursos. A importância dos choques tecnológicos advém do fato de que o modelo gera flutuações realísticas no produto e outras variáveis microeconômicas, mesmo quando se assume a produtividade total dos fatores como exógena.

Por apresentar microfundamentos, o modelo de ciclo reais não é vulnerável a crítica de Lucas⁶ (LUCAS, 1976) ou ao problema das restrições de identificação, que apresenta a maioria dos modelos macroeconômicos utilizados pelos bancos centrais, tais como os Vetores Autorregressivos (SIMS, 1980). No entanto, devido à ausência de um setor monetário no modelo, o seu uso torna-se limitado para as autoridades monetárias e formuladores de política econômica. Há, porém, na literatura, tentativas de introduzir um setor monetário no modelo de ciclos reais⁷, como Cooley e Hansen (1989). No entanto, devido

⁵ Para maiores informações ver Ramsey (1928), Blanchard e Fisher (1989)

⁶ Lucas (1976) argumenta que o uso de modelos econométricos para formação de política econômica poderia ser mais prejudicial do que benéfico. Isso, porque os parâmetros destes modelos não são estruturais, ou seja, não são invariantes à política econômica, e seriam suscetíveis a variações quando o ambiente econômico se altera.

⁷ Walsh (2003) apresenta alguns destes modelos

a presença de preços flexíveis e competição perfeita, o modelo prevê superneutralidade da moeda e a política monetária torna-se irrelevante. Isso ocorre, pois a moeda não afeta as variáveis reais, o que contradiz as evidências empíricas (FRIEDMAN e SCHWARTZ, 1963; CHRISTIANO, EICHENBAUM e EVANS, 1999).

Apesar de seu sucesso, o modelo de ciclos reais foi muito criticado por sua teoria, freqüentemente, apresentar conflitos com as evidências empíricas⁸. A raiz dos problemas estava no fato do modelo excluir importantes elementos da teoria econômica. Utilizando o tradicional modelo de ciclos reais, foram feitas alterações em algumas hipóteses do modelo, gerando hoje o que se conhece por Modelo Novo Keynesiano⁹. Este utiliza parte das hipóteses dos modelos de ciclos reais, assumindo a existência de um agente representativo que maximiza sua utilidade num período infinito sujeito a uma restrição orçamentária intertemporal; aceitando, também, a existência de um grande número de firmas com acesso a mesma tecnologia sujeita a choques exógenos. Desta base, os novos keynesianos agregam alguns componentes: competição monopolística e rigidez nominais, esta última implica na não neutralidade da moeda no curto prazo¹⁰. Por meio da competição monopolística, os preços dos bens e insumos são determinados pelos agentes econômicos de forma a maximizar sua função objetivo. Através da rigidez nominal, as firmas estão sujeitas a restrições na frequência em que ajustam os preços dos bens e serviços fornecidos.

2.2 A Política Fiscal nos Modelos DSGE

A partir dos modelos com abordagem Novo Keynesiana, vários autores desenvolveram modelos DSGE para análise de política econômica, principalmente para política monetária. Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) utilizam um modelo que permite fricções nominais e reais, incluindo rigidez nominal de salários e preços, a fim de explicar o comportamento inercial da inflação e a reação de persistência do produto a um choque monetário.

Galí e Monacelli (2005) utilizam o modelo de uma economia aberta pequena com rigidez à la Calvo (1983) para testar três diferentes regras de política monetária usando métodos de simulação. Smets e Wouters (2003) desenvolvem um modelo para a área do Euro em que analisam empiricamente o efeito de choques econômicos e quais suas contribuições para as flutuações na região. Aumentando e modificando o modelo proposto por Smets e Wouters, Medina e Soto (2007) realizam uma análise similar para a economia chilena.

Mesmo sendo amplamente utilizados para análises de política monetária, trabalhos utilizando modelos DSGE para a política fiscal ainda são escassos, devido à característica

⁸ Galí (2008) discute com detalhe os problemas dos modelos de ciclos reais.

⁹ Ver Gordon (1990) para maiores Informações sobre as idéias Novo Keynesianas.

¹⁰ É bom ressaltar que as idéias novo keynesianas incorporadas à teoria dos ciclo reais vinham sendo desenvolvidas em paralelo durante os anos 80. Galí (2008) trata do desenvolvimento e as evidências empíricas destas idéias.

de otimização intertemporal dos agentes, tornando a política fiscal irrelevante para o modelo. Essa característica é própria dos modelos de ciclo reais, isso porque os agentes consomem com base em sua renda permanente, realizando uma decisão intertemporal de consumo. De acordo com Friedman (1957), o consumo dos agentes é determinado não pela renda corrente, mas sim pela renda permanente. Para ele, a renda poderia ser dividida entre a renda permanente (Y^P) e a renda transitória (Y^T), de maneira que $Y = Y^P + Y^T$, sendo a permanente é definida como os ganhos correntes do indivíduo mais as expectativas de renda ao longo de sua vida e a transitória como de ganhos inesperados, um desvio temporário da renda permanente. Para Friedman, o consumo é determinado unicamente pela renda permanente, temos assim: $C = Y^P$. A renda transitória, por ser de caráter temporário, não altera as decisões de consumo dos agentes. Sendo assim, é de se esperar que a renda transitória média seja igual a zero ($E(Y^T) = 0$). Com essa idéia assimilada nos modelos de ciclo reais, a teoria prevê que o aumento nos gastos governamentais devem reduzir o consumo privado. Aiyagari, Christiano e Eichenbaum (1990), Baxter e King (1992) analisam em detalhe como, *ceteris paribus*, um aumento nos gastos do governo reduz o valor presente da renda líquida de impostos, gerando um efeito negativo na riqueza, induzindo uma redução no consumo. Já no caso do modelo IS-LM, a teoria prevê um resultado completamente contrário. Um aumento nos gastos do governo tem um impacto positivo no consumo privado. Isso ocorre, porque os consumidores, neste modelo, comportam-se de maneira não-Ricardiana. Isso porque o consumo é função apenas da renda corrente disponível, e não da expectativa de renda ao longo da vida.

Em seu trabalho de 1978, Hall propõe um teste para verificar a validade da Hipótese da Renda Permanente, ou seja, tenta determinar se consumo é função da renda permanente ou apenas da renda corrente disponível. O autor conclui, utilizando dados para os Estados Unidos, que não se pode rejeitar a Hipótese da Renda Permanente, sugerindo que o consumo siga um passeio aleatório. No entanto, seus resultados foram duramente criticados pela dificuldade de interpretação, e argumentam, também, que defasagens da renda não têm poder de previsão para o consumo. Assim, variações na renda não prevem variações no consumo, isso porque a inclusão de valores defasados da renda no modelo pode não ser a melhor maneira de se explicar variações na renda. Considerando esses problemas, Campbell e Mankiw (1989) contestam os resultados de Hall propondo um teste baseado na estimação por variáveis instrumentais. Os autores generalizam o modelo de Hall, adotando a ideia de que poderíamos obter melhores resultados assumindo que a renda é dividida entre dois tipos de consumidores: o primeiro consumiria apenas a sua renda corrente (não-ricardianos) e o segundo tipo são os que consomem sua renda permanente (ricardianos). Os resultados mostram que a Hipótese da Renda Permanente é rejeitada para os Estados Unidos devido à existência de persistência no consumo. Utilizando um procedimento similar ao de Campbell e Mankiw, Reis et al. (1998) utilizando dados de 1947 a 1994, estimam que 80% da população brasileira consomem apenas sua

renda corrente devido à restrição ao crédito da população brasileira. Gomes (2004) realiza o mesmo teste, proposto por Campbell e Mankiw para o Brasil no qual também rejeita a Hipótese da Renda Permanente, usando a Decomposição de Beveridge e Nelson (1981) em que decompõe a série de consumo em componentes não observados, um ciclo e uma tendência. Argumenta, que por não rejeitar a existência de um ciclo na série, é inevitável a rejeição da Hipótese da Renda Permanente. Conclui dizendo que isso ocorre devido à restrição de crédito existente no mercado brasileiro, à formação de hábito no consumo, e falta de informação do público em relação às formas disponíveis de investimento, dificultando qualquer tentativa de suavizar o consumo (*smoothing consumption*) intertemporalmente.

No modelo DSGE novo-keynesiano de Smets e Wouters (2003), em que consideram apenas a presença de consumidores ricardianos, os autores prevêm que o consumo privado responde negativamente a choques nos gastos governamentais para a região do Euro, ou seja, um aumento nos gastos do governo reduz o consumo privado. No entanto, diversos trabalhos demonstram que as evidências empíricas são contrárias a esse resultado. Blanchard e Perotti (2002), utilizando um VAR estrutural (SVAR), estimam a resposta de diversas variáveis, tais como o produto, consumo, investimento, a aumentos exógenos nos gastos governamentais. Eles concluem que um choque positivo nos gastos governamentais leva a um aumento persistente nos gastos do governo. Devido à expansão fiscal, há um aumento do produto, com o multiplicador sendo próximo a um; e ocorre um aumento no consumo, indo de acordo com as idéias keynesianas. Porém, a resposta do investimento aos gastos é negativa, contrariando a visão keynesiana. Os autores sugerem que pesquisas sejam feitas visando explicar esse conflito nos resultados.

Aplicando a mesma metodologia, Perotti (2002) testa a resposta das mesmas variáveis para o Reino Unido, Alemanha, Canadá e Austrália. Seus resultados são próximos aos encontrados no seu trabalho com Blanchard: o consumo responde positivamente e o investimento negativamente a um choque exógeno nos gastos do governo. Verifica também que os efeitos da política fiscal no PIB e seus componentes, inclusive o consumo, vêm caindo ao longo dos anos nesses países.

Propondo uma nova técnica para a identificação de choque de política fiscal num VAR, Mountford e Uhlig (2002) estimam os efeitos de um orçamento equilibrado e de um choque nos gastos do governo. Como nos trabalhos de Blanchard e Perotti (2002) e Perotti (2002), os resultados mostram que os choques nos gastos reduzem o investimento, porém, não reduzem o consumo. Fatás e Mihov (2001) comparam o impacto dinâmico em variáveis macroeconômicas causado pela política fiscal em diversos tipos de modelos de equilíbrio geral com os resultados de um VAR identificado. Como já encontrado em outros trabalhos, os choques positivos nos gastos governamentais geram um aumento persistente no consumo e no emprego. No entanto, a resposta do investimento parece ser não significativa.

A solução para a “contradição” entre as teorias e as evidências empíricas veio com o trabalho de Galí, López-Salido e Valdés (2004). Os autores desenvolvem um modelo DSGE com preços rígidos separando os consumidores entre ricardianos (aqueles que consomem de acordo com sua renda permanente) e consumidores não-ricardianos (não têm acesso a crédito, não podem aplicar, nem tomar emprestado, consomem apenas sua renda corrente disponível). Essa separação dos consumidores é feita com base nas evidências empíricas mencionadas anteriormente (CAMPBELL e MANKIW, 1989) e na sugestão feita por Mankiw (2000) da necessidade deste procedimento para a análise dos efeitos da política fiscal e seus choques nas variáveis macroeconômicas. Analisando as propriedades do modelo, os autores verificam que os gastos do governo aumentam o consumo de acordo com a interação entre alguns fatores. Argumentam ainda que a inclusão de preços rígidos e consumidores não-ricardianos é uma condição necessária para que o aumento nos gastos governamentais eleve o consumo privado. Mostram também, que para algumas possíveis calibrações que vão de acordo com a realidade, o grau de rigidez dos preços, e a extensão do financiamento do déficit, prevem, fora do modelo, respostas do consumo que estão de acordo com as evidências empíricas.

Com base na proposta de Galí, López-Salido e Valdés (2004), Coenen e Straub (2005) estendem e estimam o modelo para a região do Euro. As modificações adotadas pelos autores permitem analisar com detalhes os impactos da política fiscal adotando-se uma regra que estabiliza a evolução da dívida do governo, diferentes tipos de impostos distorcivos (impostos sobre o consumo, renda e salário) que determinam as receitas do governo, transferências lump-sum e assumem que o gasto do governo evolui exógenamente de acordo com o processo de um choque altamente persistente. Verificam como a inserção de consumidores não-ricardianos juntamente com a política fiscal afeta a dinâmica de equilíbrio do modelo estimado. Os resultados indicam que a parcela de consumidores não-ricardianos na região do Euro é baixa devido aos baixos custos para a participação nos mercados financeiros, consequência da desregulamentação financeira que vem ocorrendo no continente desde os anos 80, e ao auxílio a empréstimos de maneira que os efeitos da política fiscal têm se enfraquecido ao longo do tempo. No entanto, a inclusão de consumidores não-ricardianos tem importantes consequências para a estimação dos parâmetros de preferência, influenciando a escolha intertemporal dos consumidores ricardianos. A presença de consumidores não-ricardianos parece fazer com que consumidores ricardianos apresentem menor suavização do consumo em relação ao modelo em que esses não estão inclusos. Concluem dizendo que são poucas as possibilidades de que os choques de aumento nos gastos do governo aumentem o consumo agregado (*“crowding in”*), isso porque a parcela de consumidores não-ricardianos na região do Euro é baixa devido ao efeito riqueza negativo, induzido pela alta persistência dos choques nos gastos governamentais. Em contraste ao trabalho de Galí, López-Salido e Valdés, os autores verificam que o modelo estimado não gera o aumento no salário real, o que ajudaria a contrabal-

ancear o efeito riqueza negativo.

2.3 Problemas e Críticas na Adaptação de Modelos DSGE para Uso em Política Econômica

Apesar de serem muito utilizados pelos Bancos Centrais, os modelos DSGE ainda necessitam de bastante aprimoramento. Como em qualquer modelagem econométrica, o modelo não apresenta uma descrição exata dos dados, e de um ponto de vista mais teórico nenhum dos modelos DSGE representam o processo gerador de dados das séries de interesse. Tovar (2008) afirma que o objetivo destes modelos é serem práticos no uso de formação de política econômica, fazendo com que isso não seja um problema. Acredita que é mais importante obter informações sobre comportamentos específicos da economia do que obter uma descrição exata do processo gerador dos dados. Mesmo assim, os procedimentos utilizados na estimação dos modelos buscam minimizar a distância entre o verdadeiro processo gerador de dados e as séries geradas pelo modelo.

Devido à falta de dados apropriados para serem utilizados na estimação dos modelos, é de se reconhecer a presença de erros de medida ou a inclusão de séries nos modelos que contêm a mesma informação. Os modelos DSGE baseiam-se no fato de que o uso de poucas séries de dados são o bastante para gerar todas as dinâmicas do modelo. Mesmo acreditando-se que o uso de poucas séries pode conter toda informação relevante para a estimação, Bernanke e Bolvin (2003) argumentam que informações contidas em grandes bancos de dados são importantes para a evolução das séries macroeconômicas e não podem ser desprezadas.

Os modelos são, também, muito criticados pela hipótese de existência do estado estacionário implicando que a razão entre certas variáveis necessita ser constantes (FUKAČ e PAGAN, 2006). No entanto, isso não acontece na maioria das vezes, o que pode ser problemático na modelagem de países emergentes, onde os ambientes são mais voláteis e sofrem constantes mudanças (TOVAR, 2008).

Dessa forma, vemos que os modelos DSGE necessitam de aprimoramento técnico e melhor adaptação em algumas situações. Porém, esses problemas e essas críticas não invalidam o modelo, mas sugerem pontos importantes a serem analisados em pesquisas futuras, seja na teoria econômica, seja na modelagem econométrica.

3 O Modelo

Neste capítulo será apresentado o modelo teórico utilizado neste trabalho que tem como base o modelo apresentado por Coenen e Straub (2005) e em alguns elementos do modelo SAMBA (GOUVEA et al., 2008). Essa combinação de modelos permite adaptar o modelo original de Coenen e Straub (2005) à realidade brasileira. No modelo, a economia é dividida em quatro setores: famílias (ricardianas e não-ricardianas), firmas (bens intermediários e bens finais), autoridades fiscal e monetária.

