

# Política Fiscal, Choques Externos e Ciclo Econômico no Brasil

Fabiano Maia Pereira

*AFC/STN, Coordenador Geral de Monitoramento de Investimento da PREVIC, Brasil*

Roberto de Goes Ellery Junior

*Professor Adjunto, Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UnB),  
Brasil*

---

## Resumo

Este trabalho tem como objetivo avaliar o impacto de políticas fiscais nos ciclos econômicos do Brasil, utilizando modelos de equilíbrio geral dinâmico para uma pequena economia aberta com governo. Os resultados dos modelos calibrados para o caso brasileiro são capazes de replicar a maior volatilidade do consumo e do investimento em relação à volatilidade do produto e seus movimentos pró-cíclicos, ao mesmo tempo em que a balança comercial apresenta uma volatilidade superior à de países desenvolvidos e um movimento contra-cíclico. Concomitantemente, observa-se que a existência do sistema tributário é responsável por esses movimentos descritos e que a presença dos impostos tende a amplificar o impacto e a persistência dos choques tecnológicos. Já as simulações relacionadas aos impactos do sistema tributário sobre o bem-estar social da economia indicam que o imposto sobre rendimentos do capital é aquele com maior custo para a sociedade.

*Palavras-chave:* Equilíbrio Geral Computável, Pequena Economia Aberta, Ciclos de Negócios, Sistema Tributário

*Classificação JEL:* E3, H2

---

## Abstract

The aim of this work is to analyse the impact of fiscal policies on Brazilian business cycles by using dynamic equilibrium models of a small open economy with government. The models' results, parameterized and calibrated for Brazilian's case, are able to mimic a big volatility of consumption and investment regarding to output's volatility and their procyclical movements. At the same time, the trade balance shows a superior volatility when compared with developed countries and a countercyclical movement. The existence of tax system is the responsible for those cited movements, and the taxes occurrences tend to amplify the impact and persistence of technological shocks. To wrap up, the simulations related to tax system's impacts on social welfare indicate that the capital's yield tax is the one which has the major cost to society.

---

## 1. Introdução

Modelos de equilíbrio dinâmico são amplamente utilizados em trabalhos relacionados à teoria de ciclos reais de negócios. Estudos pioneiros de Kydland e Prescott (1982) e Long e Plosser (1983) demonstram que esses modelos são capazes de replicar diversos fatos estilizados observados nos dados macroeconômicos como:

- 1) investimento é mais volátil que o produto;
- 2) consumo é tão volátil quanto o produto; e
- 3) ambos, consumo e investimento são pró-cíclicos.

Modelos mais recentes incluem outros agentes econômicos e permitem um melhor aferimento da realidade, ao mesmo tempo em que possibilitam uma avaliação mais acurada das políticas econômicas e seus canais de propagação sobre as decisões microeconômicas e macroeconômicas.

No contexto de maior desenvolvimento dos modelos de equilíbrio geral, surgem dois processos que merecem ser incluídos nas análises, principalmente no caso brasileiro: o setor externo e o governo. O primeiro relacionado à possibilidade de os residentes no país serem capazes de negociar com o resto do mundo, ocasionando uma dívida externa privada positiva ou negativa entre a economia local e as demais economias, e introduzindo um canal de transmissão entre os fundamentos econômicos das sociedades mais industrializadas e as emergentes. Já o segundo processo está diretamente associado à existência de um governo, que não apresenta dívida pública, mas que arrecada tributos distorcivos para permitir a oferta de bens e serviços públicos e, conseqüentemente, implica em equilíbrios sub-ótimos. A utilização de um modelo de economia aberta com governo, isto é, com um sistema tributário, e dois choques exógenos é um desenvolvimento para a literatura nacional e permite bons resultados quando comparados com os dados reais da economia.

Os modelos replicaram satisfatoriamente os segundos momentos das variáveis: produto, investimento e consumo. Particularmente, no caso do consumo consegue-se simular uma volatilidade superior ao produto, fato descrito como característico de economias emergentes por autores como Neumeyer e Perri (2005). Outro resultado importante é que o custo de ajustamento do capital e a existência do sistema tributário são relevantes para que o modelo alcance valores próximos da realidade. Logo, os resultados relacionados com o consumo são enfatizados, pois geralmente não são observados em outros trabalhos para o Brasil, ao mesmo tempo em que colocam como fator gerador a ser estudado o sistema tributário nacional, e não a restrição de crédito das famílias para explicar as altas volatilidades do consumo brasileiro. Por outro lado, no caso da oferta de trabalho pelas famílias e das variáveis de balanço de pagamentos, os resultados foram satisfatórios qualitativamente, como o caso da balança comercial contra-cíclica, mas deixaram a desejar no campo quantitativo.

---

\* Recebido em fevereiro de 2010, aprovado em julho de 2011. Artigo indicado para a *Selecta* 2009.  
E-mail addresses: fabianomaia@hotmail.com, ellery@unb.br

No que se refere à oferta de trabalho, os resultados indicam que a utilização de séries de trabalho formal no Brasil implica na necessidade de se utilizar uma elasticidade de substituição intertemporal do trabalho superior à comumente empregada na literatura internacional. Basicamente o resultado dessa calibração ocorre devido à falta de um sistema no modelo que permita replicar a realidade brasileira de movimentos ascendentes nos ciclos de oferta de trabalho estarem acompanhados de maior formalização de empregos até então informais.

Quanto à avaliação de políticas públicas, o modelo permite que se simulem reformas tributárias e eventuais isenções/incrementos nos tributos para fazer frente a novas realidades da economia brasileira. Os resultados dessas simulações estão em linha com os resultados encontrados em Chamley (1986) e McGrattan (1994), pois o custo de bem-estar social de um tributo sobre a renda do capital é superior ao custo do imposto sobre renda do trabalho e muito superior ao custo de um imposto sobre o consumo das famílias.

O trabalho, além desta introdução e da conclusão, está dividido da seguinte forma: na Seção 2 é apresentada a literatura internacional e nacional relacionada à teoria dos ciclos reais de negócios, mais especificamente no que tange pequenas economias abertas e sistema de tributação; na Seção 3 é desenvolvido o modelo matemático implementado; na Seção 4 estão os dados utilizados e as calibrações; e na Seção 5 são analisados os resultados do modelo.

## 2. Ciclos de Negócios

As causas, origens e as naturezas das flutuações dos agregados da economia são assuntos centrais da macroeconomia para entender e compreender os motivos que levam países a um maior ou menor crescimento econômico. Simultaneamente, se observa que a economia sofre perturbações de várias formas, tipos e magnitudes, com intervalos aleatórios que se propagam por diversos canais entre variáveis como: produto, investimento, consumo, entre outras. Uma das teorias que enfatizam esses movimentos, seus canais de transmissão e suas consequências no bem-estar das famílias é conhecida como teoria dos ciclos econômicos de negócios.

No início dos anos 1970 vários pesquisadores recuperaram o estudo dos ciclos de negócios, “esquecido” desde a chamada revolução keynesiana, desenvolvendo estruturas que interligam teorias de crescimento e ciclos econômicos, sustentadas por fundamentos microeconômicos. Para essa parcela do pensamento econômico, o crescimento pode ser explicado por arcabouços teóricos onde as famílias otimizam sua utilidade, escolhendo entre consumo e poupança, sujeitas a uma restrição orçamentária e interagindo em mercados competitivos.

O comportamento de otimização da utilidade das famílias nesses arcabouços é modelado por meio de um instrumento amplamente utilizado em modelos de crescimento (trabalho seminal de Ramsey (1928)) no qual se supõe que as famílias vivem infinitamente. Essa suposição tem sua justificativa econômica centrada no fato de que o bem-estar dos pais depende do bem-estar dos filhos, netos

e assim por diante. Ou seja, essa estrutura institucional pode ser utilizada em economias onde os indivíduos têm uma função utilidade momentânea durante sua vida, mas uma preocupação altruística quanto ao nível de utilidade da sua árvore genealógica. No entanto, diferentemente dos modelos de crescimento, a flutuação no emprego é fator central da análise. Logo, no intuito de estudar as flutuações econômicas, são incluídas no arcabouço de equilíbrio geral dinâmico as mais variadas formas de perturbações exógenas observadas, como choques de produtividade, de juros externos ou de política fiscal capazes de desviar a economia de seu estado estacionário, isto é, do estado onde todas as variáveis assumem valores constantes no tempo.

A tese que permite a utilização desses modelos de equilíbrio geral dinâmico em diversos campos de pesquisas econômicas é conhecida como “crítica de Lucas”. Basicamente a argumentação para implementar esse instrumento no estudo dos ciclos e das avaliações de políticas públicas reside no fato de que modelos econométricos não contemplavam a reação dos agentes frente a novas políticas anunciadas. Sargent (1994), por exemplo, demonstra que em uma estimação assume-se que os parâmetros são constantes, mas na medida em que existem alterações da política econômica, também ocorrem modificações dos parâmetros, corroborando a “crítica de Lucas”. Assim, Lucas (1976) afirma que não é possível utilizar equações estruturais para a determinação do impacto de políticas, mas deve-se calcular a reação dos agentes econômicos para obter resultados efetivos.

No entanto, como se define um ciclo econômico de negócios? Para Kydland e Prescott (1990) os ciclos de negócios podem ser definidos como desvios do produto nacional bruto real da sua tendência de longo prazo, ou seja, ciclos de negócios são flutuações recorrentes de várias séries macroeconômicas ao redor de uma média ou constante. A tendência deve ser vista como o crescimento da economia no estado estacionário, dado que a atividade econômica é caracterizada por um crescimento sustentável de longo prazo, ou caminho de crescimento equilibrado. Nesse sentido, análises empíricas demonstram que o estado estacionário é caracterizado por variáveis per capita como produto, consumo, investimento, estoque de capital e salário real crescendo a uma mesma taxa.

Colley (1995) apresenta alguns desses fatos estilizados do crescimento econômico de longo prazo:

- 1) o produto real cresce a uma taxa relativamente constante;
- 2) o estoque real de capital cresce a uma taxa mais ou menos constante, mas a uma taxa maior que a taxa de crescimento do trabalho;
- 3) as taxas de crescimento do produto real e do estoque de capital tendem a ser iguais;
- 4) as taxas de crescimento do produto per capita variam fortemente entre países;
- e
- 5) economias com maiores parcelas de ganho do capital na renda tendem a apresentar maior razão investimento/produto.

Já Backus e Kehoe (1992), com o objetivo de estudar ciclos econômicos, analisam dados de dez economias desenvolvidas e encontram diversas regularidades nas séries

macroeconômicas, entre as quais estão:

- 1) o investimento é consistentemente de duas a quatro vezes mais volátil que o produto;
- 2) o consumo é tão variável quanto o produto;
- 3) o investimento e o consumo são fortemente pró-cíclicos; e
- 4) a balança comercial é geralmente contra-cíclica.

Na mesma linha de pesquisa, mas incluindo países em desenvolvimento, Agénor et alii (2000) encontram uma série de regularidades nas flutuações dos macroagregados. Neste estudo são analisados doze países emergentes e os seguintes resultados, ou fatos estilizados, são encontrados:

- 1) a volatilidade do produto é maior nos países em desenvolvimentos que nos países desenvolvidos;
- 2) as flutuações dos termos de troca e do produto são positivamente e fortemente correlacionadas;
- 3) não existe uma tendência evidente entre flutuações na balança comercial e no produto doméstico;
- 4) há evidência de que ocorra uma correlação positiva entre as flutuações do produto nos países emergentes com os ciclos nos países desenvolvidos; e
- 5) existe uma correlação negativa entre o produto dos países emergentes e a taxa de juros reais nos países desenvolvidos.

Na década de 1980, com a observância dos fatos estilizados anteriormente descritos, do que se define como ciclo de negócios, Kydland e Prescott (1982) operacionaliza um modelo de equilíbrio geral, onde os autores buscam mimetizar os movimentos das economias com modelos dinâmicos estocásticos capazes de capturar várias estruturas de correlação e auto-correlação entre variáveis macroeconômicas como produto, consumo, investimento, entre outras. O modelo, apesar da simplicidade, ajusta-se satisfatoriamente aos movimentos observados para a economia americana como: a grande volatilidade do investimento e a baixa volatilidade do consumo das famílias, juntamente com a forte auto-correlação dessas variáveis com o produto real.

Após esse trabalho seminal, ocorreram diversos desenvolvimentos do modelo, como por exemplo: Hansen (1985) com o trabalho indivisível; Greenwood et alii (1988) que incorporaram uma taxa de utilização do capital instalado endogenamente, McGrattan (1994) que incluiu um setor público com choques fiscais e; Mendoza (1991) que simula uma economia aberta na qual existe a possibilidade de se endividar com o resto do mundo abrindo um novo campo de pesquisa ligada a macroeconomia internacional com modelos dinâmicos.

Assim, dado o desenvolvimento das pesquisas, os modelos dinâmicos de equilíbrio iniciaram um processo de amadurecimento com intuito de colaborar com análises dos impactos das modificações nas políticas econômicas e, entre os campos de pesquisa, estão as finanças públicas. Vários trabalhos estudam os resultados de mudanças na política tributária de um país como: Chamley (1986); Judd (1987); Dotsey (1989); Coleman (1991); Greenwood e Huffman (1991); McGrattan (1994).

Esta última autora<sup>1</sup> obtém em sua pesquisa que 42% e 32% da variância da oferta de trabalho nos Estados Unidos da América são explicadas respectivamente pela existência do governo e do imposto sobre trabalho e que apenas 20% da variância é explicada por um choque tecnológico padrão. A autora também argumenta que a política fiscal pode potencializar variações nas horas trabalhadas e no consumo. No caso de horas trabalhadas os resultados na literatura para a economia brasileira recorrentemente têm dificuldades de replicar a volatilidade deste agregado. Quanto ao consumo, as pesquisas sobre o Brasil em geral não documentam uma volatilidade maior que o produto. No entanto, várias análises empíricas indicam que em países emergentes a volatilidade do consumo maior que a volatilidade do produto é uma característica recorrente (ver, por exemplo, Neumeyer e Perri 2005). Logo, a inclusão do sistema tributário pode ser uma resposta para essas dificuldades dos modelos calibrados para o Brasil.

Adicionalmente à crença de que um sistema tributário é importante em simulações para o Brasil, Blankenau et alii (2001) argumentam que a taxa de juros real mundial é um importante canal de transmissão de choque para pequenas economias abertas, pois variações nessas taxas podem afetar as decisões das famílias gerando efeitos substituições intertemporais e efeitos de realocação na renda e no portfólio. Por conseguinte, essas realocações tendem a impactar as firmas alterando incentivos para investimentos. Os autores encontram para o Canadá forte relação entre este canal de transmissão de choque, ou seja, os juros internacionais real, e as flutuações nos macroagregados como investimento, produto, consumo, balança comercial e conta corrente. Particularmente nestas duas últimas variáveis, os resultados foram significativamente importantes, pois indicam que em média o choque de juros internacional é responsável por cerca de 35% da variância das mesmas.

Os juros internacionais são um canal de transmissão também reportado como importante para economias em desenvolvimento por Agénor et alii (2000); Neumeyer e Perri (2005), pois podem ser interpretados como a inter-relação entre a economia local e os fundamentos econômicos do resto do mundo. Portanto, seguindo a linha desenvolvida por Mendoza (1991); Correia et alii (1995); Kanczuk (2002); Pinheiro (2005),<sup>2</sup> onde uma pequena economia é capaz de transacionar com o mercado mundial e, dada a característica atual de forte globalização financeira com aumento de fluxo entre países, a taxa de juros real internacional é colocada como fator a ser estudado e avaliado. Especificamente no caso brasileiro, a inclusão desse choque mostra-se pertinente dada a dificuldade de os modelos calibrados para o país replicarem os movimentos em termos quantitativos da balança comercial e da conta corrente.

O Brasil, apesar de ser uma economia pujante e de tamanho territorial continental, pode ser considerado uma economia pequena já que o mesmo não tem

---

<sup>1</sup> Cabe fazer uma ressalva que em seu trabalho McGrattan (1994) utiliza de choques nas alíquotas dos impostos. Neste trabalho os modelos consideram constantes as alíquotas, salvo em momentos de simulação. A inclusão de choques nas alíquotas pode ser um desenvolvimento futuro para o trabalho.

<sup>2</sup> Estes dois últimos trabalhos relativos ao Brasil.

controle sobre preços mundiais e/ou devido ao fato de que mudanças nas políticas não são capazes de impactar a economia mundial. Em outras palavras, pequenas economias podem ser vistas como aquelas nas quais a acumulação de capital e de ativos financeiros da mesma podem ser negligenciados na formação da taxa de juros internacional. O modelo aqui descrito e utilizado para simular os movimentos das séries macroeconômicas brasileiras terá, além da inclusão de um sistema tributário e de choques de juros internacionais, mais uma idiosincrasia<sup>3</sup> seguindo Mendoza e Uribe (2000), que desenvolvem um modelo no qual parte da taxa de juros real é correlacionada positivamente com a dívida externa do país, ou seja, quanto mais endividado, maior a taxa de juros paga pelo país (prêmio de risco elástico à dívida).