Primeiramente, apresenta-se o comportamento das famílias, que podem ser ricardianas, ou não-ricardianas. Os agentes ricardianos maximizam sua utilidade intertemporal sujeitos à restrição orçamentária intertemporal em que determinam suas alocações ótimas de capital, investimento, títulos do governo e consumo. Das condições de primeira ordem obtemos as condições de equilíbrio das variáveis de interesse (capital, investimento, consumo e títulos do governo). As famílias não-ricardianas não realizam nenhum tipo de otimização e seguem apenas uma regra de bolso para consumir. Os sindicatos monopolisticamente competitivos ligados às famílias atuam como determinadores dos salários para os diferentes tipos de serviços ofertados pelas famílias. O modelo assume a existência de rigidez salarial.

Em seguida, será apresentado o comportamento das firmas. Assume-se que existem dois tipos de firmas: uma parte em competição monopolística produtora de bens intermediários, que produzem bens intermediários diferenciados; e um conjunto de firmas perfeitamente competitivas, que combinam os bens intermediários num único bem final. Assume-se nesse caso a existência de rigidez de preços por parte das firmas produtoras de bens intermediários.

O último setor do modelo é composto pelas autoridades monetária e fiscal. A autoridade fiscal é modelada adotando-se uma meta para o superávit primário e a estabilização da proporção dívida/PIB, pois a inclusão de consumidores não-ricardianos afeta o comportamento dos gastos do setor público e dos impostos. A autoridade monetária adota uma regra de Taylor em um regime de metas de inflação.

3.1 Famílias

No modelo, assume-se que as famílias ofertam mão-de-obra para um conjunto de agentes, neste caso, os sindicatos. A determinação dos salários de todas as famílias é feita pelos sindicatos que atuam em mercados de competição monopolística. Os sindicatos atuam como agregadores de salários e depois o distribuem em proporções iguais entre as famílias.

As famílias, assim como os sindicatos, são representadas pelo índice $h \in [0, 1]$, no

qual a parcela $(1-\omega)$ representa as famílias ricardianas, que são indexadas por $i \in [0, 1-\omega]$. A outra parcela, ω , são as famílias não-ricardianas, indexadas por $j \in [1-\omega, 1]$, que consomem apenas a parcela de sua renda disponível.

As famílias não-ricardianas não otimizam o seu consumo, sendo que cada família não-ricardiana j segue uma regra de bolso e determina o seu consumo com base na seguinte equação:

$$C_{j,t} = \frac{W_t}{P_t} N_t - T_{j,t} \quad (1)$$

O valor do salário agregado das famílias não-ricardianas é por hipótese dado e assume-se que elas ofertam trabalho de maneira a satisfazer a demanda.

Já as famílias ricardianas maximizam sua utilidade intertemporal de acordo com a seguinte função:

$$E_t \left[\beta_t^k \sum_{k=0}^{\infty} \epsilon_{t+k}^b \left(\frac{1}{1-\gamma} (C_{i,t+k} - \vartheta C_{i,t+k-1}^*)^{1-\gamma} - \frac{\epsilon_{t+k}^n}{1+\zeta} (N_{i,t+k})^{1+\zeta} \right) \right] \quad (2)$$

Em que $C_{i,t}$ representa os níveis ótimos de consumo, $I_{i,t}$ seu investimento, $B_{i,t+1}$ são títulos do governo para o próximo período, $K_{i,t+1}$ é o estoque de capital físico para o próximo período e $Z_{i,t}$ é a intensidade de uso do capital instalado. Temos também, β , o fator de desconto, γ , o coeficiente de aversão relativa ao risco, ϑ , o parâmetro que mede o grau externo de formação de hábito no consumo e ζ , a elasticidade inversa do esforço do trabalho em relação ao salário real.

Sendo assim, vemos que a utilidade da família depende positivamente da diferença entre o nível individual de consumo ($C_{i,t}$) e o nível de consumo médio do período anterior ($C_{i,t-1}^*$) e depende negativamente da oferta de trabalho ($N_{i,t}$). Há, também, um choque de preferências, $\epsilon_t^b = \rho_b \epsilon_{t-1}^b + \eta_t^b$, que afeta a propensão a suavizar o consumo ao longo do tempo das famílias ricardianas, e o choque da oferta de trabalho $\epsilon_t^n = \rho_n \epsilon_{t-1}^n + \eta_t^n$. Os erros η_t^b e η_t^n são *i.i.d.* $\sim N(0, \sigma_b^2)$ e *i.i.d.* $\sim N(0, \sigma_n^2)$, respectivamente.

A restrição orçamentária intertemporal tem o seguinte formato:

$$C_{i,t} + I_{i,t} + \frac{B_{i,t+1}}{R_t P_t} + \Psi(Z_{i,t}) K_{i,t} = \frac{W_t}{P_t} N_t + \frac{R_t^k}{P_t} Z_{i,t} K_{i,t} + T_{i,t} + \frac{B_{i,t}}{P_t} \quad (3)$$

Em que os termos a direita da igualdade mostram os recursos que as famílias tem disponíveis: seu nível de consumo ($C_{i,t}$), investimento ($I_{i,t}$), títulos ($B_{i,t+1}$) e o estoque de capital ($K_{i,t}$) cuja intensidade de utilização é medida pela função $\Psi(\cdot)$, e R_t é o retorno líquido de impostos de títulos do governo.

A dinâmica do capital é dada pela equação de acumulação de capital a seguir:

$$K_{i,t+1} = (1 - \delta)K_{i,t} - \left(1 - \Upsilon\left(\frac{\epsilon_t^i I_{i,t}}{I_{i,t-1}}\right)\right) I_{i,t} \quad (4)$$

Em que δ é a taxa de depreciação do capital e assume-se que ela é invariante no tempo. Temos, também, que $\Upsilon(\cdot)$ é a função generalizada do custo de ajustamento do investimento e ϵ_t^i é o choque serialmente correlacionado que afeta o custo de ajustamento do investimento que segue o processo $\epsilon_t^i = \rho_i \epsilon_{t-1}^i + \eta_t^i$ com $\eta_t^i \sim NI(0, \sigma_i^2)$.

Os termos a esquerda da equação (3) mostram como estes recursos são utilizados. R_t^k é a taxa de aluguel dos serviços de capital alugados as firmas ($Z_{i,t}K_{i,t}$) e $P_{i,t}$ é o nível de preços agregado. Parte da renda das famílias é repassada ao governo por meio da autoridade fiscal para financiar seus gastos por meio de impostos (ou transferências) lump-sum (também expresso em termos reais) representado por $T_{i,t}$.

Maximizando a função de utilidade (2) sujeita às restrições (3) e (4), e adotando Λ_t e $\Lambda_t Q_t$ como os respectivos multiplicadores de Lagrange das restrições, temos o seguinte lagrangeano:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & E_t \beta_t^k \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left\{ \epsilon_{t+k}^b \left(\frac{1}{1-\gamma} (C_{i,t+k} - \vartheta C_{i,t+k-1}^*) \right)^{1-\gamma} - \frac{\epsilon_{t+k}^n}{1+\zeta} (N_{i,t+k})^{1+\zeta} \right\} \right. \\ & + \Lambda_{t+k} \left\{ (C_{i,t+k} + I_{i,t+k} + \frac{B_{i,t+k+1}}{R_{t+k} P_{t+k}} + \Psi(Z_{i,t+k}) K_{i,t+k} - \frac{W_{t+k}}{P_{t+k}} N_{t+k} - \frac{R_{t+k}^k}{P_{t+k}} Z_{i,t+k} K_{i,t+k} \right. \\ & \left. \left. - T_{i,t+k} - \frac{B_{i,t+k}}{P_{t+k}} \right\} + \Lambda_{t+k} Q_{t+k} \left(K_{i,t+k+1} - (1-\delta)K_{i,t+k} + \left(1 - \Upsilon\left(\frac{\epsilon_{t+k}^i I_{i,t+k}}{I_{i,t+k-1}}\right)\right) I_{i,t+k} \right) \right] \quad (5) \end{aligned}$$

Maximizando o lagrangeano em relação a $C_{i,t}$, $I_{i,t}$, $B_{i,t+1}$, $K_{i,t+1}$ e $Z_{i,t}$ obtemos as seguintes condições de primeira ordem:

$$\Lambda_t = \epsilon_t^b (C_{i,t} - \vartheta C_{i,t-1}^*)^{-\gamma} \quad (6)$$

$$\beta R_t E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] = 1 \quad (7)$$

$$R_t^k = \Psi'(Z_{i,t}) \quad (8)$$

$$Q_t \left(1 - \Upsilon\left(\frac{\epsilon_t^i I_{i,t}}{I_{i,t-1}}\right)\right) = Q_t \Upsilon' \left(\frac{\epsilon_t^i I_{i,t}}{I_{i,t-1}}\right) \frac{\epsilon_t^i I_{i,t}}{I_{i,t-1}} - \beta E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} Q_{t+1} \Upsilon' \left(\frac{\epsilon_{t+1}^i I_{i,t+1}}{I_{i,t}}\right) \frac{\epsilon_{t+1}^i I_{i,t+1}^2}{I_{i,t}^2} \right] + 1 \quad (9)$$

$$Q_t = \beta E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} (Q_{t+1} + R_{t+1}^k Z_{i,t+1} - \Psi(Z_{i,t+1})) \right] + \eta_t^q \quad (10)$$

As equações (6) e (7) representam o crescimento do consumo considerando a existência de formação de hábito no consumo, em que Λ_t é a utilidade marginal do consumo. A equação (8) é a condição de primeira ordem da taxa de utilização do capital (Ψ) que é igual ao custo do aluguel do capital. A relação nos diz que a medida que a taxa de aluguel (R_t^k) aumenta, torna-se mais lucrativo o uso intensivo do estoque até o ponto em que os custos igualam-se aos ganhos. A equação (9) descreve o comportamento ótimo dinâmico do investimento. A equação (10) determina o valor do capital instalado, isto é, o Q de Tobin, com um choque η_t^q não correlacionado serialmente. Ela diz que o valor do capital instalado (Q_t) depende da expectativa do valor do capital instalado futuro (Q_{t+1}), levando em consideração a taxa de depreciação e o retorno futuro esperado das taxas de aluguel do capital (R_{t+1}^k) multiplicada pela taxa esperada de utilização de capital ($Z_{i,t+1}$). O Q de Tobin pode ser interpretado como a razão do valor de mercado de uma unidade de investimento em relação ao seu custo.

3.1.2 Oferta de Trabalho e Determinação de Salários

Como mencionado anteriormente, o modelo assume a existência de um conjunto de sindicatos monopolisticamente competitivos indexados por $h \in [0, 1]$, mesmo intervalo de indexação das famílias. Estes são responsáveis pela determinação dos salários dos diferentes serviços ofertados pelas famílias, tomando como dados o salário nominal agregado W_t e a demanda agregada de trabalho N_t .

A cada período t os sindicatos recebem permissão para zerar os salários ótimamente com probabilidade $1 - \xi_w$ e escolhem o mesmo nível salarial, $W_{h,t}^*$, que otimiza a escolha do salário (CALVO, 1983). Maximizando a função utilidade representada na equação (2) Cada sindicato h com permissão para otimizar salários realizam sua escolha sujeita à restrição orçamentária intertemporal (equação (3)) e a demanda por trabalho dada pela equação (11).

$$N_{h,t} = \left(\frac{W_{h,t}}{W_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_{w,t}}{\lambda_{w,t}}} N_t \quad (11)$$

em que $\lambda_{w,t} = \lambda_w + \eta_t^w$ é um parâmetro estocástico que determina o *mark-up* de salários em mercados sindicalizados com $\eta_t^w \sim NID(0, \sigma_w^2)$. E as variáveis N_t e W_t são, respectivamente, determinadas pelos seguintes índices agregadores Dixit-Stiglitz:

$$N_t = \left(\int_0^1 (N_{h,t})^{\frac{1}{1+\lambda_{w,t}}} dh \right)^{1+\lambda_{w,t}} \quad (12)$$

$$W_t = \left(\int_0^1 (W_{h,t})^{-\frac{1}{\lambda_{w,t}}} dh \right)^{-\lambda_{w,t}} \quad (13)$$

Realizando a otimização obtém-se a seguinte condição de primeira ordem para a determinação de salário do sindicato no período t :

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \xi_{sw}^k \beta^k N_{h,t+k} \left(\Lambda_{t+k} \frac{W_{h,t}^*}{P_{t+k}} \left(\frac{P_{t+k-1}}{P_{t-1}} \right)^{\varphi_w} - (1 + \lambda_{w,t+k}) \epsilon_{t+k}^n (N_{h,t+k})^{-\zeta} \right) \right] = 0 \quad (14)$$

Os sindicatos que não reotimizam, ajustam os salários de acordo com a seguinte regra:

$$W_{h,t} = \left(\frac{W_{t-1}}{W_{t-2}} \right)^{\varphi_w} W_{h,t-1} \quad (15)$$

em que φ_w é o grau de indexação do salário. Quando $\varphi_w = 0$ não há indexação e os salários não-otimizados permanecem constantes, e quando $\varphi_w = 1$ há indexação perfeita em relação à inflação passada.

Unindo a equação de determinação de salário (15) com a equação de evolução dos salários nominais (14), obtém-se a seguinte equação agregada de salários:

$$W_t = \left((1 - \xi_w) (W_{h,t}^*)^{-\frac{1}{\lambda_{w,t}}} + \xi_w \left(\frac{W_{t-1}}{W_{t-2}} \right)^{\varphi_w} (W_{h,t-1})^{-\frac{1}{\lambda_{w,t}}} \right)^{-\lambda_{w,t}} \quad (16)$$

3.1.2 Unindo Famílias Ricardianas e Não-Ricardianas

Para obter o nível agregado de cada variável específica às famílias utiliza-se $X_t = (1 - \omega)X_{i,t} + \omega X_{j,t}$, lembrando que as famílias em cada grupo (ricardianos e não-ricardianos) são consideradas idênticas. E o mesmo vale para cada variável relacionada a cada tipo de família. Sendo assim, as variáveis agregadas são:

$$C_t = (1 - \omega)C_{i,t} + \omega C_{j,t} \quad (17)$$

$$N_t = (1 - \omega)N_{i,t} + \omega N_{j,t} \quad (18)$$

$$B_{t+1} = (1 - \omega)B_{i,t+1} \quad (19)$$

$$K_{t+1} = (1 - \omega)K_{i,t+1} \quad (20)$$

$$I_t = (1 - \omega)I_{i,t} \quad (21)$$

3.2 Firms

No modelo, o país produz um bem final e um conjunto de bens intermediários indexado por $f \in [0, 1]$. As firmas produtoras de bens finais são perfeitamente competitivas e este bem é utilizado para consumo e investimento pelas famílias. As firmas de bens intermediários produzem bens $Y_{f,t}$ diferenciados num mercado de competição monopolística, e cada bem é produzido por uma única firma.

Cada bem intermediário f produzido pela firma f utilizando serviços de capital alugados homogêneos obtidos das famílias num mercado centralizado denotados por $\tilde{K}_{f,t} = Z_t K_{f,t}$ e mão-de-obra diferenciada $N_{f,t}$ por meio da seguinte tecnologia de retornos crescentes de escala:

$$Y_{f,t} = \max \left[\epsilon_t^a \tilde{K}_{f,t}^\alpha N_{f,t}^{(1-\alpha)} - \Phi, 0 \right] \quad (22)$$

em que $\epsilon_t^a = \rho_a \epsilon_{t-1}^a + \eta_t^a$ é um choque de produtividade serialmente correlacionado. O parâmetro Φ representa o custo fixo da produção.