Portanto, o modelo simulado neste trabalho segue a tradição de equilíbrio geral dinâmico, incluindo várias particularidades necessárias para entender a economia brasileira. O modelo incorpora um sistema tributário, dada a relevância desse instrumento como gerador de distorções e fonte de explicação dos ciclos na oferta de trabalho e consumo das famílias. No caso dos choques exógenos, serão simulados resultados a partir de choques tecnológicos, comumente utilizados na literatura, bem como serão simulados choques de juros internacionais, potencial explicação dos movimentos no balanço de pagamento de uma pequena economia aberta. Os modelos, depois de calibrados para as características brasileiras, podem ser utilizados, entre outras formas, pelos policymakers para quantificar o custo social dos impostos sobre consumo, capital e trabalho nos moldes de McGrattan (1994) e/ou verificar impactos nos movimentos e co-movimentos das séries macroeconômicas, dadas mudanças nas políticas econômicas locais ou internacionais.

## 2.1. *O Caso Brasileiro*

Na seção precedente desenvolveu-se a importância de se inserir nos modelos de equilíbrio dinâmico para o Brasil um sistema tributário e um setor externo com choque de juros internacional. A inclusão do imposto pode ser defendida pelos resultados de McGrattan (1994), nos quais a autora obtém, com dados americanos, que choques fiscais são capazes de explicar 38% da variância das horas trabalhadas em uma economia e 32% do consumo, valor superior ao próprio choque tecnológico no caso do mercado de trabalho que representa em sua simulação 20% da variância das horas trabalhadas. Associado ao resultado anterior, Blankenau et alii (2001) encontram que choques de juros reais internacionais em uma pequena economia, no caso Canadá, tem a capacidade de explicar em média 35% da variância da balança comercial e da conta corrente, enquanto o choque tecnológico explica respectivamente 14,22% e 23,82%, o que permite a inclusão do choque de juros e da abertura da economia nos modelos. Portanto a utilização de um modelo de economia aberta que inclua sistema tributário torna-se uma

---

<sup>3</sup> A razão técnica para introdução do prêmio de juros elástico pode ser encontrada em Schmitt-Grohé e Uribe (2003).

possibilidade de explicar os movimentos das variáveis econômicas no Brasil e pode ser considerada uma inovação na literatura brasileira de ciclos. Na sequência desta subseção poder-se-á avaliar que os diversos trabalhos nacionais sobre o tema ciclos de negócios encontram alguma dificuldade em mimetizar os movimentos destas variáveis, ou seja, horas trabalhadas, consumo (no sentido de que o consumo é mais volátil que o produto, descrito Neumeyer e Perri (2005)) e setor externo (representado pela balança comercial e pela conta corrente do país).

Antes de discutir os resultados alcançados pelos estudos nacionais acerca dos ciclos no Brasil, cabe fazer um breve relato histórico de algumas políticas econômicas e seus impactos na economia, dada sua forte inter-relação com os movimentos das variáveis macroeconômicas, principalmente quanto às restrições externas (balanço de pagamentos) e fiscais (estrutura tributária e de gastos governamentais), e aceleração inflacionária que o país vivenciou nesses últimos sessenta anos. Ao se deparar com a série de tendência do PIB brasileiro e de seu ciclo, nota-se que os movimentos estão quase sempre relacionados a programas de estabilização de preços, dificuldades no front externo e/ou planos de desenvolvimento da economia<sup>4</sup>. Por exemplo, a aceleração no final da década de 50, a década de 70, e os anos de 1986/87 e 1994/95 são respectivamente correlacionados com Plano de Metas, II Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND), Plano Cruzado e Plano Real. Por outro lado, os períodos de queda no crescimento da economia em relação a sua tendência de longo prazo também estão diretamente relacionados aos fatores enunciados, como se pode citar os anos 1964/67 com o PAEG (Plano de Ação Econômica do Governo), o início da década de 1980 com a crise da dívida externa e a necessidade de obter superávits na balança comercial, e o início dos anos 1990 com o Plano Collor I e II.

Logo, tendo em mente essa estrutura histórica de dificuldades no front externo e aceleração inflacionária, pode-se retornar à avaliação da capacidade dos modelos de equilíbrio dinâmico de mimetizar os movimentos da economia brasileira. Em outras palavras, dada a relevância do estado na economia do Brasil no que tange às políticas implementadas nos últimos sessenta anos e a restrição externa somada ao descompasso observado na política fiscal, modelos de equilíbrio geral dinâmico são utilizados para o Brasil com relativo sucesso. Ellery et alii (2002) utilizam dois modelos, um modelo básico de economia fechada e outro com trabalho indivisível Hansen (1985). Os autores também constroem várias séries macroeconômicas, como o consumo de bens não duráveis para o Brasil, com o intuito de analisar as relações entre produto nacional bruto e outros macroagregados como consumo, investimento, horas trabalhadas e produtividade.

Após a calibração do modelo os resultados obtidos podem ser resumidos da seguinte forma:

- 1) a volatilidade do produto observado no modelo se ajustou bem ao dado observado;

---

<sup>4</sup> ver mais em Pereira (2009)



- 2) o modelo não apresentou bom ajuste na variabilidade no consumo, horas trabalhadas e produtividade; e
- 3) obteve-se um bom resultado no desvio padrão do investimento, bem como na sua correlação com o produto.

Assim, a conclusão dos autores é que os modelos têm deficiências ao explicar as altas volatilidades do consumo, horas trabalhadas e produtividade quando comparadas à realidade da economia.

Na mesma linha de pesquisa Val e Ferreira (2001) utilizam dois modelos de economia fechada: Hansen (1985), com trabalho indivisível, e Colley e Hansen (1989), com impostos sobre consumo, trabalho e capital. De acordo com os autores, os resultados obtidos também apresentam algumas dificuldades ao tentar mimetizar os dados macroeconômicos da economia brasileira. Mesmo a introdução de impostos com o intuito de aumentar as distorções na economia não foi capaz de gerar dados mais realistas nas simulações de consumo e investimento. Para explicar a dificuldade de replicar os dados de consumo, os autores argumentam que o dado real não reflete a suavização inerente ao modelo de ciclos reais e pode ser explicada por dois fatores:

- 1) a série utilizada é consumo total, em vez de se utilizar consumo de bens não duráveis. No entanto, como descrito anteriormente, Ellery et alii (2002) constroem esta série e os resultados também não são promissores nesse quesito; e
- 2) as famílias, no caso brasileiro, incorrem em dificuldades, como restrição ao crédito, para suavizar o consumo.

Já na série de investimento, a sua variabilidade é muito alta no modelo de trabalho indivisível, mas quando se simula o modelo com imposto ocorre um melhor ajustamento a esse momento, apesar de ainda ser muito elevada frente ao dado real.

Assim, Kanczuk (2002) abre a economia e calibra o modelo com fatos estilizados brasileiros, implementando dois tipos de preferência: Hansen (1985) e Greenwood et alii (1988). Os dados utilizados são trimestrais e o autor obtém como resultados: consumo, investimento e emprego pró-cíclicas, e a balança comercial contra-cíclica. Além disso, o investimento é cerca de três vezes mais volátil que o produto e o consumo é um pouco menos volátil que o produto. Já as exportações líquidas exibem uma forte variabilidade. As simulações indicam que:

- 1) imperfeições no modelo para replicar falhas no mercado de capital internacional não são relevantes para os ciclos brasileiros;
- 2) preferências do tipo Greenwood et alii (1988)<sup>5</sup> se adequam melhor aos dados brasileiros; e
- 3) custos de ajustamento são importantes estabilizadores da volatilidade do investimento e produto.

Quanto aos momentos simulados e os dados reais dos macroagregados, o trabalho apresenta:

- 1) um bom ajustamento da variabilidade do consumo e produto, bem como a correlação entre as mesmas;

<sup>5</sup> Forma funcional utilizada neste trabalho.

- 2) o investimento apresenta uma maior volatilidade e correlação com o produto;
- 3) a volatilidade do trabalho é menor na simulação; e
- 4) a volatilidade das exportações líquidas é muito maior na simulação, mas o resultado de correlação negativa entre esta e o produto observado nos dados reais é replicado.

Por último, Pinheiro (2005) utiliza três modelos de economia aberta para simular os movimentos das variáveis macroeconômicas brasileiras e suas correlações. Como principais resultados, quando comparados, as simulações e os dados observados, são:

- 1) a grande volatilidade do investimento e a correlação daquele agregado com o produto é gerada pelo modelo;
- 2) a volatilidade do consumo observado na economia não foi replicada por todos os modelos simulados; e
- 3) todos os modelos simulados conseguiram replicar a correlação negativa entre balança comercial e produto.

O autor também simula choques de juros internacionais na economia brasileira, mas os resultados não são promissores, no sentido de que os dados foram pouco sensíveis quando comparados às simulações sem esse choque.

Nesses dois trabalhos com economias abertas, observa-se que uma das principais dificuldades levantada pelos autores é a falta de um bom ajustamento das variáveis externas: apesar de Pinheiro (2005) ter implementado choque de juros, este ele argumenta que não surtiu efeito esperado. Outro ponto que merece ser enfatizado é que em geral os modelos não descrevem, nos dados reais e nas simulações, o consumo mais volátil que o produto, como a literatura internacional sobre países emergentes tem demonstrado.

### 3. Modelo

Nesta seção, buscar-se-á incorporar os impostos nos termos do modelo de Prescott (2002, 2004) e Ljungqvist e Sargent (2004) em um dos cinco modelos de Schmitt-Grohé e Uribe (2003)<sup>6</sup> para uma pequena economia aberta. O modelo empregado, o qual Pinheiro (2005) considera como o que mais se ajusta à economia brasileira em seu trabalho, apresenta uma economia que incorre no que se define como prêmio de risco elástico à dívida, ou seja, os agentes domésticos da economia se deparam com uma taxa de juros que é crescente em relação à dívida externa líquida do país. Associada a essas alterações no modelo está a inclusão de um choque exógeno de juros real internacional debatido por Mendoza (1991) e Blankenau et alii (2001) juntamente com o tradicional choque de tecnologia.

O equilíbrio no qual se trabalha durante todas as simulações segue Ljungqvist e Sargent (2004), que definem um equilíbrio competitivo com impostos distorcivos da seguinte forma:

---

<sup>6</sup> O código base para esta pesquisa encontra-se em: <http://www.econ.duke.edu/~uribe/research.html>.

- 1) política fiscal com equilíbrio entre arrecadação e gastos governamentais;
- 2) alocação orçamentária da economia onde consumo, balança comercial, gastos governamentais e investimento são menores ou iguais à produção; e
- 3) um sistema de preços que tomado como dado pela economia, juntamente com a política fiscal, resolva o problema de otimização das famílias e das firmas.

Já a solução do problema dinâmico segue a metodologia proposta por Schmitt-Grohé e Uribe (2004), a qual é baseada em aproximações de segunda ordem.

Assim, nas subseções a seguir, considera-se uma economia em que existe uma família representativa, uma firma representativa e um governo. A firma utiliza capital e trabalho, alugados das famílias, para produzirem um determinado bem. A família tem sua renda advinda de duas fontes: da oferta de insumos à firma (capital e trabalho) e da transferência do governo. Ao mesmo tempo, essa mesma família pode escolher entre consumir ou investir o bem produzido pela firma. Já o governo interfere na economia impondo um sistema de tributação distorcivo sobre as rendas do trabalho e do capital das famílias, o consumo e o investimento, e devolve esse imposto à sociedade por meio de transferências do tipo lump-sum.

### 3.1. *Firmas*

A tecnologia empregada pela firma segue uma função de produção linearmente homogênea,  $F(\cdot)$ , que satisfaz às propriedades usuais neoclássicas como retornos constantes de escala, condições de inada e retornos positivos e decrescentes para cada insumo individualmente. Os insumos para produção são: serviços de capital ( $k_t$ ) e trabalho ( $h_t$ ); como se segue:

$$y_t = A_t F(k_t, h_t) \quad (1)$$

onde  $y_t$  é a produção doméstica da economia e  $A_t$  é um choque de produtividade estocástico exógeno. A lei de movimento desse choque de produtividade é dada por um  $AR(1)$  da forma:

$$\begin{aligned} \ln A_{t+1} &= \rho \ln A_t + \epsilon_{t+1} \\ \epsilon_{t+1} &\sim NIID(0, \sigma_\epsilon^2) \end{aligned} \quad (2)$$

Dada a taxa de aluguel do capital,  $r_t$ , e a taxa salarial do trabalho,  $w_t$ , a firma escolhe capital e trabalho que maximize o problema abaixo, isto é, que maximiza o lucro da firma,  $\pi_t$ :

$$\max_{k_t, h_t} \pi_t = A_t F(k_t, h_t) - r_t k_t - w_t h_t \quad (3)$$

De modo que as condições de primeira ordem deste problema de maximização são:

$$A_t F_k(k_t, h_t) = r_t \text{ e } A_t F_h(k_t, h_t) = w_t \quad (4)$$

Observa-se nesse caso que a firma tem lucro zero em cada período de tempo em consequência da hipótese de retornos constantes de escala da tecnologia.

### 3.2. *Governo*

O governo, como qualquer outro agente participante da economia, deve obedecer a sua restrição. Dado que o interesse do trabalho é analisar o impacto distorcivo da inclusão de impostos, assume-se que a renda obtida pelo governo com os impostos é devolvida à sociedade por meio de um pagamento do tipo lump-sum. Assim, o governo mantém sua restrição em igualdade em todo momento no tempo, e retorna toda a receita arrecadada com os impostos, não apresentando qualquer espécie de déficit ou superávit. Especificamente, a arrecadação do governo ( $g_t$ ) é igual à transferência lump-sum ( $t_t$ ) como a seguir:

$$g_t = t_t = \tau_c c_t + \tau_k (r_t - \delta) k_t + \tau_h w_t h_t + \tau_i i_t \quad (5)$$

onde o capital ( $k_t$ ), a oferta de trabalho ( $h_t$ ) e o consumo das famílias do bem produzido pelas firmas ( $c_t$ ) são taxados respectivamente por  $\tau_k$ ,  $\tau_h$  e  $\tau_c$ . Além disso, existe um subsídio ao investimento ( $i_t$ ) representado por  $\tau_i$ .

### 3.3. *Famílias*

A preferência da família representativa é descrita por uma função utilidade momentânea,  $u(\cdot)$ . Como se supõe que a família vive infinitamente, sua preferência pode ser dada por:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, h_t) \quad (6)$$

onde  $\beta$  é o parâmetro de desconto intertemporal e  $0 < \beta < 1$ . Assume-se que a função utilidade momentânea tem as propriedades usuais de concavidade<sup>7</sup>  $u_c(\cdot) > 0$ ,  $u_h(\cdot) < 0$ ,  $u_{cc}(\cdot) < 0$  e  $u_{hh}(\cdot) < 0$  e as condições de Inada.

A família apresenta três fontes de renda:

- 1) renda advinda do aluguel do capital,  $r_t k_t$ ;
- 2) renda resultante da venda de trabalho,  $w_t h_t$ ; e
- 3) renda consequência da transferência lump-sum do governo  $t_t$ .

Ela pode consumir ou poupar sua renda após o imposto, e a poupança é utilizada na acumulação de capital físico. A evolução do estoque de capital da família no tempo evolui conforme a lei de movimento a seguir:

$$k_{t+1} = i_t + (1 - \delta) k_t \quad (7)$$

<sup>7</sup> Como discute Barro e Sala-I-Martin (2004), a hipótese de concavidade está relacionado ao desejo das famílias de suavizar consumo no tempo. Ou seja, famílias preferem um padrão de consumo constante no tempo ao invés de períodos com elevado consumo e outros com baixo consumo.

onde o parâmetro  $\delta$  é a taxa de depreciação do capital e supõe-se que  $0 < \delta < 1$ .

A dívida externa desta economia,  $d_t$ , tem a seguinte regra de movimento:

$$d_t = (1 + r_{t-1}^*)d_{t-1} - tb_t \quad (8)$$

onde  $tb_t$  é a balança comercial do país e  $r^*$  é a taxa de juros real internacional.

A restrição da economia por definição deve ser:

$$c_t + i_t + g_t + tb_t = y_t - \Phi(k_{t+1} - k_t) \quad (9)$$

Em outras palavras, a soma do consumo, investimento, gastos governamentais e balança comercial não é superior ao produto interno bruto do país menos o custo de ajustamento de capital,  $\Phi(\cdot)$ . Além disso, no caso da função custo de ajustamento, assume-se que  $\Phi(0) = \Phi'(0) = 0$ . Nesse sentido, a restrição das famílias é dada por:

$$\begin{aligned} d_t - (1 + r_{t-1}^*)d_{t-1} = & -r_t k_t - w_t k_t + c_t + \\ & + [k_{t+1} - (1 - \delta)k_t] + \Phi(k_{t+1} - k_t) - t_t + \tau_c c_t + \\ & + \tau_k (r_t - \delta)k_t + \tau_h w_t h_t + \tau_i [k_{t+1} - (1 - \delta)k_t] \end{aligned} \quad (10)$$

Outra suposição que garante que no limite as famílias não ficam endividadas, ou seja, uma condição terminal é dada por:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t \frac{d_{t+j}}{\prod_{s=1}^j (1 + r_s)} \leq 0 \quad (11)$$

### 3.4. Prêmio de risco elástico à dívida

A idiosincrasia escolhida para este trabalho é dada pelo prêmio de risco elástico à dívida, a qual tem sua modelagem de forma que a taxa de juros internacional seja composta por dois componentes. O primeiro fator é a taxa básica de juros internacional, a qual todos os países estão sujeitos, e o segundo componente é relacionado ao risco do país específico em análise. No trabalho supõe-se que esse risco é crescente em relação ao nível de dívida externa do país. Logo:

$$r_t^* = r_t^b + p(\tilde{d}_t) \quad (12)$$

Onde  $\tilde{d}$  é o nível da dívida externa líquida e  $r^b$  é a taxa de juros internacional livre de risco. A função de prêmio de risco  $p(\cdot)$  é assumida ser estritamente crescente.