Tomando como dados os preços dos insumos W_t e R_t^k , as firmas alugam $\tilde{K}_{f,t}$ e contratam $N_{f,t}$ num mercado competitivo de fatores e minimizam o seu custo sujeitos à sua curva de oferta como apresentada na equação (22):

$$\min_{K_{f,t}, N_{f,t}} W_t N_{f,t} - R_t^k \tilde{K}_{f,t} \quad (23)$$

Assumindo uma solução interior, as condições de primeira ordem para o problema são:

$$W_t = \psi(1 - \alpha) \epsilon_t^a \tilde{K}_{f,t}^\alpha N_{f,t}^{-\alpha} \quad (24)$$

$$R_t^k = \psi \alpha \epsilon_t^a \tilde{K}_{f,t}^{\alpha-1} N_{f,t}^{(1-\alpha)} \quad (25)$$

em que ψ é o multiplicador de Lagrange. Realizando algumas manipulações algébricas obtém-se a seguinte relação:

$$\frac{\tilde{K}_{f,t}}{N_{f,t}} = \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \frac{W_t}{R_t^k} \quad (26)$$

A equação (26) implica que a relação capital-trabalho entre os produtores de bens intermediários é idêntica, sendo igual a razão agregada de capital-trabalho. O custo marginal das firmas é dado por:

$$MC_t = \frac{1}{\epsilon_t^a \alpha^\alpha (1 - \alpha)(1 - \alpha)} W_t^{(1-\alpha)} (R_t^k)^\alpha \quad (27)$$

A equação não depende especificamente do produtor, isso porque todas as firmas, por hipótese, recebem os mesmos choques de produtividade e compartilham o mesmo preço de insumos.

O bem final é produzido utilizando-se bens intermediários de acordo com a seguinte função de produção¹¹:

$$Y_t = \left(\int_0^1 (Y_{f,t})^{\frac{1}{1+\lambda_{p,t}}} df \right)^{1+\lambda_{p,t}} \quad (28)$$

em que $\frac{1+\lambda_{p,t}}{\lambda_{p,t}}$ é a elasticidade substituição e $\lambda_{p,t} = \lambda_p + \eta_t^p$ é um parâmetro estocástico que determina o *mark-up* de preços no mercado de bens intermediários.

Como os produtores de bens finais são perfeitamente competitivos maximizam seus lucros sujeitos a função de produção (28) tomando como dados os preços de todos os bens intermediários $P_{f,t}$ e o preço dos bens finais P_t . Dessa forma, o problema de maximização se torna:

$$\max_{Y_{f,t}} P_t Y_t - \int_0^1 P_{f,t} Y_{f,t} df \quad (29)$$

Resolvendo o problema obtemos a função de demanda por insumos associada, dada pela equação (30).

$$Y_{f,t} = \left(\frac{P_{f,t}}{P_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_{p,t}}{\lambda_{p,t}}} Y_t \quad (30)$$

Da equação (30) temos que a demanda por bens intermediários é função do preço $P_{f,t}$ do bem intermediário relativo ao preço P_t do bem final. Utilizando a demanda agregada Y_t e a condição de lucro zero $P_t Y_t = \int_0^1 P_{f,t} Y_{f,t} df$ que nos leva ao preço do bem final:

$$P_t = \left(\int_0^1 (P_{f,t})^{-\frac{1}{\lambda_{p,t}}} df \right)^{-\lambda_{p,t}} \quad (31)$$

O próximo passo para os produtores de bens intermediários é a determinação do preço que maximiza o lucro real descontado. Para isso, considera-se, assim como para a determinação de salários, a proposta de Calvo (1983), de que a cada período nem todas as firmas podem escolher os preços que irão praticar. A cada período t uma fração $1 - \xi_p$ das firmas são selecionadas aleatoriamente e podem escolher os seus preços ótimamente, no caso $P_{f,t}^*$. O restante das firmas que não podem alterar seus preços, indexando-os aos preços da inflação passada, que é medida pelo parâmetro γ_p , de acordo com a seguinte equação:

$$P_{f,t} = \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\varphi_p} P_{f,t-1} \quad (32)$$

¹¹Neste caso, a função de produção é um agregador Dixit-Stiglitz padrão.

Quanto mais próximo o parâmetro γ_p está de zero, menor o grau de indexação, a medida que ele aproxima-se de um, este grau aumenta. Cada firma tem probabilidade ξ_p que irá manter o mesmo preço do período anterior e $1 - \xi_p$ de probabilidade que poderá determinar seu novo preço. Uma vez que o preço é fixado no período t , há uma probabilidade ξ_p de que o mesmo preço continuará no período $t + 1$, e probabilidade ξ_p^2 de este será o preço em $t + 2$, e assim por diante. Dessa forma, as firmas de bem intermediário levam esse fator em consideração quando ela tem a oportunidade de determinar o preço que irá praticar.

Cada uma das firmas de bem intermediários f que ajusta seu salário maximiza a soma de seus lucros nominais descontados, conforme a equação (33), sujeito à demanda de bens dada pela equação de produção (24) e a indexação de preços da equação (32). A restrição (24) diz que a cada período a firma irá produzir tudo o que lhe for demandado ao preço determinado.

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \xi_p^k \chi_{t,t+k} \Pi_{f,t+k} \right] \quad (33)$$

O parâmetro χ_t é o fator de desconto estocástico das famílias que possuem a firma e

$$\Pi_{f,t} = P_{f,t} Y_{f,t} - MC_t (Y_{f,t} + \Phi) \quad (34)$$

é o lucro nominal.

Do problema de maximização é obtida a condição de primeira ordem para a determinação de preço ótimo da firma, $P_{f,t}^*$, como vemos a seguir:

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \xi_p^k \chi_{t,t+k} Y_{f,t+k} \left(P_{f,t}^* \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\varphi_p} - (1 + \lambda_{p,t+k} MC_{t+k}) \right) \right] \quad (35)$$

Tendo que o preço dos bens intermediários é dado pela equação (32) e pela equação (35), a evolução do índice de preços agregado dado pela equação (25) é determinado pela seguinte expressão:

$$P_t = \left((1 - \xi_p) (P_{f,t}^*)^{-\frac{1}{\lambda_{p,t}}} + \xi_p \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\varphi_p} (P_{f,t-1})^{-\frac{1}{\lambda_{p,t}}} \right)^{-\lambda_{p,t}} \quad (36)$$

3.3 Governo: Autoridade Fiscal e Monetária

A autoridade fiscal compra o bem final, G_t , lança títulos no mercado e arrecada impostos. Assume-se que o instrumento fiscal é o gasto do governo. A regra fiscal tem por base atingir metas divulgadas para o superávit primário e estabilizar a relação dívida/PIB.

A regra fiscal é especificada com base em Gouvea et al (2008), de maneira que temos:

$$\frac{G_t}{Y_t} - \frac{G}{\bar{Y}} = \gamma_g \left(\frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{G}{\bar{Y}} \right) + (1 - \gamma_g) \left[\gamma_s \left(\frac{S_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{\bar{S}_{t-1}}{\bar{Y}_{t-1}} \right) - \gamma_b \left(\frac{B_t}{Y_t} - \frac{\bar{B}_t}{\bar{Y}_t} \right) \right] + \varepsilon_t^g \quad (37)$$

em que G_t são os gastos do governo, G é o valor do gasto do governo no estado estacionário, S_t é o superávit primário¹², \bar{S} é a meta do superávit primário, $\frac{B_t}{Y_t}$ é a relação dívida/PIB, $\frac{\bar{B}_t}{\bar{Y}_t}$ representa a meta da relação dívida/PIB. O choque $\varepsilon_t^g = \rho_g \varepsilon_{t-1}^g + \eta_t^g$ é o choque dos gastos do governo em que $\eta_t^g \sim NID(0, \sigma_g^2)$. Na regra fiscal, o parâmetro γ_g é o suavizador dos gastos do governo, γ_s representa a contribuição do superávit primário e γ_b , a dos gastos do governo.

A regra fiscal em (37) nos diz que a diferença dos gastos do governo (todas as variáveis estão em proporção do PIB) em relação a seu valor de estado estacionário é dado em parte por esta mesma diferença no período anterior e em parte pela mudança do superávit primário e da relação dívida/PIB em relação às suas metas. Caso o governo atinja a meta do superávit primário, temos $\frac{S_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{\bar{S}_{t-1}}{\bar{Y}_{t-1}} = 0$. A regra fiscal permite também que haja um nível de tolerância mais elevado da relação dívida/PIB, permitindo a presença de impulsos fiscais de forma que $\frac{B_t}{Y_t} - \frac{\bar{B}_t}{\bar{Y}_t} > 0$.

Devido à ausência de um setor externo no modelo, temos que a dívida do governo é financiada somente com dívida doméstica. Assim, restrição orçamentária para o governo é dada por:

$$G_t + \frac{B_t}{P_t} = \frac{T_t}{P_t} + \frac{B_{t+1}}{R_t P_t} \quad (38)$$

A autoridade monetária adota o regime de metas de inflação e determina a taxa de juros com base numa regra de Taylor com suavização da taxa de juros. A função de reação do banco central é dada por

$$R_t = (R_{t-1})^{\gamma_r} \left(E_t \left(\frac{\Pi_{t+h}}{\bar{\Pi}_{t+h}} \right)^{\gamma_\pi} \bar{\Pi}_t R^{ss} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\gamma_y} \right)^{(1-\gamma_r)} \exp^{\varepsilon_t^r} \quad (39)$$

em que $R_t = (1 + r_t)$ é a taxa de juros nominal, $R^{ss} = (1 + r)$ é a taxa de juros de estado estacionário, $\Pi_t = (1 + \pi_t)$ e $\bar{\Pi}_t = (1 + \bar{\pi}_t)$ são a taxa e a meta de inflação, respectivamente, h é o horizonte de tempo da função de reação e ε_t^r é o choque da política monetária. A meta de inflação é modelada como um processo autorregressivo da forma $\bar{\pi}_t = \rho_{\bar{\pi}} \bar{\pi}_{t-1} + \eta_t^{\bar{\pi}}$ e no estado estacionário $R = \bar{\Pi} R^{ss}$.

3.4 Equilíbrio de Mercado

O equilíbrio de mercado da economia é dado por:

¹²O superávit primário é dado por $\frac{S_t}{P_t} = \frac{T_t}{P_t} - G_t$

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \Psi(Z_t)K_t \quad (40)$$

O mercado de trabalho está em equilíbrio quando a demanda por trabalhadores das firmas de bens intermediários iguala-se a oferta de trabalho fornecida pelas famílias no nível de salário determinado pelos sindicatos. O mercado de capital físico está em equilíbrio quando a demanda de capital pelas firmas de bens intermediários é igual a oferta de capital dada pelas famílias de acordo com a taxa de aluguel de mercado. O mercado de bens finais equilibra-se quando a oferta de bens finais iguala a demanda das famílias e do governo. E o mercado de títulos do governo está em equilíbrio quando as famílias detêm títulos que remuneram de acordo com a taxa de juros de mercado.

3.5 O Modelo Equação por Equação

Consumo das famílias ricardianas com formação de hábito:

$$\Lambda_t = \epsilon_t^b (C_{i,t} - \vartheta C_{i,t-1}^*)^{-\gamma} \quad (41)$$

Equação de investimento:

$$Q_t \left(1 - \Upsilon \left(\frac{\epsilon_t^i I_{i,t}}{I_{i,t-1}} \right) \right) = Q_t \Upsilon' \left(\frac{\epsilon_t^i I_{i,t}}{I_{i,t-1}} \right) \frac{\epsilon_t^i I_{i,t}}{I_{i,t-1}} - \beta E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} Q_{t+1} \Upsilon' \left(\frac{\epsilon_{t+1}^i I_{i,t+1}}{I_{i,t}} \right) \frac{\epsilon_{t+1}^i I_{i,t+1}^2}{I_{i,t}^2} \right] + 1 \quad (42)$$

Equação de Euler do consumo:

$$\beta R_t E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] = 1 \quad (43)$$

Equação de Euler do capital:

$$Q_t = \beta E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} (Q_{t+1} + R_{t+1}^k Z_{i,t+1} - \Psi(Z_{i,t+1})) \right] + \eta_t^q \quad (44)$$

Equação de acumulação de capital:

$$K_{i,t+1} = (1 - \delta)K_{i,t} - \left(1 - \Upsilon \left(\frac{\epsilon_t^i I_{i,t}}{I_{i,t-1}} \right) \right) I_{i,t} \quad (45)$$

Utilização do capital:

$$R_t^k = \Psi'(Z_{i,t}) \quad (46)$$

Consumo das famílias não-ricardianas:

$$C_{j,t} = \frac{W_t}{P_t} N_t - T_{j,t} \quad (47)$$

Equação de determinação de Salários:

$$W_t = \left((1 - \xi_w)(W_{h,t}^*)^{-\frac{1}{\lambda_{w,t}}} + \xi_w \left(\frac{W_{t-1}}{W_{t-2}} \right)^{\varphi_w} (W_{h,t-1})^{-\frac{1}{\lambda_{w,t}}} \right)^{-\lambda_{w,t}} \quad (48)$$

Consumo agregado:

$$C_t = (1 - \omega)C_{i,t} + \omega C_{j,t} \quad (49)$$

Demanda de trabalho agregada:

$$N_t = (1 - \omega)N_{i,t} + \omega N_{j,t} \quad (50)$$

Títulos agregados:

$$B_{t+1} = (1 - \omega)B_{i,t+1} \quad (51)$$

Capital agregado:

$$K_{t+1} = (1 - \omega)K_{i,t+1} \quad (52)$$

Investimento agregado:

$$I_t = (1 - \omega)I_{i,t} \quad (53)$$

Condição de minimização de custos:

$$\frac{\tilde{K}_{f,t}}{N_{f,t}} = \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \frac{W_t}{R_t^k} \quad (54)$$

Custo marginal:

$$MC_t = \frac{1}{\epsilon_t^\alpha \alpha^\alpha (1 - \alpha)(1 - \alpha)} W_t^{(1-\alpha)} (R_t^k)^\alpha \quad (55)$$

Equação de determinação de preços

$$P_t = \left((1 - \xi_p)(P_{f,t}^*)^{-\frac{1}{\lambda_{p,t}}} + \xi_p \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\varphi_p} (P_{f,t-1})^{-\frac{1}{\lambda_{p,t}}} \right)^{-\lambda_{p,t}} \quad (56)$$

Regra de política fiscal:

$$\frac{G_t}{Y_t} - \frac{G}{Y} = \gamma_g \left(\frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{G}{Y} \right) + (1 - \gamma_g) \left[\gamma_s \left(\frac{S_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{\bar{S}_{t-1}}{Y_{t-1}} \right) - \gamma_b \left(\frac{B_t}{Y_t} - \frac{\bar{B}_t}{Y_t} \right) \right] + \varepsilon_t^g \quad (57)$$

Gastos do governo:

$$G_t + \frac{B_t}{P_t} = \frac{T_t}{P_t} + \frac{B_{t+1}}{R_t P_t} \quad (58)$$

Regra de Taylor:

$$R_t = (R_{t-1})^{\gamma_r} \left(E_t \left(\frac{\Pi_{t+h}}{\bar{\Pi}_{t+h}} \right)^{\gamma_\pi} \bar{\Pi}_t R^{ss} \left(\frac{Y_t}{\bar{Y}} \right)^{\gamma_y} \right)^{(1-\gamma_r)} \exp^{\varepsilon_t^r} \quad (59)$$

Equilíbrio de mercado:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \Psi(Z_t)K_t \quad (60)$$

3.6 Conclusão

O sistema formado pelas equações (41)-(60) consiste no modelo completo a ser estimado. Em primeiro lugar, apresentam-se as famílias que podem ser ricardianas, ou seja, investem, poupam e suavizam seu consumo intertemporalmente, ou não-ricardianas que não realizam nenhum tipo de otimização intertemporal, gastando apenas sua renda presente. As famílias fornecem mão-de-obra para as firmas e são associadas a sindicatos, estes responsáveis pela determinação dos salários que apresentam rigidez *à la* Calvo. Em segundo lugar, apresentamos as firmas de bens intermediários fornecedoras de seus produtos às firmas de bens finais que irão produzir os produtos que serão vendidos para as famílias. A determinação de preços apresenta rigidez *à la* Calvo. E por último apresentamos a autoridade monetária responsável por atingir as metas de inflação e a autoridade fiscal que deve atingir metas para o superávit primária e estabilizar a proporção dívida/PIB.

O modelo apresentado traz muita similaridade ao modelo SAMBA (GOUVEA et al., 2008), diferenciando-se apenas em alguns aspectos. O primeiro aspecto em que este diferencia-se é a presença dos sindicatos na determinação dos salários. O modelo SAMBA assume flexibilidade total de salários, enquanto que neste modelo isto não ocorre. A cada período uma porcentagem dos sindicatos tem permissão para alterarem seus salários ótimamente e os demais reajustam seus salários de acordo com um grau de indexação ao salário do período anterior.

O segundo aspecto no qual os modelos diferem-se é na ausência do setor externo. O modelo SAMBA inclui a presença do mercado externo. As firmas de produtos finais vendem seus produtos para o mercado doméstico e para o exterior e os bens importados podem ser utilizados como insumos pelas firmas de bem intermediários. O modelo inclui também choques de prêmio de risco e de aversão ao risco do investidor. Para simplificar a modelagem e a análise, optamos por não incluir o mercado externo seguindo Coenen e Straub (2005).

4 Metodologia

Os parâmetros do modelo serão estimados por meio de métodos de inferência Bayesiana, o mais aceito na literatura, por obter resultados mais satisfatórios que a calibragem e por ser mais simples do que a máxima verossimilhança (VILLAYERDE, 2009). Do ponto de vista clássico, a análise de probabilidade de um evento é dada por sua frequência relativa, e os parâmetros dos modelos são considerados fixos e desconhecidos. Assim, utilizam-se alguns métodos para se obter estimadores amostrais não viesados que converjam ao seu verdadeiro valor pela Lei dos Grandes Números, por exemplo. Depois que são estimados, os parâmetros são avaliados por meio de testes de hipóteses em amostras repetidas que garantem aquele resultado numa determinada probabilidade.

Já na abordagem Bayesiana, os parâmetros são tidos como variáveis aleatórias e cada um com sua própria distribuição de probabilidades. Para os bayesianos, a probabilidade é obtida pelo pesquisador que captura as crenças *a priori* e as atualiza por meio do teorema de Bayes. A estimação é feita com base na estrutura do modelo a ser estudado, os dados observados e as distribuições *a priori*. Combinando a estrutura do modelo e os dados observados têm-se a função de verossimilhança. Esta é responsável por atualizar a informação dos parâmetros *a priori* para se obter a distribuição *a posteriori* dos parâmetros.

Na primeira parte deste capítulo, será apresentada a metodologia, como funcionam os métodos de solução de modelos DSGE e os procedimentos de inferência Bayesiana, a importância do teorema de Bayes e de seus componentes. Na segunda parte comenta-se sobre as modificações feitas nos dados para que se adaptem ao modelo.

4.1 Metodologia

No capítulo anterior, desenvolvemos o modelo e apresentamos as equações a serem estimadas. Antes de estimar, é necessário caracterizar a dinâmica do equilíbrio do modelo, porém, devido a sua complexidade, modelos DSGE não apresentam uma solução direta, sendo necessário o uso de ferramentas de otimização numérica.

Posteriormente, utilizam-se os métodos bayesianos, como mencionado anteriormente, que contrapõem a estatística clássica por não fazerem uso de procedimentos com base na repetição que retornará uma resposta certa num número percentual de casos pré-especificado. Tudo se resume a simples idéia do teorema de Bayes explicada e detalhada nas seções a seguir.

4.1.1 Métodos de Solução

De acordo com DeJong e Dave (2007), pesquisas empíricas envolvendo modelos DSGE requerem dois estágios de preparação. O primeiro é preparar o modelo para ser analisado e o segundo a preparação dos dados. A preparação do modelo envolve o que fizemos no capítulo 3, em que apresentamos o comportamento dos agentes, o ambiente econômico em que estes tomam suas decisões e as regras de política econômica. O modelo obtido é um sistema não linear com equações a diferença com expectativas racionais, tornando necessária uma adaptação do modelo para a análise.

Uma das formas de se obter a solução do modelo é por meio de uma aproximação linear via expansões de Taylor ou aproximações logarítmicas¹³. O trabalho de Judd (1998) apresenta inúmeros métodos de solução para problemas econômicos não-lineares via métodos de perturbação. Em seu artigo com Guu (JUDD e GUU, 1993), o autor mostra que a linearização não é um procedimento *ad hoc* mas o termo de primeira ordem do método computacional de perturbação.

Uma vez realizada a linearização, escreve-se a solução do modelo em desvio dos valores de estado estacionário das variáveis e obtém-se o modelo escrito na forma de equações a diferença com expectativas racionais. O método pioneiro e, ainda, muito utilizado é o de Blanchard e Kahn (1980), entretanto, há, também, métodos alternativos mais recentes como o de Uhlig (1999) e o de Sims (2001).

Obtidos estes resultados, escreve-se a solução linearizada do modelo em sua forma de representação espaço de estado que consiste nas equações de transição e medida, como vemos a seguir:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}\alpha_t + \mathbf{Z}\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \mathbf{H}) \quad (61)$$

$$\alpha_t = \mathbf{M}\alpha_{t-1} + \mathbf{R}\eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \mathbf{Q}) \quad (62)$$

As equações (61) e (62) são, respectivamente, a equação de medida e transição. Em que \mathbf{y}_t é um vetor que contém as variáveis observadas endógenas e α_t é o vetor de estados que descreve a situação do modelo em cada momento do tempo. As matrizes \mathbf{X} , \mathbf{M} , \mathbf{R} , \mathbf{H} e \mathbf{Q} são as matrizes de sistema e podem conter parâmetros estruturais que descrevem a tecnologia, as preferências e os processos de informação; ε_t e η_t são choques aleatórios normalmente distribuídos.

¹³Todos os procedimentos citados para a solução do modelo estão inclusos no pacote Dynare para matlab, tornando a implementação do modelo mais simples

4.1.2 O Teorema de Bayes

Sejam A e B dois eventos definidos num espaço de probabilidade, tal que a probabilidade condicional de A, dado que B ocorreu é definida como:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)}, \quad P(B) > 0 \quad (63)$$

Esta é a proposição matemática universalmente conhecida e aceita do teorema de Bayes. No entanto, há controvérsias concernentes a sua interpretação e uso na econometria. A matemática apenas define as propriedades da função de probabilidade, $P(\cdot)$, não dando nenhuma interpretação. Na teoria de probabilidades, a função pode ser entendida por uma visão frequentista ou subjetiva. Pela visão frequentista, esta adotada pela estatística clássica, a probabilidade é tida como a frequência relativa das ocorrências de um evento B numa série de repetições. Na visão subjetiva, aceita pelos bayesianos, a probabilidade reflete o grau de credibilidade de um determinado evento ser verdade.

Aplicando o teorema da equação (63), temos que o numerador do lado direito da equação, $P(B|A)P(A)$ é a distribuição de probabilidade conjunta dos dados que pode ser dividida em dois componentes. O primeiro é a função de verossimilhança, $P(B|A)$, que dá previsões de como os dados deveriam ser se os parâmetros assumissem o valor θ . O segundo é a distribuição *a priori*, $P(A)$, que fornece as crenças sobre os possíveis valores de θ . De acordo com Lancaster (2004), um modelo econométrico bayesiano só está completo quando especifica a função de verossimilhança e as *prioris*.

Dessa forma, seja um conjunto de dados $y^T \equiv \{y_t\}_{t=1}^T$, assumimos que estes dados são considerados como observações dadas, e não como realizações de um processo gerador de dados¹⁴. Como visto no capítulo 3, o modelo, como diversos outros, é composto de um conjunto de parâmetros, $\Theta \in \mathbb{R}^k$. Com base no modelo, obtêm-se uma função de verossimilhança, como citado acima, que denotamos por $p(y^T|\theta) : \mathbb{R}^{N \times T} \times \Theta \rightarrow \mathbb{R}^+$, que nos diz qual a probabilidade que o modelo atribui a cada observação dado o valor do parâmetro; e a distribuição *a priori* denotada por $\pi(\theta) : \Theta \rightarrow \mathbb{R}^+$ que captura as crenças *a priori* sobre os valores dos parâmetros. Estes elementos combinados nos fornecem a distribuição *a posteriori* dos parâmetros, $\pi(\theta|y^T)$, através do teorema de Bayes:

$$\pi(\theta|y^T) = \frac{p(y^T|\theta)\pi(\theta)}{\int p(y^T|\theta)\pi(\theta)d\theta} \quad (64)$$

¹⁴Há exceções em alguns casos, porém fogem aos propósitos deste trabalho, podendo ser ignoradas.

4.1.3 A Função de Verossimilhança

A função de verossimilhança tem papel fundamental na estatística tanto para os clássicos como para os bayesianos. Ela não é, de forma generalizada, a distribuição de probabilidade de y dado θ , nem mesmo proporcional a ela, apesar de as vezes ser. Por ser um componente determinante para a obtenção da distribuição *a posteriori*, a função de verossimilhança é de extrema importância. Sua relevância para os bayesianos advém, também, do Princípio da Verossimilhança que nos diz que toda a informação fornecida pela amostra está contida na função de verossimilhança (BERGER e WOLPERT, 1988).

A escolha da função de verossimilhança está diretamente relacionada a distribuição de probabilidades de cada um dos parâmetros $\theta \in \Theta$. A teoria nos fornece diversas distribuições que variam de acordo com o comportamento de cada modelo. Por meio dessas distribuições é possível muitas vezes determinar a forma da função de verossimilhança. No entanto, obter a função de modelos DSGE é uma tarefa bastante complicada. Isso, porque os modelos, na maioria das vezes, não possuem nem uma solução analítica como vimos na seção 4.1.1. A forma mais comum de se resolver este problema é utilizar a representação espaço de estado do modelo e avaliar a função de verossimilhança via filtro de Kalman.

O filtro de Kalman é vantajoso. Uma vez obtida a solução linearizada do modelo em espaço de estados, como nas seguintes equações, roda-se o filtro para avaliar a verossimilhança.

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}\alpha_t + \mathbf{Z}\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \mathbf{H}) \quad (65)$$

$$\alpha_t = \mathbf{M}\alpha_{t-1} + \mathbf{R}\eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \mathbf{Q}) \quad (66)$$

Adota-se $\alpha_{t/t-1} = E(s_t/Y_{t-1})$ e $\alpha_{t/t} = E(s_t/Y_t)$ em que $Y_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ e Σ_t como a matrix de covariância do erro da estimação de α_t . O subíndice das variáveis indica a que conjunto de informação ela está condicionada, por exemplo, $t/t-1$ diz que no momento t está sendo utilizada toda informação até o momento $t-1$. Devido à estrutura gaussiana da representação espaço de estados temos que o erro de previsão um passo a frente é dado pelo ruído branco $v_t = y_t - X\alpha_{t/t-1}$.

A previsão da evolução dos estados é dada pela seguinte função:

$$\alpha_{t/t-1} = \mathbf{M}\alpha_{t-1/t-1} \quad (67)$$

Uma vez obtida a previsão é realizada a atualização que tem por primeiro passo a equação abaixo:

$$\mathbf{a}_{t/t} = \mathbf{a}_{t-1/t-1} + \mathbf{K}\mathbf{v}_t \quad (68)$$

em que \mathbf{K} é o ganho de Kalman no momento t dado por $\mathbf{K} = \Sigma_{t/t-1} \mathbf{X}'_t \mathbf{F}_t^{-1}$. \mathbf{F}_t é a variância do erro de previsão determinada por $\mathbf{F}_t = \mathbf{X} \Sigma_{t/t-1} \mathbf{C}' + \mathbf{Z} \mathbf{Z}'$. Como \mathbf{v}_t é um ruído branco, a logverossimilhança condicional do período da observação y_t é

$$\log p(\mathbf{y}_t | \theta) = -\frac{n}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log \det(\mathbf{F}_t) - \frac{1}{2} \mathbf{v}_t \mathbf{F}_t^{-1} \mathbf{v}_t \quad (69)$$

O último passo da atualização das estimativas dos estados. Inicia-se subtraindo a equação (67) da equação (66) em que obtemos

$$\mathbf{a}_{t/t} - \mathbf{a}_{t/t-1} = \mathbf{M}(\mathbf{a}_{t-1} - \mathbf{a}_{t/t-1}) + \mathbf{R}\eta_t \quad (70)$$

Assumindo que $\xi_{t/t-1} = \alpha_t - \alpha_{t-1/t-1}$, podemos reescrever (70) como:

$$\xi_{t/t-1} = \mathbf{M}\xi_{t-1/t-1} + \mathbf{R}\eta_t \quad (71)$$

Em seguida, subtrai-se a equação (68) da equação (67) de onde obtemos

$$\mathbf{a}_t - \mathbf{a}_{t/t} = \mathbf{a}_t - \mathbf{a}_{t-1} - \mathbf{K}[\mathbf{X}\alpha_t + \mathbf{Z}\eta_t - \mathbf{X}\alpha_{t/t-1}] \quad (72)$$

$$\xi_{t/t} = \mathbf{M}\xi_{t/t-1} - \mathbf{K}[\mathbf{X}\xi_{t/t-1} + \mathbf{Z}\eta_t] \quad (73)$$

Reescrevendo a matriz de variância-covariância $\Sigma_{t/t-1}$:

$$\Sigma_{t/t-1} = E\xi_{t/t-1}\xi'_{t-1/t-1}$$

$$\Sigma_{t/t-1} = E(\mathbf{M}\xi_{t-1/t-1} + \mathbf{R}\eta_t)(\mathbf{M}\xi_{t-1/t-1} + \mathbf{R}\eta_t)'$$

$$\Sigma_{t/t-1} = \mathbf{M}\Sigma_{t-1/t-1}\mathbf{M}' + \mathbf{R}\mathbf{R}' \quad (74)$$

e $\Sigma_{t/t}$ como:

$$\Sigma_{t/t} = E\xi_{t/t}\xi'_{t/t}$$

$$\Sigma_{t/t} = E(\mathbf{M}\xi_{t/t-1} - \mathbf{K}[\mathbf{X}\xi_{t/t-1} + \mathbf{Z}\eta_t])(\mathbf{M}\xi_{t/t-1} - \mathbf{K}[\mathbf{X}\xi_{t/t-1} + \mathbf{Z}\eta_t])'$$

$$\Sigma_{t/t} = (\mathbf{I} - \mathbf{K}\mathbf{X})\Sigma_{t/t-1}(\mathbf{I} - \mathbf{K}\mathbf{X})' + \mathbf{K}\mathbf{Z}\mathbf{Z}'\mathbf{K}' - \mathbf{K}\mathbf{Z}\mathbf{R}' - \mathbf{R}\mathbf{Z}'\mathbf{K}' + \mathbf{K}\mathbf{X}\mathbf{R}\mathbf{Z}'\mathbf{K}' + \mathbf{K}\mathbf{Z}\mathbf{R}'\mathbf{X}'\mathbf{K}' \quad (75)$$

O ganho, \mathbf{K} ótimo é obtido pela seguinte condição de primeira ordem

$$\frac{\partial Tr(\Sigma_{t/t})}{\partial \mathbf{K}} = 0 \quad (76)$$

que tem como solução:

$$\mathbf{K}^* = [\Sigma_{t/t-1}\mathbf{X}' + \mathbf{R}\mathbf{Z}'][\mathbf{F}_t + \mathbf{X}\mathbf{R}\mathbf{X}' + \mathbf{Z}\mathbf{R}'\mathbf{X}']^{-1} \quad (77)$$

Dessa forma, temos que as equações de atualização são:

$$\Sigma_{t/t} = \Sigma_{t/t-1} - \mathbf{K}^*[\mathbf{Z}\mathbf{R}' + \mathbf{X}\Sigma_{t/t-1}] \quad (78)$$

$$\alpha_{t/t} = \alpha_{t/t-1} + \mathbf{K}^*\mathbf{v}_t \quad (79)$$

O algoritmo inicia-se com um palpite inicial para α_0 , a partir deste palpite o filtro gera a estimativa dos estados por meio da equação (67), uma vez obtidos estes resultados inicia-se a atualização com base nas equações (78) e (79). Dessa forma, é possível avaliar numericamente a função de verossimilhança não observada do modelo.

Apesar de ser um procedimento clássico, o filtro de Kalman pode ser visto sob uma ótica bayesiana. A média e a variância de $\alpha_{t/t}$ podem ser vistas como distribuições *a posteriori*. Semelhantemente, a média e variância de $\alpha_{t/t-1}$ podem ser vistas como distribuições *a priori*.