O modelo também supõe em determinadas simulações um choque de juros da forma:

$$\begin{aligned} \ln r_{t+1}^b &= \rho_r \ln r_t^b + \epsilon_{r,t+1} \\ \epsilon_{r,t+1} &\sim NIID(0, \sigma_r^2) \end{aligned} \quad (13)$$

Montando o problema de maximização do planejador central<sup>8</sup> tem-se que:

$$\begin{aligned}
 & \max_{t, c_t, h_t, k_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, h_t) \\
 & \text{s.a.} \\
 & d_t - (1 + r_{t-1}^*)d_{t-1} = \\
 & \quad - r_t k_t - w_t h_t + c_t + [k_{t+1} - (1 - \delta)k_t] + \Phi(k_{t+1} - k_t) - \\
 & \quad - t_t + \tau_c c_t + \tau_k (r_t - \delta)k_t + \tau_h w_t h_t + \tau_i [k_{t+1} - (1 - \delta)k_t] \\
 & \ln A_{t+1} = \rho \ln A_t + \epsilon_{t+1} \\
 & \ln r_{t+1}^b = \rho_r \ln r_t^b + \epsilon_{r,t+1} \\
 & \lim_{j \rightarrow \infty} E_t \frac{d_{t+j}}{\prod_{s=1}^j (1 + r_s)} \leq 0
 \end{aligned} \tag{14}$$

Resolvendo o problema de maximização acima, as condições de primeira ordem são dadas por:

$$\begin{aligned}
 \lambda_t &= \beta(1 + r_t^*)E_t \lambda_{t+1} \\
 \frac{u_c(c_t, h_t)}{1 + \tau_c} &= \lambda_t \\
 -u_h(c_t, h_t) &= \lambda_t(1 - \tau_h)w_t \\
 \lambda_t[(1 + \tau_i) + \Phi'(k_{t+1} - k_t)] &= \beta E_t \lambda_{t+1} [(1 - \tau_k)(r_{t+1} - \delta) + \delta \\
 & \quad + (1 + \tau_i)(1 - \delta) + \Phi'(k_{t+2} - k_{t+1})]
 \end{aligned} \tag{15}$$

As duas primeiras equações juntas podem ser interpretadas como a escolha da família representativa, que tem como objetivo igualar a taxa marginal do consumo líquida de imposto no tempo  $t$  e a taxa marginal de manter uma unidade a mais de riqueza para consumo em  $t + 1$ . Em outras palavras, dado que o imposto sobre o consumo é constante no tempo, o consumo marginal futuro trazido a valor presente deve ser igual ao consumo marginal hoje.

A terceira equação diz que o total do benefício marginal do trabalho descontado o imposto deve ser igual à desutilidade marginal do trabalho. Essa equação também é a condição de maximização intra-temporal entre consumo e lazer, em que o agente representativo escolhe no tempo  $t$  o quanto ofertará de horas trabalhadas. Nesse caso nota-se que tanto o imposto sobre o rendimento do trabalho, quanto o imposto sobre o consumo diminuem o salário recebido pelo agente representativo.

Por último, a quarta equação apresenta a condição ótima de investimento, ou seja, a perda de utilidade corrente deve ser igual ao ganho presente de um investimento futuro líquido de impostos. Essa condição pode ser vista como uma escolha intertemporal, entre o consumo e o investimento. O imposto sobre rendimento do

<sup>8</sup> Para uma discussão sobre a possibilidade de resolver o problema das famílias por meio de um planejador central ver: Dotsey (1989); Coleman (1991); McGrattan (1994) e/ou Colley (1995).

capital entra na condição diminuindo o ganho futuro de um investimento. Assim, supondo tudo mais constante, um aumento desse imposto diminui o investimento e aumenta o consumo presente.

#### 4. Base de Dados e Calibração

Neste trabalho assumir-se-á as formas funcionais das preferências das famílias, e a tecnologia das firmas, seguindo as suposições e o modelo descritas na Seção 3, como abaixo:<sup>9</sup>

$$\begin{aligned}
 u(c, h) &= \frac{[c - \omega^{-1}h^\omega]^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \\
 F(k, h) &= k^\alpha h^{1-\alpha} \\
 p(\tilde{d}_t) &= \psi(e^{d_t - \tilde{d}} - 1) \\
 \tilde{d}_t &= d_t \\
 \Phi(k_{t+1} - k_t) &= \frac{\varphi(k_{t+1} - k_t)^2}{2}, \varphi > 0 \\
 \beta &= \frac{1}{1 + r^b}
 \end{aligned} \tag{16}$$

onde:  $\alpha$  = elasticidade do capital na função de produção,  $0 < \alpha < 1$ ;  $\gamma$  = coeficiente de aversão relativa ao risco,  $\gamma > 0$ ;  $\omega$  = parâmetro relacionado à elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho,  $\omega > 1$ ;  $\psi$  = parâmetro da função de risco país;  $\tilde{d}$  = parâmetro que representa o nível médio de dívida líquida; e  $\varphi$  = parâmetro da função de custo de ajustamento do capital.

A seção está dividida em duas subseções. Na primeira subseção são descritas as séries macroeconômicas nacionais, com suas periodicidades, fontes e metodologia de construção, quando necessário, e a segunda subseção tem como foco a fonte dos parâmetros, quando retirados de outros trabalhos, e a metodologia de calibração dos parâmetros.

##### 4.1. Dados utilizados

As variáveis utilizadas, resumidas na Tabela 1, apresentam problemas nos quais todos os pesquisadores que estudam o Brasil incorrem, pois algumas variáveis não se enquadram perfeitamente na teoria de ciclos. Um dos exemplos mais comuns é relacionado à série de consumo, pois os modelos de ciclos reais trabalham com utilidade momentânea, o que corresponde a utilizar dado de consumo de bens

<sup>9</sup> Kanczuk (2002) e Pinheiro (2005) demonstram que esta forma funcional, desenvolvida por Greenwood et alii (1988) é a que melhor se ajusta aos dados nacionais. Quando a forma funcional da tecnologia, função Cobb-Douglas, esta é uma estrutura padrão utilizada nos trabalhos de ciclos econômicos. Quanto às demais formas funcionais, ver mais em Schmitt-Grohé e Uribe (2003).

não-duráveis na função utilidade das famílias. No entanto, essa série não existe nas contas nacionais, e tentativas de solucionar esse problema não trouxeram grandes avanços<sup>10</sup> para o Brasil. Outra série que constantemente representa fonte de dificuldades metodológicas, e conseqüentemente interfere nos resultados das pesquisas, é a série de horas trabalhadas, dado que essa não é calculada para o país e, sendo assim, os trabalhos procuram minimizar essa dificuldade calculando proxies, como descrito na seqüência do trabalho.

Tabela 1  
Variáveis utilizadas e período de vigência.

| Nome da Variável   | Série no IPEADATA ou Fonte  | Período     |
|--------------------|---|-------------|
| Consumo            | Consumo final – R\$(milhões) – IBGE/SCN 2000 Anual – SCN_CTN  | 1947-2006   |
| Deflator Implícito | PIB – deflator implícito – var. anual – (% a.a.) – IBGE/SCN 2000 Anual - SCN_DIPIBG                 | 1947-2006   |
| PIB                | PIB – R\$(milhões) – IBGE/SCN 2000 Anual – SCN_PIBN   | 1947-2006   |
| Investimento       | Capital – formação bruta – R\$(milhões) – IBGE/SCN 2000 Anual – SCN_FBKN                            | 1947-2006   |
| Capital            | Capital fixo – estoque bruto – total – R\$ de 2000(bilhões) – IPEA – GAMMA_EBKT                     | 1950-2005   |
| PEA                | Bugarin et alii (2007)  | 1975-2006   |
| Horas Trabalhadas  | Horas trabalhadas – na produção – indústria – índice (jan. 2006 = 100) – SP – Fiesp – FIESP12_HTP12 | 1975-2006   |
| Pessoal Ocupado    | Pessoal ocupado – indústria – índice (jan. 2006 = 100) – SP – Fiesp – FIESP12_TPO12                 | 1975-2006   |
| Exportações        | Exportações – bens e serviços – R\$(milhões) – IBGE/SCN 2000 Anual – SCN_XBSZN                      | 1947-2006   |
| Importações        | Importações – bens e serviços – R\$(milhões) – IBGE/SCN 2000 Anual – SCN_MBSZN                      | 1947-2006   |
| Conta Corrente     | Saldo externo corrente – R\$(milhões) – IBGE/SCN 2000 Anual – SCN_SECN                              | 1947 – 2005 |

Fonte: IPEADATA e Bugarin et alii (2007). Séries utilizadas para calcular dados necessários para calibrar o modelo e simultaneamente para confrontar os resultados obtidos pelos modelos.

As séries aqui utilizadas foram coletadas na base de dados do IPEA. Todas as variáveis têm suas séries anuais no período de 1947 a 2006, com exceção dos dados de horas trabalhadas (1975 a 2006), capital (1950 a 2005) e conta corrente (1947 a 2005). As variáveis em termos monetários correntes foram convertidas utilizando

<sup>10</sup> Ver mais em Ellery et alii (2002).



o deflator implícito do PIB (PIB – deflator implícito – var. anual – (% a.a.) – IBGE/SCN 2000 Anual) para expressá-las em reais de 2006.

No que tange aos dados de horas trabalhadas, foi elaborada uma série utilizando os dados da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP). Sabe-se que esses dados são restritos ao estado de São Paulo e que abarcam apenas a indústria do estado. No entanto, como a indústria paulista é a mais importante do país, pode ser utilizada como uma proxy para o Brasil. A série obtida na base de dados IPEADATA está em número índice e periodicidade mensal com o mês base em janeiro de 2006. Assim, obteve-se o dado daquele mês específico junto à FIESP, e calculou-se para os demais meses os valores respectivos. Posteriormente, somou-se para cada ano o total de horas trabalhadas na produção industrial. Com base na série de pessoal ocupado na indústria, construiu-se a série segundo a mesma metodologia para então obter o dado de horas trabalhadas per capita na indústria em São Paulo. Cabe aqui uma ressalva: apesar de esse último dado não ser o pessoal ocupado na produção da indústria, e sim o pessoal ocupado total do setor, a correlação entre ambas as séries de pessoal ocupado é alta o suficiente para que a metodologia seja implementada. Esse dado per capita foi multiplicado pela série de População Economicamente Ativa<sup>11</sup> (PEA), para então se trabalhar com um dado de oferta de horas trabalhadas para todo o Brasil.

Com exceção dos dados de balanço de pagamentos, que apresentam valores negativos, todas as demais variáveis foram logaritmizadas (ln). O filtro utilizado para isolar o ciclo das séries foi o filtro HP (Hodrick-Prescott). O resultado do desvio-padrão dessas séries, nas quais foi implementado o logaritmo, pode ser analisado como taxa de variação anual. O resultado para as séries de balanço de pagamento não pode ser comparado com as demais variáveis por não utilizarem a mesma metodologia, mas é comparável ao resultado das simulações.

#### 4.2. Calibração e fonte dos parâmetros

O processo de calibração seguiu fundamentalmente os trabalhos de Mendoza (1991) e de Schmitt-Grohé e Uribe (2003) e está resumido na Tabela 2. No entanto, dado o grande número de parâmetros, alguns desses foram obtidos de trabalhos amplamente conhecidos na literatura nacional e internacional e outros calibrados de acordo com as observações empíricas. A taxa de depreciação ( $\delta$ ) e a elasticidade do capital na função de produção, ou participação do capital na renda em equilíbrio competitivo ( $\alpha$ ), foram retiradas de Gomes et alii (2003). Os autores partem da prática usual na literatura internacional de utilizar dados americanos entre os anos de 1950 e 2001 para calcular a taxa de depreciação, em que argumentam que o detalhamento dos dados americanos possibilita uma melhor aproximação.

O coeficiente de aversão relativa ao risco ( $\gamma$ ) é obtido a partir do resultado do trabalho de Issler e Piqueira (2000) sobre o Brasil, que estima este valor

<sup>11</sup> A série de PEA utilizada seguiu trabalho de Bugarin et alii (2007) no qual se obtém dos dados dos censos demográficos do IBGE os valores base, e para anos intermediários os dados são interpolados.

para dados com periodicidade anual e seguindo Hansen e Singleton (1983). O parâmetro relacionado com a elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho da função utilidade ( $\omega$ ) (um mais a inversa da elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho) seguiu Mendoza (1991) que se baseou nos trabalhos de Heckman e MaCurdy (1980) e MaCurdy (1981). Esse resultado também foi utilizado por Pinheiro (2005) e Neumeyer e Perri (2005) em trabalhos para o Brasil e a Argentina respectivamente. No entanto, seguindo argumentação de Kanczuk (2001) e Mendoza (1991) o trabalho simula algumas variações de  $\omega$  com a proposta de avaliar possíveis responsáveis pelo modelo calibrado para o Brasil não mimetizar a volatilidade das horas trabalhadas.

A taxa de juros internacional ( $r^b$ ) foi calculada por Kose (2002), em que o autor utiliza a LIBOR (the London Interbank Offer Rate) deflacionada por um índice de variações das exportações de commodities dos países emergentes exceto combustíveis para os anos de 1970 a 1992. Valor também utilizado por Pinheiro (2005) para o Brasil. No entanto, deve-se ressaltar que não existe um consenso sobre qual é a variável que representa uma proxy adequada para a taxa de juros real internacional ex-ante devido ao grande leque de taxas nominais, índices e projeções de inflação existentes.

Tabela 2  
Parâmetros utilizados para calibração dos modelos.

| $\alpha$ | $\gamma$  | $\delta$                       | $\psi$   | $\rho$   | $\rho_r$ | $\omega$ | $\varphi$ |
|----------|-----------|--------------------------------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| 0,40     | 4,8       | 0,035                          | 0,0001   | 0,562    | 0,562    | 1,455    | 0,014     |
| $r^b$    | $\hat{d}$ | $\sigma_\epsilon$ e $\sigma_r$ | $\tau_c$ | $\tau_k$ | $\tau_h$ | $\tau_i$ |           |
| 0,029    | 1,20      | 0,015                          | 0,159    | 0,345    | 0,176    | 0,0000   |           |

Fonte: Elaboração própria do autor.  $\alpha$  = elasticidade do capital na função de produção (Gomes et alii 2003).  $\gamma$  = coeficiente de aversão relativa ao risco (Issler e Piqueira 2000).  $\delta$  = taxa de depreciação do capital (Gomes et alii 2003).  $\psi$  = parâmetro da função de risco país;  $\rho$  = parâmetro de auto-correlação do choque tecnológico.  $\rho_r$  = parâmetro de auto-correlação do choque de juros real internacional sem risco.  $\omega$  = parâmetro relacionado à elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho (Mendoza 1991).  $\varphi$  = parâmetro da função de custo de ajustamento do capital.  $r^b$  = taxa de juros real internacional sem risco (Kose 2002).  $\hat{d}$  = parâmetro que representa o nível médio de dívida líquida.  $\sigma_\epsilon$  e  $\sigma_r$  = variância do choque respectivamente de tecnologia e de juros.  $\tau_k$  = alíquota do capital.  $\tau_h$  = alíquota do trabalho.  $\tau_i$  = alíquota do investimento.  $\tau_c$  = alíquota do consumo.

O parâmetro da função de risco país ( $\psi$ ) foi calibrado de forma que a volatilidade da razão conta corrente/PIB fosse a mesma observada nos dados reais (1,28). O parâmetro da função de custo de ajustamento do capital ( $\varphi$ ) buscou mimetizar a volatilidade real do investimento brasileiro (10,22). O parâmetro da função de prêmio de risco ( $\hat{d}$ ) foi calculado de forma que a razão dívida externa/PIB fosse, no estado estacionário, a mesma encontrada por Lane e Milesi-Ferretti (1999) para a razão conta corrente/PIB brasileira (24,8%). Os parâmetros dos movimentos AR (1), correlação serial ( $\rho$  e  $\rho_r$ ) e variância do choque ( $\sigma_\epsilon$ ) e ( $\sigma_r$ ), apresentados como choques de tecnologia e de juros seguiram o trabalho de Mendoza (1991)

e foram calibrados para replicar a correlação serial e a volatilidade do produto respectivamente (0,72 e 3,72).

Quanto aos parâmetros relacionados ao sistema tributário, seguiu-se a metodologia descrita em Pereira (2009) onde o autor emprega uma estrutura baseada principalmente nos trabalhos de Mendoza et alii (1994) e Prescott (2004). Ambos trabalham com bases de dados internacionais e apresentam formatos diferenciados de calcular as alíquotas dos impostos. Cabe ressaltar que, dada a especificidade do caso brasileiro quanto ao sistema tributário, propõe-se uma customização para a realidade nacional no que tange a classificação dos impostos. Outro ponto que merece ser evidenciado é o fato de essa metodologia calcular as alíquotas efetivas médias de imposto sobre consumo, rendimento do trabalho e rendimento do capital, ou seja, não são as alíquotas cobradas pelo governo, mas sim aquelas que espelham a arrecadação do Estado.