4.1.4 A Distribuição a Priori

A próxima etapa do processo de estimação consiste na determinação das distribuições *a priori* do modelo. Juntamente com a função de verossimilhança, as *prioris* são fundamentais na determinação da distribuição *a posteriori* dos parâmetros. A informação *a priori* é definida como o conhecimento possuído por alguém, um especialista, por exemplo, envolvendo elementos subjetivos. A quantificação desses elementos é realizado por meio de distribuições de probabilidade, podendo elas ser informativas ou não-informativas e conseqüentemente afetam a distribuição *a posteriori*.

Quando o pesquisador não possui informações, ou crença alguma a respeito do parâmetro, o que ocorre em inúmeros casos, é necessário o uso de uma distribuição *a priori* não informativa, chamada também de difusa. Por não apresentar a subjetividade na escolha da distribuição, os parâmetros estimados apresentarão valores mais próximos aos que forem estimados da forma clássica, tais como os estimados por máxima verossimilhança. Usualmente, utilizam-se *prioris* não informativas quando há pouca informação disponível ou deseja-se minimizar os efeitos da distribuição *a priori* na distribuição *a posteriori*. A distribuição uniforme, na literatura, é a mais utilizada como distribuição difusa.

Apesar de serem bastante utilizadas, as *prioris* não informativas podem criar problemas computacionais na obtenção das distribuições *a posteriori* se o conjunto de vetor de parâmetros for não-limitado. Neste caso, as distribuições *a priori* são impróprias de maneira que $\pi(\theta)$ na equação (64) é $\pi(\theta) = \kappa \geq 0$ de maneira que isto faz com que $\int \pi(\theta)d\theta$, incluída no denominador, seja divergente tornando o denominador $\int p(y^T|\theta)\pi(\theta)d\theta$ infinito. Para evitar este problema, a literatura desenvolveu *prioris* não informativas de referência que são invariantes a parametrizações independentemente de local ou escala (CANOVA, 2007).

4.1.5 A Distribuição a Posteriori

Uma vez que a função de verossimilhança foi avaliada por meio do Filtro de Kalman, é necessário explorá-la, seja por maximização ou por descrição. Como nos métodos bayesianos a maximização não é muito robusta, esta otimização pode ser feita calculando-se a distribuição *a posteriori* dos parâmetros via Teorema de Bayes, como já foi mencionado anteriormente.

$$\pi(\theta|y^T) = \frac{p(y^T|\theta)\pi(\theta)}{\int p(y^T|\theta)\pi(\theta)d\theta} \quad (80)$$

Por meio do resultado obtido via filtragem e da determinação das distribuições *a priori*, podemos avaliar $\pi(\theta|y^T)$ para um determinado θ . No entanto, obter a distribuição *a posteriori* completa é praticamente impossível, pois não há uma única forma para $p(y^T|\theta)$. Temos, também, que a combinação da função de probabilidade condicional e a função marginal fornece a distribuição conjunta. No entanto, a distribuição *a posteriori* dos parâmetros obtida por métodos bayesianos é uma distribuição conjunta, mas o interesse na estimação é a distribuição marginal dos parâmetros. Para que isso seja feito, basta integrar a função de distribuição conjunta em relação a todos os parâmetros, exceto o de interesse. Porém, por não termos uma única forma para $p(y^T|\theta)$, como já citado, este procedimento torna-se mais complexo.

Com o avanço dos métodos de Monte Carlo via Cadeia de Markov (McMc), é possível resolver os problemas mencionados acima e obter-se melhores resultados. A ideia básica é que se deseja produzir uma cadeia de Markov cuja distribuição ergódica seja $\pi(\theta|y^T)$. Através de simulações da cadeia de Markov, é possível aproximar $\pi(\theta|y^T)$ pela distribuição gerada pela cadeia. A determinação da cadeia a ser utilizada usualmente é complicada, porém, o algoritmo Metropolis-Hastings fornece um método simples para a especificação da cadeia de Markov.

No algoritmo, inicialmente propõe-se um novo valor para o parâmetro e avalia-se se ele aumenta, ou diminui a distribuição *a posteriori*. Caso haja aumento, o aceitamos com probabilidade 1, caso contrário, aceitamos com probabilidade menor do que 1. Assim, o algoritmo sempre caminha em direção as regiões “mais altas”, mas algumas vezes para as regiões mais baixas, com menor probabilidade. Dessa forma, evita-se a possibilidade do algoritmo ficar preso num região de máximo local.

O algoritmo Metropolis-Hastings pode ser implementado da seguinte maneira:

Passo 1: Inicializa-se o algoritmo selecionando-se um valor inicial para θ_i no momento $i = 0$. Encontra-se a solução do modelo para θ_i e monta-se sua representação espaço de estado para avaliar $\pi(\theta_i)$ e $p(y^T|\theta_i)$. Escolha o momento $i = i + 1$.

Passo 2: Proponha uma função densidade $q(\theta_{i-1}, \theta_i^*)$ e retire θ_i^*

Passo 3: Resolva o modelo para θ_i^* e monte sua representação espaço de estados.

Passo 4: Avalie $\pi(\theta_i^*)$ e $p(y^T|\theta_i^*)$ utilizando (69).

Passo 5: Obtenha a distribuição $\chi_i \sim U(0, 1)$ e realize o teste de hipótese. Se $\chi_i \leq \frac{p(y^T|\theta)\pi(\theta)q(\theta_{i-1},\theta_i^*)}{p(y^T|\theta^*)\pi(\theta^*)q(\theta_i^*,\theta_{i-1})}$ adote $\theta_i = \theta_i^*$, caso contrário, adote $\theta_i = \theta_{i-1}$.

Passo 6: Enquanto $i < M$ realizam-se as iterações voltando-se ao segundo passo.

Caso contrário, o algoritmo para.

Uma vez que o algoritmo atinge o número suficiente de iterações M , pode-se realizar a inferência bayesiana. Dado que já se tem a distribuição *a posteriori* dos parâmetros do modelo, encontrar a média, mediana, desvio padrão e outras medidas de interesse são tarefas simples.

Para funcionar, o algoritmo exige que seja especificada a função de densidade $q(., .)$. Usualmente na literatura emprega-se um passeio aleatório da forma $\theta_i^* = \theta_{i-1} + \varepsilon_{\kappa_i}$ em que $\varepsilon_{\kappa_i} \sim N(0, \Sigma_{\varepsilon_{\kappa}})$. Outras distribuições mais elaboradas e complexas podem ser adotadas, no entanto, o ganho em eficiência não compensaria o tempo gasto para realizar essas implementações.

4.2 Preparação dos Dados: Remoção de Tendências e Isolamento de Ciclos

Antes de partir para a estimação do modelo, é necessário que os dados sejam adequados para a análise empírica. DeJong e Dave (2007) afirmam ser preciso estabelecer a correspondência entre o que está sendo caracterizado pelo modelo e o que é medido pelos dados, ou seja, se sua análise não incluir o governo, o PIB não deveria conter os gastos públicos em sua medida.

Os autores afirmam, ainda, a necessidade de remoção de tendências e o isolamento de ciclos. A remoção de tendências decorre do fato de que as soluções dos modelos DSGE são tipicamente apresentadas em versões estacionárias das variáveis, demonstrando seu desvio temporário do valor de equilíbrio de estado estacionário. Dessa forma, caso o objeto de estudo seja o comportamento cíclico de uma série e esta apresentar ciclos e tendências, a remoção da tendência faz-se necessária antes de se realizar qualquer tipo de análise ou estimação. Uma vez identificada a presença ou não de tendência, esta pode ser removida de inúmeras formas, dentre elas, o filtro Hodrick-Prescott, que é uma das ferramentas mais utilizadas.

Na presença de ciclos, muitas vezes é necessário que estes sejam isolados pela sua frequência de recorrência. Isto é necessário, pois a frequência em que os dados são medidos que determina a característica dos seus ciclos. Canova (2007), DeJong e Dave (2007) tratam deste problema e as formas de solução detalhadamente.

5 Estimação e Resultados

Uma vez discutidos os procedimentos bayesianos, neste capítulo, partimos para a estimação do modelo. Serão estimadas duas versões do modelo apresentado no capítulo 3. A primeira contendo famílias não-ricardianas em sua especificação ($\omega \neq 0$) e a segunda sem a presença destas ($\omega = 0$). Sendo assim, na primeira parte, mostram-se os dados e as distribuições *a priori*. Logo em seguida, na segunda parte discorreremos sobre as distribuições *a posteriori* resultantes da estimação. Comentamos brevemente os resultados, comparando as diferenças entre os modelos estimados e resultados selecionados da literatura verificando qual o impacto causado pelas famílias não-ricardianas na estimação dos parâmetros. Concluimos o capítulo apresentando a análise de impulso resposta para o modelo com famílias não-ricardianas.

5.1 Dados e Escolha das Distribuições *a Priori*

Para a estimação do modelo foram utilizadas sete variáveis observadas. As séries log-linearizadas do PIB, consumo final das famílias, investimento, taxa de juros SELIC, inflação (IPCA), salário real e horas trabalhadas. Todas as séries são trimestrais, iniciando-se no primeiro trimestre de 1999 até o segundo trimestre de 2009, totalizando 42 observações. A escolha do período foi feita considerando-se a mudança para o regime de metas de inflação em 1999, regime de política monetária adotado no modelo. Os dados foram obtidos no IPEADATA¹⁵ e os dados com frequência mensal foram acumulados em três meses para a obtenção dos dados trimestrais utilizando o sistema fornecido pelo próprio site.

Seguindo o que foi feito por Coenen e Straub (2005), adotamos dez choques exógenos para influenciar o comportamento estocástico do modelo. Cinco choques serialmente correlacionados, dois são advindos das preferências das famílias, dois da tecnologia e um da meta de inflação; e cinco choques não correlacionados, dos quais três afetam a determinação de preços e salários, um choque da taxa de juros e um os gastos do governo.

Dessa forma, temos ao todo 36 parâmetros para estimar. Devido ao grande número de parâmetros, há uma breve explicação de cada um deles nas tabelas 1, 2 e 3. Na tabela 1, temos a descrição dos parâmetros de preferências das famílias, tecnologia, política monetária e política fiscal. Na tabela 2, estão os parâmetros de persistência dos cinco choques exógenos serialmente correlacionados e, na tabela 3, estão os desvios padrão de todos os choques exógenos.

¹⁵<http://www.ipeadata.gov.br>

Tabela 1: Descrição dos Parâmetros

Símbolo	Descrição
Preferências	
β	Fator de desconto
v	Parâmetro de persistência de hábito
γ	Elasticidade inversa de substituição intertemporal
ζ	Elasticidade inversa de oferta de trabalho
ω	Proporção de famílias não-ricardianas
Tecnologia	
α	Proporção de capital na função de produção
δ	Taxa de depreciação
Φ	Custo fixo da produção
Ψ	Parâmetro do custo da variação de uso da capacidade instalada
Determinação de preços e salários	
ξ_p	Proporção de firmas que indexam seu preços
λ_p	Parâmetro de determinação do mark-up de preços
γ_p	Parâmetro de medição do grau de indexação dos preços
ξ_w	Proporção de sindicatos que indexam salários
λ_w	Parâmetro de determinação do mark-up de salários
γ_w	Parâmetro de medição do grau de indexação dos salários
Parâmetros de política monetária	
γ_r	Parâmetro de suavização da taxa de juros
γ_π	Coefficiente da inflação na regra de Taylor
γ_y	Coefficiente do hiato do produto na regra de Taylor
Parâmetros de política fiscal	
γ_g	Parâmetro de suavização dos gastos do governo
γ_s	Coefficiente do superávit primário
γ_b	Coefficiente da dívida do governo

Tabela 2: Descrição dos Parâmetros dos Choques

Símbolo	Descrição
ρ_a	Persistência do choque de tecnologia
ρ_b	Persistência do choque de preferência
ρ_n	Persistência do choque da oferta de trabalho
ρ_i	Persistência do choque do custo de ajustamento do investimento

Tabela 3: Descrição dos Desvios Padrão dos Choques

Símbolo	Descrição
σ_a	Desvio padrão do choque de tecnologia
σ_b	Desvio padrão do choque de preferência
σ_n	Desvio padrão do choque da oferta de trabalho
σ_g	Desvio padrão do choque dos gastos do governo
σ_i	Desvio padrão do choque do custo de ajustamento do investimento
$\sigma_{\bar{\pi}}$	Desvio padrão do choque à meta de inflação
σ_r	Desvio padrão do choque da taxa de juros
σ_p	Desvio padrão do parâmetro estocástico do mark-up de preços
σ_w	Desvio padrão do parâmetro estocástico do mark-up de salários
σ_q	Desvio padrão do choque no Q de Tobin

A estimação é feita utilizando-se o programa Dynare, conjunto de rotinas previamente programadas que facilitam a implementação dos métodos bayesianos. A primeira etapa da estimação é a determinação das distribuições *a priori*. Seguindo a proposta de Smets e Wouters (2003), fixamos alguns parâmetros durante a estimação. Dentre estes temos o fator de desconto β fixado em 0,99, a taxa de depreciação (δ) em 0,025 por trimestre, ou uma taxa de 10% ao ano. A proporção de capital na função de produção (α) foi fixada em 0,3, indicando, possivelmente, uma proporção de 70% da renda do trabalho no produto total. A proporção de firmas que indexam seus preços (ξ_p) foi fixada em 0,408 e a proporção de sindicatos que indexam salários (ξ_w) em 0,5. A tabela 4 apresenta a lista dos parâmetros fixados.

Tabela 4: Parâmetros Fixados

Parâmetro	Valor
Preferências	
β	0,99
Tecnologia	
α	0,3
δ	0,025

Det. de preços e salários	
ξ_p	0,408
ξ_w	0,5

A escolha das distribuições *a priori* pode ser feita de forma objetiva ou subjetiva. O primeiro caso é utilizado quando não se tem informação alguma sobre as distribuições das probabilidades *a priori*. Nesse caso, utiliza-se *a priori* não informativa. Na maioria das vezes, a distribuição uniforme é a mais utilizada, pois para ela todos os valores possíveis para o parâmetro são igualmente prováveis. O segundo caso é utilizado quando o pesquisador obtém alguma intuição, a opinião de especialistas ou tem por base o resultado de pesquisas anteriormente realizadas.

Optamos neste trabalho fazer uso do método subjetivo, seguindo o que foi feito em Coenen e Straub (2005), Smets e Wouters (2003) e Gouvea et al (2008) e por ser o procedimento utilizado na maior parte dos trabalhos que estimam modelos DSGE. Para os choques serialmente correlacionados empregamos a distribuição Beta, no domínio de 0,1 a 1, e para todos os desvios padrão foi escolhida a distribuição Gama Inversa com dois graus de liberdade, conforme descrito na tabela 6 e 7, respectivamente. Na tabela 5 encontram-se as distribuições das demais variáveis.

Tabela 5: Distribuição *a priori* dos Parâmetros

Parâmetro	Domínio	Média	σ	Distribuição
Preferências				
γ	[0,2;5]	1,000	0,375	Normal
ζ	[0,5;5]	2,000	0,750	Normal
ω	[0;1)	0,500	0,100	Beta
ν	[0,2;0,9]	0,700	0,100	Beta
Tecnologia				
Φ	[0;1)	0,450	0,250	Normal
Ψ	[0,05;0,35]	0,200	0,075	Normal
Determinação de preços e salários				
λ_p	[0,6;0,95]	0,750	0,050	Beta
γ_p	[0,2;0,9]	0,750	0,150	Beta
λ_w	[0,6;0,95]	0,75	0,050	Beta
γ_w	[0,2;0,9]	0,750	0,150	Beta
Parâmetros de política monetária				

γ_r	[0,1;1)	0,800	0,100	Beta
γ_π	[1,5;1,9]	1,700	0,100	Normal
γ_y	[0,025;2,25]	0,125	0,050	Normal
Parâmetros de política fiscal				
γ_g	[0,1;1)	0,850	0,100	Beta
γ_s	[0,1;0,9]	0,300	0,100	Normal
γ_b	[0,1;0,9]	0,250	0,100	Beta

Tabela 6: Distribuição *a priori* dos Parâmetros de Persistência

Parâmetro	Domínio	Média	σ	Distribuição
ρ_a	[0,1; 1)	0,850	0,100	Beta
ρ_b	[0,1; 1)	0,850	0,100	Beta
ρ_n	[0,1; 1)	0,850	0,100	Beta
ρ_i	[0,1; 1)	0,850	0,100	Beta

Tabela 7: Distribuição *a priori* dos Desvios Padrão dos Choques

Parâmetro	Domínio	Média Priori	σ Priori	Distribuição Priori
σ_a	[0,001;1]	0,400	2,000	Inv. Gama
σ_b	[0,001;4]	0,200	2,000	Inv. Gama
σ_n	[0,001;7,5]	1,000	2,000	Inv. Gama
σ_g	[0,001;4]	0,300	2,000	Inv. Gama
σ_i	[0,001;4]	0,100	2,000	Inv. Gama
σ_π	[0,001;1]	0,020	2,000	Inv. Gama
σ_r	[0,001;1]	0,100	2,000	Inv. Gama
σ_p	[0,001;4]	0,150	2,000	Inv. Gama
σ_w	[0,001;4]	0,250	2,000	Inv. Gama
σ_q	[0,001;4]	0,400	2,000	Inv. Gama

5.2 Resultados da Estimação

Nas tabelas 9, 10, 11, 12, 13 e 14 encontrados no apêndice A, temos os resultados detalhados da distribuição *a posteriori* obtida durante a estimação. No apêndice B estão os gráficos das distribuições *a priori* e *a posteriori*. Primeiramente, foi realizada a estimação considerando-se a presença de famílias não-ricardianas na economia. Depois utilizando os mesmos procedimentos citados anteriormente, fixamos o parâmetro $\omega = 0$, ou seja, excluimos do modelo a presença das famílias não-ricardianas para posteriormente compararmos os resultados encontrados pelos dois modelos. Dessa forma, analisaremos a relevância da inclusão de famílias não-ricardianas no modelo e o seu impacto nos parâmetros.

Iremos examinar os resultados e compará-los com as estimativas do modelo sem a presença de famílias não-ricardianas, como já mencionado, e também com os resultados do modelo SAMBA obtidas por Gouvea et al. (2008) para o Brasil, e com a zona do Euro com base nos trabalhos de Coenen e Straub (2005). Para facilitar a análise colocamos na tabela 8 os resultados lado a lado.

Na primeira parte da tabela 8, encontramos as estimativas referentes as preferências que afetam diretamente o consumo das famílias ricardianas e não-ricardianas. O parâmetro γ , que mede a elasticidade inversa de substituição intertemporal, obteve estimativa de 1,2234, valor que difere significativamente do modelo SAMBA (GOUVEA et al, 2008), cujo resultado foi 0,823, e de Coenen e Straub que obtiveram o valor 1,099. Este resultado indica que a propensão a suavizar o consumo das famílias ricardianas é maior no Brasil do que na zona do Euro. A diferença encontrada em relação ao SAMBA deve-se, possivelmente, pela diferente especificação do modelo, fato que poderá ocorrer com as estimativas dos outros parâmetros.

Para a elasticidade inversa da oferta de trabalho, ζ , o resultado foi de 1,8128, bastante superior ao do SAMBA que foi de 0,338. Essa diferença se deve ao fato do modelo de Gouvea et al. não incorporar rigidez de salários, tornando a elasticidade inversa bastante menor. Coenen e Straub argumentam, também, que este valor mais alto é bastante comum em modelos com a presença de famílias não-ricardianas. Para a zona do Euro o resultado foi de 2,660.

Observando o resultado encontrado para o parâmetro ω , vemos que o resultado da estimação está bem abaixo dos outros modelos, indicando que aproximadamente 9% dos consumidores na economia brasileira são não-ricardianos. Para o modelo SAMBA, o valor foi fixado em 40%, no entanto, este valor elevado pode ter afetado os demais resultados do modelo. Para a zona do Euro o resultado foi de 24,6%. Apesar de a maior parte da população brasileira não possuir acesso ao crédito e não suavizar seu consumo, sua participação relativa no consumo total das famílias é baixa em relação aos consumidores ricardianos. Talvez seja essa a maior causa da diferença de resultados entre a economia

brasileira e a européia.

O grau de formação de hábito de consumo, v , foi de 0,9562, para o modelo incluindo famílias não-ricardianas e 0,9344 para o modelo sem a presença destas, indicando em ambos os casos um alto grau de formação de hábito, demonstrando que mudanças nas taxas de juros devem ter um impacto significativamente baixo nas escolhas de consumo das famílias ricardianas. O modelo SAMBA apresentou o resultado de 0,218, mostrando que a flexibilidade de salários pode mais uma vez ter viesado as estimativas do modelo.

O persistência do choque das preferências de consumo foi de 0,6588, enquanto que para o modelo com apenas famílias ricardianas foi de 0,5832, mostrando que a presença de consumidores não-ricardianos podem aumentar a persistência dos choques no consumo. Em relação ao SAMBA, os resultados não apresentam grandes diferenças, exceto em relação ao desvio padrão do choque que para o SAMBA é relevantemente mais baixo. Já a persistência do choque da oferta de trabalho é bastante próxima de 1. Porém, no modelo com famílias não-ricardianas, o desvio padrão do choque é quase o dobro do modelo em que estas não estão inclusas e bastante inferior ao resultado do desvio padrão da Zona do Euro. A persistência do choque no modelo SAMBA é de 0,740 com desvio de 0,011, refletindo a flexibilidade de salários na especificação, tornando o impacto de choques menores do que nos casos em que há rigidez salarial.

Tabela 8: Comparação de Estimativas Seleccionadas

Parâmetros	Modelo com Famílias Não-Ric.	Modelo sem Famílias Não-Ric.	Modelo SAMBA	Zona do Euro
Preferências				
γ	1,2234	1,3001	0,823	1,099
ζ	1,8128	0,9136	0,338	2,660
ω	0,0919	0	0,400	0,246
v	0,9562	0,9344	0,218	0,411
Choque das Preferências				
ρ_b	0,6588	0,5832	0,700	0,840
σ_b	0,1061	0,1483	0,081	0,373
ρ_n	0,9988	0,9990	0,740	0,917
σ_n	1,3388	0,6975	0,011	3,361
Determinação de preços e salários e choques				
γ_p	0,4037	0,4005	-	0,424
σ_p	0,4529	0,4123	-	0,1572
γ_w	0,5137	0,5111	-	0,711
σ_w	0,3418	0,2871	-	0,296
Parâmetros de política fiscal e choques				

γ_g	0,9963	0,9974	0,695	0,947
γ_s	0,1871	-	0,465	-
γ_b	0,2483	-	0,170	-
σ_g	0,0644	0,0598	0,005	0,320

Dentre os parâmetros que determinam preços e salários, temos o grau de indexação dos preços (γ_p) cujo valor obtido na estimação foi de 0,4037, no modelo com famílias não-ricardianas e no modelo sem o resultado foi bastante próximo, 0,4005. Ambos os valores estão bem próximos ao encontrado para a zona do Euro de 0,424. No entanto, os desvios padrão dos choques encontrados para a economia brasileira são quase três vezes o tamanho do desvio padrão europeu. Vemos, também, que o grau de indexação de salários para as duas especificações brasileiras são bastante próximas, 0,5137 e 0,5111, valor bastante inferior a zona do Euro, que tem a estimativa de 0,711. Isso indica que na economia europeia os salários passados apresentam um maior impacto nos salários presentes do que no Brasil. Os desvios padrões dos choques europeu e do modelo sem famílias não-ricardianas foram similares, porém, o modelo incluindo os consumidores não-ricardianos obteve um desvio um pouco maior.

E por último, temos os parâmetros que afetam a política fiscal¹⁶, como o parâmetro de suavização dos gastos do governo (γ_g) que apresenta valor bastante próximo de 1, evidenciando que o comportamento passado é repassado quase totalmente para o presente. Já para o modelo SAMBA, este valor está em torno de 0,7, indicando uma menor persistência. O coeficiente do superávit primário estimado foi de 0,1871, valor bastante inferior ao modelo SAMBA que obteve 0,465, mostrando que no modelo apresentado há uma menor sensibilidade a mudanças no superávit primário. No entanto, o coeficiente da dívida (γ_b) foi maior que no SAMBA, com o valor de 0,2483.

5.3 Análise de Impulso e Resposta

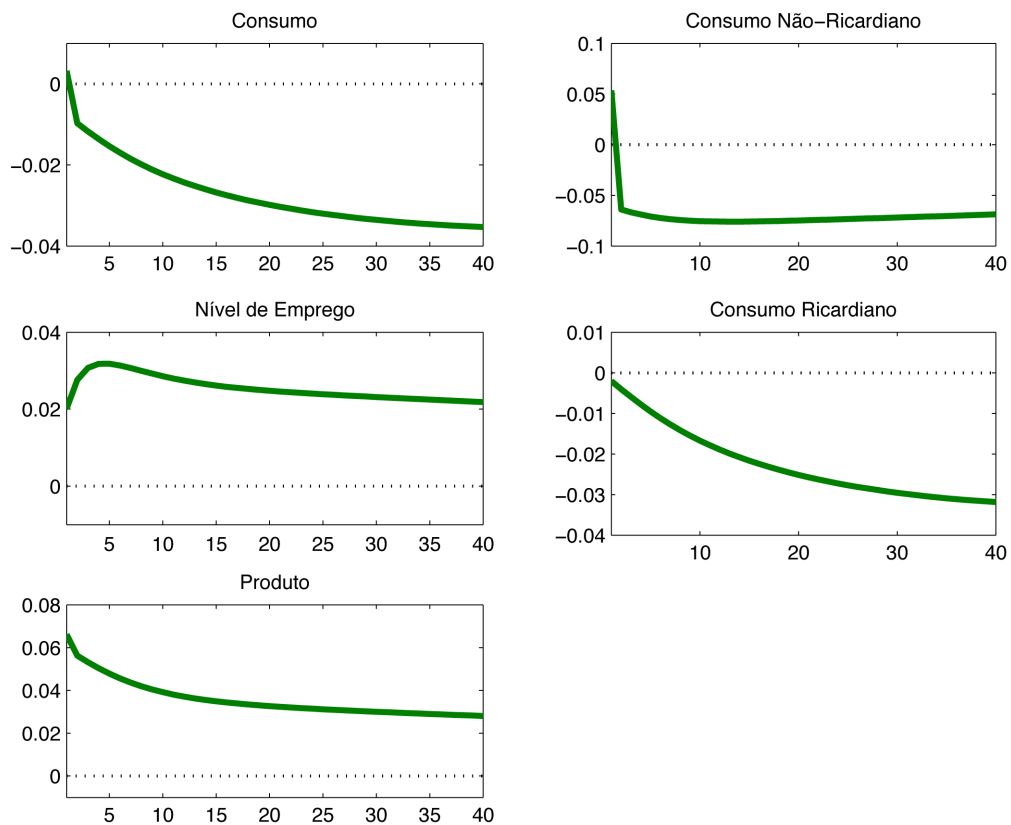
Tendo analisado as estimativas encontradas para os parâmetros, nesta seção, será examinado o papel das famílias não-ricardianas na propagação de choques e na determinação de quão responsável são por flutuações no consumo. Dessa forma, analisaremos por meio de funções de impulso e resposta como se propagam e quais os efeitos de choques

¹⁶Os parâmetros do modelo sem famílias não-ricardianas não aparecem porque neste caso a política fiscal é irrelevante. Desse modo, especificamos os gastos do governo como um choque serialmente correlacionado. Para a zona do Euro alguns valores não são apresentados devido à diferença na especificação da política fiscal dos modelos.

nos gastos do governo e na política monetária em relação ao seu equilíbrio de estado estacionário. Os resultados apresentados são apenas para as variáveis consideradas mais relevantes, como fizemos na seção anterior.

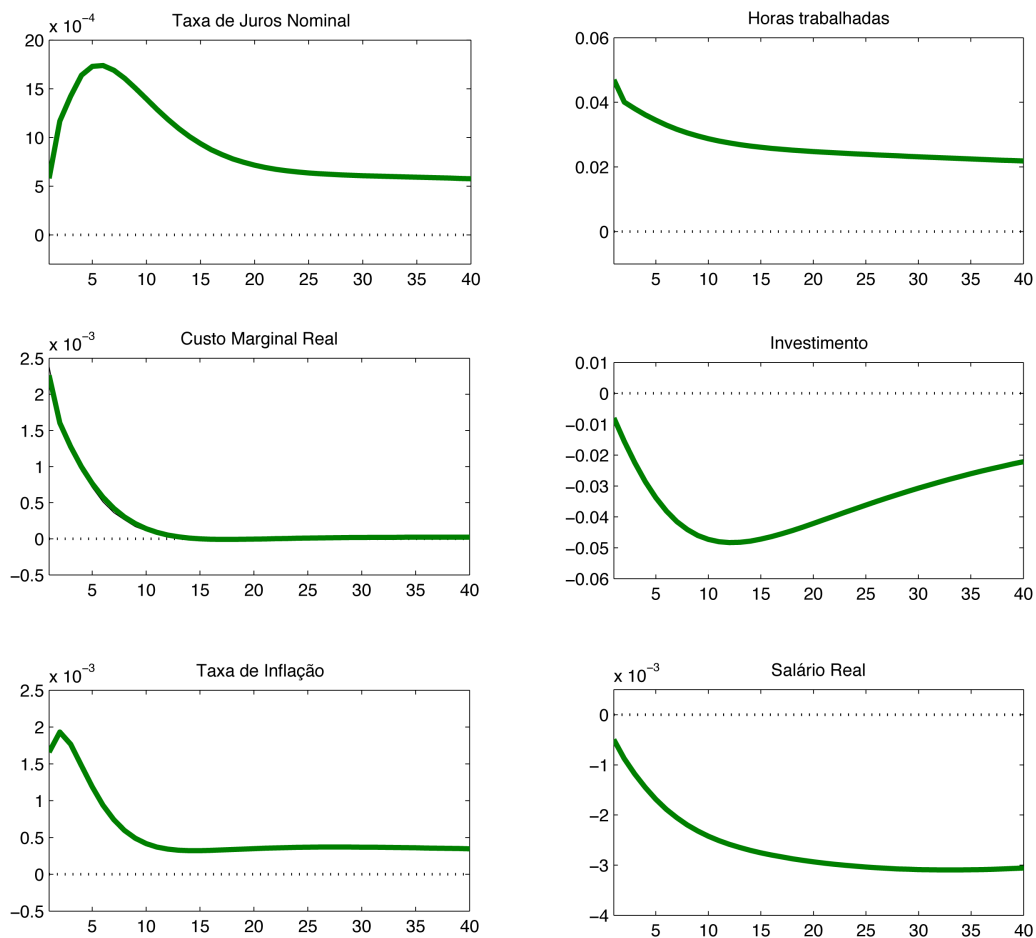
Na figura 1, temos a resposta dinâmica das variáveis de consumo e do nível de emprego. Vemos que o impacto no consumo não-ricardiano é imediato, havendo uma redução drástica no seu nível de consumo, porém, há uma rápida estabilização num patamar mais baixo. Para os consumidores ricardianos, o impacto é mais suave, havendo uma lenta redução do consumo a medida que o choque é absorvido. Assim, o consumo total se reduz mais rapidamente no primeiro trimestre, entrando numa trajetória de lenta diminuição nos trimestres seguintes. Vemos por essa análise que a presença dos consumidores não-ricardianos não consegue deter o efeito *crowding out*, em que um aumento nos gastos do governo reduz o consumo privado. Isso ocorre porque a parcela de consumidores não-ricardianos é bastante baixa (9,19%) e a persistência dos choques nos gastos do governo (0,9963) é alta. Isto faz com que o produto também apresente queda, indo em direção a um nível de equilíbrio mais baixo. Já o nível de emprego aumenta nos primeiros quatro trimestres, refletindo a elevação repentina na demanda e na oferta de trabalho causada pelo aumento nos gastos governamentais. Após o quarto trimestre o nível de emprego passa a diminuir lentamente e estabiliza-se ao seu nível de equilíbrio inicial.