## 5. Resultados e Análises de Sensibilidade

A partir dos dados e modelo descritos nas seções anteriores, em que se buscou aproximar um modelo à realidade nacional, obtêm-se os resultados apresentados nesta seção. Portanto, dadas as características descritas na literatura internacional para diversas pequenas economias abertas e os resultados de outros autores para o caso nacional a Tabela 3 pode ser analisada. Seguindo a tradição dos trabalhos em ciclos de negócios, na segunda coluna estão os dados reais anuais para o Brasil e na terceira e quarta colunas estão os resultados das simulações do modelo descrito na Seção 3 e calibrados conforme a Seção 4, sem choque de juros reais externos, e com choque de juros reais externos. Ainda na Tabela 3, são apresentados os momentos de volatilidade ( $\sigma_x$ ), auto-correlação serial ( $\rho_{xt,xt-1}$ ) e correlação com o produto ( $\rho_{xt,yt}$ ) para as seguintes variáveis macroeconômicas: produto ( $y$ ), consumo ( $c$ ), investimento ( $i$ ), horas trabalhadas ( $h$ ), razão balança comercial e produto ( $tb/y$ ), razão conta corrente e produto ( $ca/y$ ) e capital ( $k$ ).<sup>12</sup>

No que tange aos movimentos obtidos pela simulação do modelo sem choque de juros em comparação com os dados reais, a volatilidade do produto, do consumo e do investimento se ajustaram bem aos movimentos reais, com consumo mais volátil que o produto (dados reais 4,32 de volatilidade do consumo, contra 3,72 do produto e as simulações 4,32 para o consumo e 3,73 para o produto) e investimento muito mais volátil que o produto (dados reais 10,22 de volatilidade do investimento e a simulação 10,21). O resultado do consumo mais volátil que o produto é particularmente importante, pois não é comumente reportado por trabalhos para o Brasil<sup>13</sup>, em modelos que não apresentam restrição ao crédito das famílias, e é frequentemente encontrado em trabalhos internacionais. Outra característica

<sup>12</sup> Cabe lembrar que alguns resultados, como a volatilidade do produto, não podem ser analisados como ajustes perfeitos do modelo, pois foram utilizados para calibrar determinados parâmetros (ver metodologia de calibração da Seção 4).

<sup>13</sup> Exceto o modelo de prêmio de risco elástico à dívida também estudado em Pinheiro (2005).

Tabela 3

Dados do Brasil e simulações.

| Variáveis  | Resultados de $\sigma_x$            |       |       |
|------------|-------------------------------------|-------|-------|
|            | Dados Reais                         | PR    | PR*   |
| $y_t$      | 3,72                                | 3,73  | 3,72  |
| $c_t$      | 4,32                                | 4,32  | 4,31  |
| $i_t$      | 10,22                               | 10,21 | 10,27 |
| $h_t$      | 3,83                                | 2,56  | 2,55  |
| $tb_t/y_t$ | 1,38                                | 2,33  | 2,39  |
| $ca_t/y_t$ | 1,28                                | 1,03  | 1,15  |
| $k_t$      | 1,43                                | 2,41  | 2,41  |
| Variáveis  | Resultados de $\rho_{x_t, x_{t-1}}$ |       |       |
|            | Dados Reais                         | PR    | PR*   |
| $y_t$      | 0,72                                | 0,72  | 0,72  |
| $c_t$      | 0,61                                | 0,96  | 0,96  |
| $i_t$      | 0,41                                | 0,44  | 0,45  |
| $h_t$      | 0,57                                | 0,72  | 0,72  |
| $tb_t/y_t$ | 0,39                                | 0,99  | 0,96  |
| $ca_t/y_t$ | 0,37                                | 0,95  | 0,83  |
| $k_t$      | 0,8                                 | 0,99  | 0,99  |
| Variáveis  | Resultados de $\rho_{x_t, y_t}$     |       |       |
|            | Dados Reais                         | PR    | PR*   |
| $y_t$      | 1,00                                | 1,00  | 1,00  |
| $c_t$      | 0,72                                | 0,71  | 0,71  |
| $i_t$      | 0,73                                | 0,83  | 0,80  |
| $h_t$      | 0,52                                | 1,00  | 1,00  |
| $tb_t/y_t$ | -0,35                               | -0,12 | -0,11 |
| $ca_t/y_t$ | -0,12                               | 0,55  | 0,54  |
| $k_t$      | 0,33                                | 0,68  | 0,67  |

Fonte: Elaboração própria do autor. PR = Modelo com prêmio de risco. \* significa a introdução de choque de juros externos adicionalmente ao choque tecnológico.  $\sigma_x$  = volatilidade da variável  $x$ .  $\rho_{x_t, x_{t-1}}$  = auto-correlação da variável  $x$ .  $x\rho_{x_t, y_t}$  = correlação entre variável  $x$  e o produto ( $y$ ). Dados de volatilidade em termos percentuais.  $y$  = produto.  $c$  = consumo.  $i$  = investimento.  $h$  = horas trabalhadas.  $tb/y$  = razão balança comercial e produto.  $ca/y$  = razão conta corrente e produto.  $k$  = capital. Os dados reais foram calculados utilizando filtro HP sobre a série em logaritmo, com exceção dos dados de balanço de pagamentos.

demonstrada pelos modelos é o bom ajustamento das correlações positivas do consumo e do investimento com o produto, respectivamente 0,71 e 0,83.

Os dados reais de volatilidade das horas trabalhadas (3,83) não são replicados pelos modelos (2,56), contudo mais a frente discutir-se-á melhor esse resultado. Como Kydland e Prescott (1982) ressaltam no modelo por eles desenvolvido, apesar da simplicidade, movimentos observados para a economia como a volatilidade do investimento e do consumo das famílias, juntamente com a forte auto-correlação dessas variáveis com o produto real, aqui também foram bem representados no modelo. No entanto, as auto-correlações de quase todos os agregados foram superestimadas nos modelos, com exceção do investimento, que apresentou bom ajuste em relação à realidade (0,41 dado real e 0,44 na simulação). Quanto ao capital, o modelo não simula adequadamente os seus momentos, superestimando a volatilidade e a correlação com o produto.

Fator importante também obtido nas simulações é que o investimento não é exacerbadamente mais volátil que o produto, como Greenwood e Huffman (1991) e Val e Ferreira (2001) em suas simulações de avaliação de impacto de um programa fiscal. Pelo contrário, os momentos do investimento têm excelente comportamento frente à realidade. Neste caso específico, o resultado pode ser atribuído a duas especificidades do modelo: o custo de ajustamento do capital e o sistema tributário. No caso da primeira especificidade, utilizou-se no modelo um custo de ajustamento amplamente empregado na literatura de ciclos de negócios e que Kanczuk (2002) já havia encontrado resultado no qual os custos de ajustamento são importantes estabilizadores da volatilidade do investimento e produto no Brasil. Adicionalmente, com relação à introdução de um sistema de tributação no modelo, Val e Ferreira (2001) concluem que um sistema de tributação colabora com um melhor ajustamento da volatilidade do investimento, portanto contribui para o bom ajustamento da variabilidade do investimento.

Os resultados simulados para o setor externo apresentam valores satisfatórios quando se centram as atenções no co-movimento entre balança comercial e produto, pois tanto o dado real (-0,35) quanto as simulações dos modelos sem choque de juros (-0,12) apresentam um movimento contra-cíclico, avaliação similar encontrada em Kanczuk (2002) e Pinheiro (2005). O mesmo não se pode dizer da relação entre os dados reais (-0,12) e as simulações (0,55) para a conta corrente. O resultado da conta corrente está diretamente relacionado ao fato do parâmetro do custo de ajustamento ser mais elevado que Pinheiro (2005), mas ainda inferior ao parâmetro utilizado por Kanczuk (2002). Contudo, Pinheiro (2005) encontra como dado real uma correlação da conta corrente com o produto positiva (0,26), demonstrando que essa série é muito sensível à forma de construí-la e que merece maiores análises.

Quanto ao impacto do choque de juros na Tabela 3, nota-se que no modelo a correlação do investimento com o produto é menor que sem o choque (0,80 contra 0,83). Esse resultado, apesar de pequena diferença, pode ser interpretado como um canal de transmissão de choques externos à economia local, produzindo um descolamento do investimento em relação ao produto da economia. Ainda neste

contexto, pode-se enfatizar que o choque externo é capaz de diminuir a correlação positiva simulada entre conta corrente e produto e caminhar para aproximar a simulação com o dado real (0,54 contra 0,55), resultando, como no investimento, em um descolamento das contas externa e o produto interno. Esse canal de transmissão é frequentemente evidenciado no caso brasileiro, como no início dos anos 1980 quando o Brasil apresentou fortes restrições externas, consequência do aperto monetário iniciado nos EUA e dos choques do preço do petróleo.