Figura 1: Resposta de Variáveis Seleccionadas ao Choque de Gastos do Governo



As consequências do choque nos gastos do governo na dinâmica da política monetária, no investimento, nas horas trabalhadas e no salário real podem ser vistas na figura 2. Com o impacto na taxa de juros nominal, o choque causa um aumento gradual até o quinto trimestre, possivelmente, na tentativa de conter a elevação na taxa de inflação causado pelo aumento nos gastos do governo. Uma vez que os efeitos do choque na inflação parecem ceder, esta começa a reduzir logo no segundo trimestre, e a taxa de juros a partir do quinto trimestre. O custo marginal responde com uma redução nos primeiros 10 trimestres até estabilizar num nível mais baixo de equilíbrio. Vemos dessa forma, que a resposta ao aumento dos gastos do governo é um apertamento da política monetária. Este fenômeno é consistente com o que vemos na figura 1, em que o consumo sofre redução, freando o impacto de aumento esperado pelo choque de gastos governamentais. Em resposta ao choque, o investimento reduz gradualmente o seu nível até o décimo trimestre onde passa a aumentar lentamente. O salário real apresenta comportamento similar ao custo marginal real que vai reduzindo lentamente até atingir um nível mais baixo de equilíbrio.

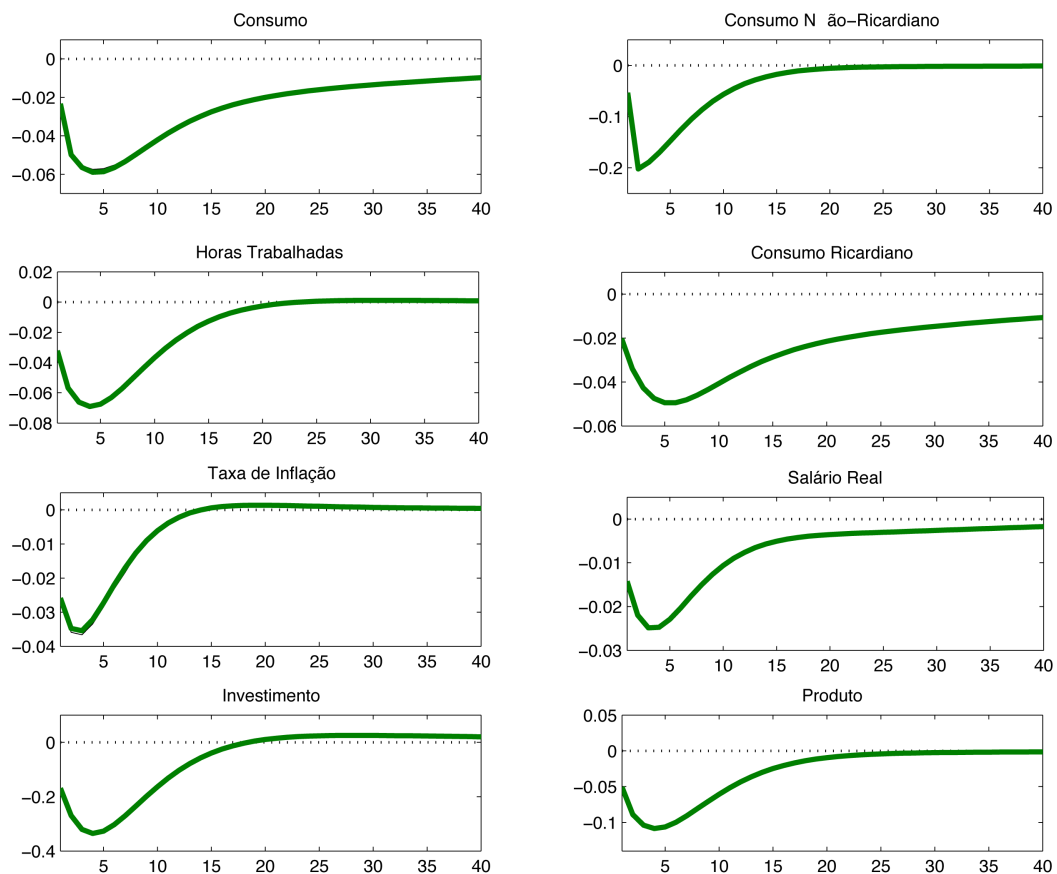
Figura 2: Resposta de Variáveis Seleccionadas ao Choque de Gastos do Governo



O impacto na taxa de juros nominal, como vemos na figura 2, sofre um aumento

gradual até o quinto trimestre, possivelmente, na tentativa de conter o aumento na taxa de inflação causado pela elevação nos gastos do governo. Uma vez que os efeitos do choque na inflação parecem ceder, esta começa a reduzir logo no segundo trimestre, e a taxa de juros a partir do quinto trimestre. Este resultado é compatível com as políticas tomadas pelo governo brasileiro em épocas de aumento nos gastos públicos, como em períodos eleitorais. O custo marginal responde com uma redução nos primeiros 10 trimestres até estabilizar num nível mais baixo de equilíbrio. Em resposta ao choque, o investimento reduz gradualmente o seu nível até o décimo trimestre onde passa a aumentar lentamente. O salário real apresenta comportamento similar ao custo marginal real que vai reduzindo lentamente até atingir um nível mais baixo de equilíbrio. As horas trabalhadas também diminuem, mas a uma taxa muito mais lenta.

Figura 3: Resposta de Variáveis Seleccionadas ao Choque de Política Monetária



Os efeitos do choque da política monetária não diferem consideravelmente das respostas ao choque dos gastos do governo. Na figura 3, vemos que o impacto do aumento nas taxas de juros causado pelo choque de política monetária tem um grande impacto tanto no consumo de famílias ricardianas, como nas famílias não-ricardianas que inicialmente são reduzidos, porém logo retomam sua trajetória de crescimento para um nível de consumo

de equilíbrio acima do inicial. O comportamento em conjunto dessas duas variáveis reflete a resposta do consumo ao choque.

Como no consumo, o choque também reduz inicialmente o investimento, que após cinco trimestres começa a se recuperar atingindo um patamar acima do inicial a longo prazo. Da mesma forma o choque afeta o produto. No mercado de trabalho, também, ocorre uma curta redução do salário e das horas trabalhadas. Em ambos os casos, no início do quarto trimestre a economia passa a se recuperar, atingindo no longo prazo níveis superiores aos que possuía inicialmente.

5.4 Conclusão

Neste capítulo, estimamos duas versões do modelo proposto no capítulo: uma incluindo consumidores não-ricardianos e a outra sem a presença destes. Pelas estimativas dos parâmetros, pode-se concluir que a presença dos consumidores não-ricardianos é relevante. A participação dos consumidores não-ricardianos no consumo é de 9,19%. Este baixo resultado pode ser explicado pela possibilidade de parcelamento nas compras por algumas lojas, programas do governo de fornecimento de crédito a algumas camadas da população. Isso faz com que este tipo de consumidor seja identificado pelo modelo como consumidor ricardiano apesar de não realizar investimentos e buscar suavizar seu consumo. Sugere-se para pesquisas futuras a criação de mais um tipo de consumidor não-ricardiano no modelo, levando em consideração essas possibilidades alternativas de consumo.

Apesar de representar apenas 9,19% dos consumidores, a presença das famílias não-ricardianas teve grande impacto nos parâmetros de preferência. Seu maior impacto foi na elasticidade inversa da oferta de trabalho e na persistência de hábitos do consumidor. Os choques serialmente correlacionados das preferências apresentaram diferenças significativas apenas no choque de preferências do consumidor que mostrou uma maior persistência. Na determinação de preços e salários, a presença de consumidores não-ricardianos não causou impactos que demonstrassem diferenças relevantes.

Em comparação ao modelo de Coenen e Straub para a zona do Euro e ao modelo SAMBA, os parâmetros diferem significativamente do último, principalmente na política fiscal. Na estimação do modelo SAMBA, o parâmetro que mede a proporção de consumidores não-ricardianos foi mantido fixo em 40%. Vemos pelos resultados que a decisão de fixar o parâmetro compromete a estimação dos demais parâmetros do modelo, como no caso dos parâmetros da política fiscal comprometendo as análises de política econômica.

Ainda que a inclusão de consumidores não-ricardianos na modelagem seja relevante, a análise de impulso e resposta mostrou que, mesmo assim, a presença destes não foi suficiente para conter o efeito *crowding out*, ou seja, a queda no consumo em resposta ao choque dos gastos do governo. No entanto, esta falha pode ser atribuída a dois fatores: a parcela de consumidores não-ricardianos na economia brasileira é bastante baixa, sendo

de apenas 9,19%; e a persistência do parâmetro de suavização dos gastos do governo é bastante alta, próxima de 1.

As respostas dos choques de política monetária vão de acordo com a teoria econômica. Temos que o aumento nas taxas de juros causam um forte impacto na redução do consumo, contribuindo para um maior efeito *crowding out*. A duração dos efeitos dos choques é a mesma para quase todas as variáveis, diferindo-se apenas no tempo de retomada ao seu valor de estado estacionário. Vemos que os choques nos gastos do governo têm alta persistência, apresentando um elevado custo em termos de produto, gerando um viés inflacionário e reduzindo o consumo. Desse modo, sugere-se o uso da política monetária como instrumento de política econômica por apresentar o menor custo para combater a inflação em termos de salário real e produto. É possível, também, combinar o uso das políticas visando estimular o aumento no nível de emprego. Porém, fazendo um uso mais conservador da política fiscal de maneira a não permitir que o efeito de seus choques gerem elevados custos.

6 Conclusão

Este trabalho buscou analisar a relevância e o impacto da inclusão de consumidores não-ricardianos em um modelo de equilíbrio geral dinâmico e estocástico e identificar, como na presença destes, os gastos do governo afetam o consumo e a determinação de preços e salários. Para isso foi utilizado o modelo de Coenen e Straub (2005) com modificações na política fiscal para melhor adequação do modelo à realidade da economia brasileira com base no modelo SAMBA (GOUVEA et al., 2008).

O modelo inclui três setores da economia. Primeiramente estão as famílias que podem apresentar comportamento ricardiano, ou seja, investem, poupam e suavizam seu consumo intertemporalmente, e as não-ricardianas que não realizam nenhum tipo de otimização, gastando apenas sua renda presente. As famílias oferecem sua mão-de-obra e são vinculadas a sindicatos responsáveis pela determinação de salários que apresentam rigidez *à la* Calvo. No segundo setor, temos as firmas de bens intermediários que fornecem seus produtos às firmas de bens finais que os vendem para as famílias. A determinação de preços, também, apresenta rigidez *à la* Calvo. E por último temos a autoridade monetária responsável por atingir as metas de inflação e a autoridade fiscal que deve atingir metas para o superávit primária e estabilizar a proporção dívida/PIB.

O modelo foi estimado utilizando-se métodos bayesianos. Estimou-se duas versões do modelo apresentado, uma com apenas as famílias ricardianas e a outra incluindo as famílias não-ricardianas. Os resultados estimados foram comparados a trabalhos já existentes na literatura para a zona do Euro e Brasil. Pelas estimativas, concluímos que a presença dos consumidores não-ricardianos afeta significativamente os demais parâmetros do modelo. A participação dos consumidores não-ricardianos na economia é de 9,19%. Este resultado pode ser explicado pela flexibilização no pagamento de produtos pelas lojas, como o parcelamento nas compras, programas governamentais de provimento de crédito à população. Estes fatos fazem com que consumidores não-ricardianos sejam identificados pelo modelo como consumidores ricardianos mesmo não realizando investimentos e suavizando consumo. Para pesquisas futuras, pode-se criar mais um tipo de consumidor não-ricardiano considerando-se essas diferentes possibilidades de consumo.

A presença de consumidores não-ricardianos no modelo aumentou a elasticidade inversa de substituição intertemporal indicando que a propensão a suavizar o consumo das famílias ricardianas é maior que na zona do Euro. A persistência de hábitos dos consumidores é alta, 0,9562, evidenciando que alterações na taxa de juros nominal devem ter impactos baixos nas escolhas de consumo das famílias ricardianas. A elasticidade inversa da oferta de trabalho estimada foi bastante alta em relação aos demais modelos, refletindo a rigidez de salários na especificação do modelo.

O parâmetro do choque serialmente correlacionado das preferências dos consumidores apresentou uma persistência relativamente alta. Porém, bastante inferior ao re-

sultado encontrado para o choque da oferta de trabalho cujo parâmetro de persistência foi bastante próximo de 1. A inclusão de consumidores não-ricardianos parece não ter afetado de maneira expressiva os parâmetros de determinação de preços e salários.

Comparativamente, o modelo apresentou resultados mais confiáveis que o modelo SAMBA. Este manteve a proporção de consumidores não-ricardianos fixa durante a estimação em 40%, valor quatro vezes maior ao estimado neste trabalho. Vemos assim, que a fixação do parâmetro comprometeu a estimação dos parâmetros do modelo, afetando negativamente as análises de política econômica. Em relação ao SAMBA, as maiores diferenças foram encontradas nos parâmetros de política fiscal. O parâmetro de suavização dos gastos do governo foi de 0,9963 e o do SAMBA 0,695. O coeficiente do superávit primário foi menos do que a metade e o coeficiente da dívida foi mais alto que no modelo de Gouvea et al., indicando que o impacto das metas de superávit primário e da relação dívida/PIB são bastante baixos nos gastos do governo, principalmente pelo fato do parâmetro de suavização estar próximo de 1. Essas diferenças encontradas deve-se a diferença de especificações entre os modelos no mercado de trabalho, adotamos rigidez de salários e a não-inclusão do mercado externo neste trabalho.

Mesmo sendo relevante e causando impactos significativos na modelagem, a presença de consumidores não-ricardianos não é o bastante para conter a queda no consumo em resposta ao choque dos gastos do governo. A falha do modelo em explicar este fenômeno advém da pequena parcela de consumidores não-ricardianos na economia brasileira e a alta persistência dos parâmetro de suavização dos gastos do governo.

O impacto do choque nos gastos do governo na política monetária é bastante previsível, refletindo num apertamento da política. Há um aumento da taxa de juros nominal na tentativa de conter o aumento na taxa de inflação gerado pelo choque. No caso dos choques de política monetária, observou-se que este é responsável por parte da redução no consumo, contribuindo para o aumento no efeito *crowding out*.

Sendo assim, vemos que devido à alta persistência, os choques nos gastos do governo apresentam um custo elevado em termos de produto, gerando um viés inflacionário e reduzindo o consumo. Recomenda-se, então, o uso do choque de política monetária como instrumento de política econômica, pois este demonstra apresentar o menor custo no combate à inflação em termos de salário real e produto. O uso combinado das políticas pode servir para estimular o aumento no nível de emprego. No entanto, o uso da política fiscal deve ser conservador, pois seus efeitos podem ser gerar elevados custos.

Referências

- AIYAGARI, R.; CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. Output, Employment and Interest Rate Effects of Government Consumption. **Journal of Monetary Economics**, v. 30, p. 73-86, 1990
- BAXTER, M.; KING, R. Fiscal Policy in General Equilibrium. **American Economic Review**, v. 83, p. 315-334, 1993
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A New Approach to Decomposition of Economic Time Series Into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981
- BERGER, J.; WOLPERT, R. **The Likelihood Principle**. Hayward, California: The Institute of Mathematical Statistics, 1988
- BERNANKE, B.; BOIVIN, J. Monetary Policy in a Data Rich Environment. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 3, p. 525-546, 2003
- BLANCHARD, O.; FISCHER, S. **Lectures on Macroeconomics**. Cambridge, Massachusetts: MIT Press; 1989
- BLANCHARD, O.; KAHN, C. The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations. **Econometrica**, v. 48, n. 5, p. 1305-1311, 1980
- BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002
- CALVO, G. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, p. 383-398, 1983
- CAMPBELL, J.; MANKIW, G. Permanent Income, Current Income, and Consumption. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 8, n. 3, p. 265-279, Julho, 1990
- CANOVA, F. **Methods for Applied Macroeconomic Research**. Princeton, NJ: Princeton University Press; 2007
- CANZONERI, M. B.; CUMBY, R.; DYBA, B. **Should the European Central Bank and the Federal Reserve Be Concerned about Fiscal Policy?** Rethinking Stabilization Policy, Simpósio do Federal Reserve Bank de Kansas City, Jackson Hole, p. 333-389, 2002
- COENEN, G.; STRAUB, R. **Does Government Spending Crowd in Private Consumption? Theory and Empirical Evidence for the Euro Area**. Working Paper Series 513, European Central Bank, Agosto, 2005

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? in: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M.; **Handbook of Macroeconomics 1A**. Amsterdam: Elsevier Science, p. 65-148, 1999

COOLEY, T. F.; HANSEN, G. D. Inflation Tax in a Real Business Cycle Model. **American Economic Review**, v. 79, n. 4, p. 733-748, 1989

DEL NEGRO, M.; SCHORFHEIDE, F. How Good Is What You've Got? DSGE-VAR as a Toolkit for Evaluating DSGE Models. **Economic Review**, Federal Reserve Bank of Atlanta, Second Quarter, p. 21-37, 2006

_____. Forming Priors for DSGE Models (and How it Affects the Assessment of Nominal Rigidities). **Journal of Monetary Economics**, v. 55, n. 7, p. 1191-1208, Outubro, 2008

DEJONG, D. N.; DAVE, C. **Structural Macroeconometrics**. Princeton, NJ: Princeton University Press; 2007

DYNARE. Disponível em: <http://www.cepremap.cnrs.fr/dynare>.

FATÁS, A.; MIHOV, I. **The Effects of Fiscal Policy in Consumption and Employment: Theory and Evidence**. Manuscrito INSEAD, 2001

FRANCHI, M.; JUSELIUS, K. Taking DSGE Model to the Data Meaningfully. **Economics - The Open-Access, Open-Assessment E-Journal**, vol. 1, n. 4, p. 1-38, 2007

FRIEDMAN, M. **A Theory of the Consumption Function**. Princeton, NJ: Princeton University Press; 1957

FRIEDMAN, M.; SCHWARTZ, A. J. **A Monetary History of the United States, 1867-1960**. Princeton, NJ: Princeton University Press; 1963

FUKAČ, M.; PAGAN, A. **Issues in Adopting DSGE models for use in the policy process**. Working Paper Series 6/2006, Czech National Bank, Novembro, 2006

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

GALÍ, J.; LÓPEZ-SALIDO, J. D.; VALLÉS, J. **Rule-of-Thumb Consumers and the Design of Interest Rate Rules**. Working Paper 0320, Banco de España, 2003

_____. **Understanding the Effects of Government Spending on Consumption**. Working Paper Series 339, European Central Bank, 2004

GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. **The Review of Economic Studies Limited**, v. 72, p. 707-734, 2005

GOMES, F. A. R. Consumo no Brasil: Teoria da Renda Permanente, Formação de Hábito e Restrição à Liquidez. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 3, p. 381-402, Julho/Setembro, 2004

GORDON, R. What is New-Keynesian Economics? **Journal of Economic Literature**, v. 28, n. 3, p. 1115-1171, 1990

GOUVEA, S.; MINELLA, A.; SANTOS, R.; SOUZA-SOBRINHO, N. **Samba: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach**. Manuscrito Banco Central, Setembro, 2008

HALL, R. Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 6, p. 971-987, Dezembro, 1978

JUDD, K.; **Numerical Methods in Economics**. Cambridge, Massachusetts: MIT Press; 1998

JUDD, K.; GUU, S. Perturbation Solution Methods for Economic Growth Model. in: VARIAN, H.; **Economic and Financial Modelling in Mathematica**. Springer-Verlag, 1993

KING, R. G.; PLOSSER, C. I.; REBELO, S. T. **Production, Growth and Business Cycles: Technical Appendix**. Working Paper, University of Rochester, 1987

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, v. 50, p. 1345-1370, 1982

LINDEMANN, L.; SCHABERT, A. Fiscal Policy in the New Neoclassical Synthesis. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 35, p. 911-929, 2003

LUCAS, R. E., Jr. **Econometric Policy Evaluation: A Critique**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 1, p. 19-46, 1976

MANKIW, N. G. The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy. **American Economic Review**, v. 90, p. 120-125, 2000

MEDINA, J. P.; SOTO, C. **The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model**. Working Paper 457, Banco Central de Chile, Dezembro, 2007

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. **What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?** SFB 649 Discussion Paper 39, Humboldt-Universität zu Berlin, Julho, 2005

PEROTTI, R. Fiscal Policy in Good Times and Bad. **Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 4, p. 1399-1436, 1999

- PEROTTI, R. **Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries**. Working Paper Series 168, European Central Bank, Agosto, 2002
- PRESCOTT, E. Theory Ahead of Business Cycle Measurement. **Quarterly Review**, v. 10, p. 9-22, 1986
- RAMSEY, F. P. A Mathematical Theory of Saving. **The Economic Journal**, v. 38, p. 543-559, 1928
- REIS, E.; ISSLER, J. V.; BLANCO, F.; CARVALHO, L. Renda Permanente e Poupança Precaucional: Evidências Empíricas para o Brasil no Passado Recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n. 2, p. 233-272, Abril/Junho, 1998
- SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980
- SIMS, C. Solving Linear Rational Expectations Models. **Computational Economics**, v. 20, p.1-20, 2001
- SMETS, F.; WOUTERS, R. An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. **Journal of the European Economic Association**, v. 1, p. 1123-1175, 2003
- TOVAR, C.; DSGE Models and Central Banks. **BIS Working Papers**, n. 258, Bank for International Settlements, Setembro, 2008
- UHLIG, H. **A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily**. Manuscrito, Tilburg University, 1999
- VILLAVERDE, J. F. **The Econometrics of DSGE Models**. PIER Working Paper 09-008, University of Pennsylvania, Janeiro, 2009
- WALSH, C. **Monetary Theory and Policy**. 2ª Edição; Cambridge, Massachusetts: MIT Press; 2003

Apêndice A - Tabelas

Tabela 9: Distribuição *a posteriori* dos Parâmetros -
Modelo com Famílias Não-Ricardianas

Parâmetro	Média Priori	Média Posteriori	σ	Intervalo de Confiança
Preferências				
γ	1,000	1,2234	0,100	[0,8149;1,5868]
ζ	2,000	1,8128	0,750	[0,7788;2,6562]
ω	0,500	0,0919	0,100	[0,0596;0,1198]
ν	0,700	0,9562	0,100	[0,9364;0,9770]
Tecnologia				
Φ	0,450	0,4941	0,250	[0,4408;0,5758]
Ψ	0,200	0,2203	0,075	[0,1250;0,2972]
Determinação de preços e salários				
λ_p	0,750	0,6665	0,050	[0,5787; 0,7649]
γ_p	0,750	0,4037	0,150	[0,1750;0,5392]
λ_w	0,750	0,7222	0,050	[0,6132;0,8028]
γ_w	0,750	0,5137	0,150	[0,3335;0,6991]
Parâmetros de política monetária				
γ_r	0,800	0,8677	0,100	[0,8305;0,9031]
γ_π	1,700	1,5986	0,100	[1,4324;1,8587]
γ_y	0,125	0,2043	0,050	[0,1314;0,2859]
Parâmetros de política fiscal				
γ_g	0,850	0,9963	0,100	[0,9939;0,9992]
γ_s	0,300	0,1871	0,100	[0,1216;0,2335]
γ_b	0,250	0,2483	0,100	[0,0745;0,3885]

Tabela 10: Distribuição *a posteriori* dos Parâmetros de
Persistência - Modelo com Famílias Não-Ricardianas

Parâmetro	Média Priori	Média Posteriori	σ	Intervalo de Confiança
ρ_a	0,850	0,9990	0,100	[0,9990;0,9990]
ρ_b	0,850	0,6588	0,100	[0,5262;0,8084]
ρ_n	0,850	0,9988	0,100	[0,9988;0,9988]
ρ_i	0,850	0,7607	0,100	[0,5772;0,8963]

Tabela 11: Distribuição *a posteriori* dos Desvios Padrão dos Choques - Modelo com Famílias Não-Ricardianas

Parâmetro	Média Priori	Média Posteriori	σ	Intervalo de Confiança
σ_a	0,400	0,0649	2,000	[0,0543;0,0788]
σ_b	0,200	0,1061	2,000	[0,0506;0,1375]
σ_n	1,000	1,3388	2,000	[0,8742;1,7215]
σ_g	0,300	0,0644	2,000	[0,0503;0,0786]
σ_i	0,100	0,0641	2,000	[0,0189;0,1528]
$\sigma_{\bar{\pi}}$	0,020	0,0152	2,000	[0,0058;0,0344]
σ_r	0,100	0,1247	2,000	[0,0924;0,1596]
σ_p	0,150	0,4529	2,000	[0,3546;0,5405]
σ_w	0,250	0,3418	2,000	[0,2891;0,4294]
σ_q	0,400	0,1075	2,000	[0,0746;0,1660]

Tabela 12: Distribuição *a posteriori* dos Parâmetros - Modelo sem Famílias Não-Ricardianas

Parâmetro	Média Priori	Média Posteriori	σ	Intervalo de Confiança
Preferências				
γ	1,000	1,3001	0,375	[0,9046;1,5915]
ζ	2,000	0,9136	0,750	[-0,3288;2,3163]
ν	0,700	0,9344	0,100	[0,8726;0,9607]
Tecnologia				
Φ	0,450	0,4609	0,250	[0,4110;0,4796]
Ψ	0,200	0,2473	0,075	[0,1747;0,3505]
Determinação de preços e salários				
λ_p	0,750	0,6445	0,050	[0,5612; 0,6719]
γ_p	0,750	0,4005	0,150	[0,2821;0,5245]
λ_w	0,750	0,7129	0,050	[0,6137;0,7665]
γ_w	0,750	0,5111	0,150	[0,3358;0,6675]
Parâmetros de política monetária				
γ_r	0,800	0,8721	0,100	[0,8562;0,9020]
γ_{π}	1,700	1,6578	0,100	[1,5436;1,8287]
γ_y	0,125	0,1911	0,050	[0,1133;0,2485]
Parâmetros de política fiscal				
γ_g	0,850	0,9974	0,100	[0,9962;0,9999]

Tabela 13: Distribuição *a posteriori* dos Parâmetros de Persistência - Modelo sem Famílias Não-Ricardianas

Parâmetro	Média Priori	Média Posteriori	σ	Intervalo de Confiança
ρ_a	0,850	0,9990	0,100	[0,9990;0,9990]
ρ_b	0,850	0,5832	0,100	[0,4571;0,6940]
ρ_n	0,850	0,9990	0,100	[0,9990;0,9990]
ρ_i	0,850	0,7589	0,100	[0,6480;0,8373]

Tabela 14: Distribuição *a posteriori* dos Desvios Padrão dos Choques - Modelo sem Famílias Não-Ricardianas

Parâmetro	Média Priori	Média Posteriori	σ	Intervalo de Confiança
σ_a	0,400	0,0622	2,000	[0,0563;0,0693]
σ_b	0,200	0,1483	2,000	[0,0873;0,2604]
σ_n	1,000	0,6975	2,000	[0,3113;0,9490]
σ_g	0,300	0,0598	2,000	[0,0545;0,0649]
σ_i	0,100	0,0496	2,000	[0,0263;0,0745]
$\sigma_{\bar{\pi}}$	0,020	0,0435	2,000	[0,0124;0,0789]
σ_r	0,100	0,1347	2,000	[0,1133;0,1646]
σ_p	0,150	0,4123	2,000	[0,3420;0,4964]
σ_w	0,250	0,2871	2,000	[0,1734;0,3476]
σ_q	0,400	0,0921	2,000	[0,0716;0,1193]

Apêndice B - Gráficos

Figura 4: Gráfico da Distribuição *a posteriori* das Variáveis

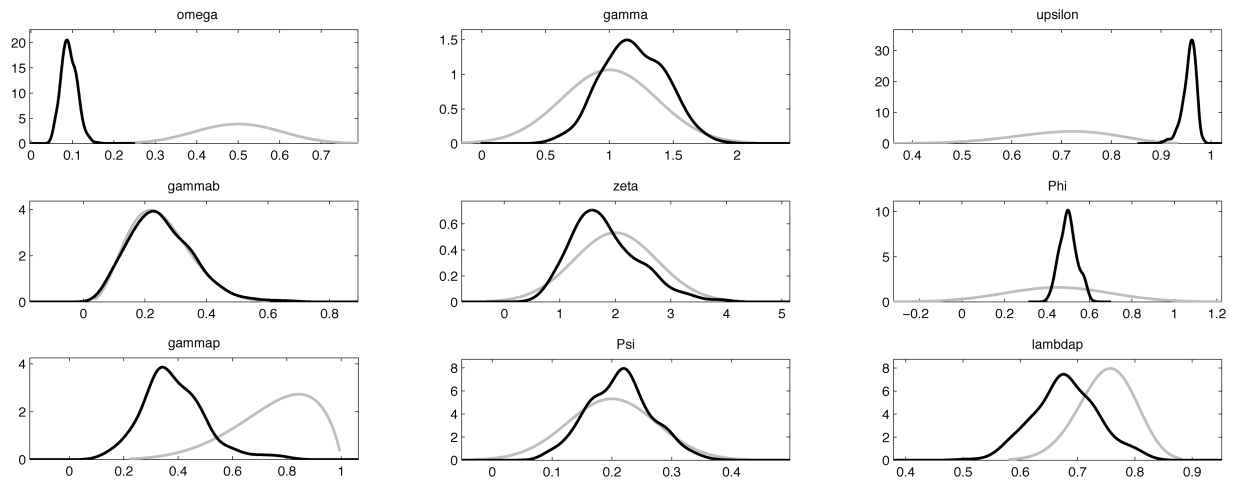


Figura 5: Gráfico da Distribuição *a posteriori* das Variáveis

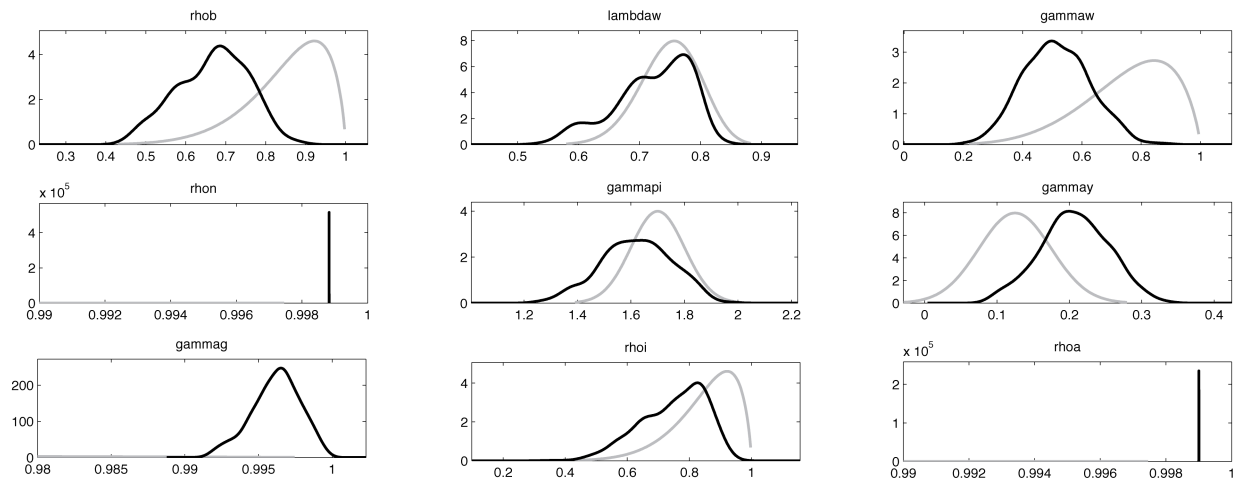


Figura 6: Gráfico da Distribuição *a posteriori* das Variáveis