Comparando os dados simulados para ambos os modelos utilizados nesta pesquisa e os resultados de Kanczuk (2002) e Pinheiro (2005) têm-se que:

- 1) o modelo se ajusta de forma adequada às volatilidades do consumo e investimento – corroborando Kanczuk (2002), mas Pinheiro (2005) não consegue replicar a volatilidade do consumo em todos os modelos;
- 2) o investimento tem maior volatilidade que o produto e forte correlação contemporânea – como em Kanczuk (2002) e Pinheiro (2005);
- 3) o consumo é mais volátil que o produto – resultado não obtido por Kanczuk (2002) no modelo que o mesmo considerou mais promissor, e replicado apenas por um dos modelos de PINHERO (2005);
- 4) bom ajustamento das correlações entre consumo e investimento com o produto – resultados não apresentados na mesma ordem de qualidade por Kanczuk (2002) e Pinheiro (2005);
- 5) a volatilidade de horas trabalhadas não é captada no modelo frente aos dados reais – o modelo de Kanczuk (2002) e Pinheiro (2005) também apresenta uma volatilidade menor que a observada; e
- 6) a correlação negativa entre balança comercial e produto é verificada – Kanczuk (2002) e Pinheiro (2005) apresentam resultados similares.

Portanto, ambos os modelos, com e sem choque de juros externo, foram capazes de replicar a volatilidade mais alta do consumo em relação ao produto, a volatilidade do investimento, as correlações positivas do consumo e do investimento com o produto, e a correlação negativa entre balança comercial e produto. No entanto, os mesmos modelos não respondem bem quando buscam replicar os movimentos das horas trabalhadas. Como os modelos, sem o choque de juros e com o choque apresentam resultados similares, as demais simulações na sequência deste trabalho serão feitas somente com o modelo de risco elástico sem o choque de juros real internacional.<sup>14</sup>

A forma utilizada neste trabalho para avaliar a inclusão do sistema tributário no modelo e alguns parâmetros relacionados aos movimentos das variáveis que não são bem simuladas com a intenção de colocar em evidência a necessidade de desenvolver melhor as calibrações destes parâmetros são feitas a seguir. Inicialmente, para verificar a importância do sistema tributário, já devidamente defendido por diversos trabalhos, simulou-se o modelo com as alíquotas de impostos iguais a zero, da forma proposta em Greenwood e Huffman (1991).

---

<sup>14</sup> Para maiores informações ver Pereira (2009).

A presença do imposto tende a amplificar o impacto e a persistência dos choques tecnológicos, pois ao simular o modelo sem imposto a variabilidade e as auto-correlações (em menor magnitude) dos dados macroeconômicos analisados diminuem fortemente, característica encontrada por Greenwood e Huffman (1991). Um forte resultado aqui obtido é que na ausência de imposto o modelo deixa de apresentar uma das características de economias emergentes, ou seja, o consumo mais volátil que o produto<sup>15</sup> (a volatilidade sai de 4,32 para 3,32). Como discutido na Seção 1, os resultados de trabalhos internacionais apresentam essa característica como sendo de países emergentes, ao mesmo tempo, que permitem incluir países desenvolvidos no grupo que apresenta esse movimento diferenciado dos EUA. Adicionalmente, o modelo também deixa de replicar a correlação negativa entre a razão balanço comercial/PIB com o produto (passa de  $-0,12$  para  $0,25$ ). Ou seja, a política fiscal aparece como fonte originária do movimento do consumo mais volátil que o produto e da balanço comercial correlacionada negativamente com o produto no modelo com as calibrações aqui implementadas.

Outra simulação feita com o objetivo de testar o modelo e encontrar respostas para as falhas nos resultados obtidos frente aos dados reais da economia brasileira está relacionada à variável oferta de horas trabalhadas pelas famílias. Nesse caso não há um ganho quantitativo da inclusão do sistema tributário, pois os valores encontrados de volatilidade ficam muito aquém da volatilidade observada. Mas qualitativamente pode-se avaliar um ganho de ajustamento quando as alíquotas são não nulas em detrimento da isenção total da economia de tributos, visto que a volatilidade da oferta de trabalho com imposto (2,56) é maior que sem imposto (2,48) e, portanto, mais próximo da real (3,83). Logo, a inclusão do sistema tributário não é capaz de replicar a volatilidade da série de horas trabalhadas da economia brasileira, e existem dois argumentos não excludentes para esse resultado: 1) a construção da série não corresponde à necessidade do modelo; e 2) a elasticidade de substituição intertemporal do trabalho calibrada com dados dos EUA pode não representar a realidade nacional.

O primeiro argumento é amplamente utilizado na literatura nacional e perfeitamente compreensível, pois os dados utilizados são para a indústria do estado de São Paulo; são utilizadas séries na forma de índices, em que são necessárias algumas suposições; os dados são de emprego formal; entre outras dificuldades. Um argumento forte para a dificuldade do modelo em replicar a volatilidade observada na economia brasileira está diretamente relacionada à utilização dos dados de emprego formal. Isso porque em momentos de expansão do ciclo ocorre uma “formalização” dos empregos já existentes e em momentos de retração do ciclo esse movimento de “formalização” vai no caminho contrário, ou seja, pode ocorrer uma demissão sobre a ótica oficial, mas a manutenção do posto de trabalho sob a categoria de informal.

---

<sup>15</sup> Foram feitas simulações com eliminação de apenas um dos impostos individualmente e todos os resultados mantiveram a volatilidade do consumo superior ao do produto. Apenas quando se elimina mais de dois tributos este movimento ocorre. Logo, se pode supor que o sistema como um todo é importante para esta característica e não somente um dos tributos.

Já com relação ao parâmetro associado à elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho, a utilização de dados americanos ( $\omega = 1,6$  ou  $1,445$ ) é um método implementado em diversos trabalhos para o Brasil<sup>16</sup> e outros países. No entanto pode não ser a melhor forma de calibrar esse parâmetro, dado que há algumas divergências na literatura. Outra argumentação que permite relaxar esse parâmetro é desenvolvida por Kanczuk (2001), onde o autor advoga que esse valor teoricamente corresponde à desutilidade relativa de se trabalhar em atividade doméstica em detrimento da atividade no mercado de trabalho propriamente dito. Em outras palavras, dada a equivalência entre os trabalhos esse valor deveria ser próximo a um.

Como argumenta Greenwood et alii (1988), a elasticidade substituição intertemporal do trabalho ( $\frac{1}{\theta}$  e no modelo aqui empregado igual a  $\frac{1}{\omega-1}$ ) tem valor para os Estados Unidos entre 0,3 a 2,2, e os autores tomam como razoável o valor de 1,7 (ou  $\omega = 1,6$ ). Já Mendoza (1991) calibra o modelo em 2,2 (ou  $\omega = 1,455$ ) argumentado que esse é o valor que replica a variância das horas trabalhadas para o Canadá e está em linha com dados americanos. Logo, ao simular os dados para o Brasil, partindo do modelo benchmark, de prêmio de risco sem choque de juros, e mantendo todos os demais parâmetros constantes, obtêm-se os resultados descritos na Tabela 4 abaixo<sup>17</sup>, onde na primeira coluna tem-se o parâmetro utilizado no modelo, na segunda coluna está a elasticidade de substituição intertemporal do trabalho, e na terceira coluna os dados de volatilidade das horas trabalhadas resultantes das simulações.

Observa-se que mantendo o parâmetro  $\omega$  coerente com as argumentações de Kanczuk (2001), e utilizando a forma de parametrização de Mendoza (1991), no sentido de calibrar  $\omega$  de modo a replicar a variância das horas trabalhadas, é possível mimetizar a variabilidade das horas trabalhadas para o Brasil (3,83) com valor entre 1,255 e 1,275. Dessa forma, a análise de sensibilidade do modelo às variações desse parâmetro apresenta resultado promissor no sentido de que diminuições do valor de  $\omega$ , que representa elevações da elasticidade de substituição intertemporal, aproxima a volatilidade de horas trabalhadas do dado real.

O fato de o resultado de maior elasticidade de substituição intertemporal do trabalho ser capaz de replicar os dados reais da economia brasileira são complementares do argumento anterior de que a dificuldade de o modelo simular a volatilidade da oferta de trabalho está relacionada ao dado de horas trabalhadas, que é o dado de emprego formal. Isso porque, uma elevação da elasticidade pode ser vista como equivalente à existência de um mercado informal elevado. De outra forma, o modelo por não captar a existência de um mercado informal de emprego, para onde as famílias passam a ofertar suas horas de trabalho quando, por exemplo,

<sup>16</sup> Parâmetros utilizados respectivamente por Kanczuk (2002) e Pinheiro (2005) para o Brasil, por Neumeyer e Perri (2005) para a Argentina, Mendoza (1991) para o Canadá e Greenwood et alii (1988) para os EUA.

<sup>17</sup> Cabe ressaltar que a variação deste parâmetro impacta as demais variáveis como produto e consumo (aumentando suas volatilidades também), mas não foram re-calibrados os demais parâmetros dado que o objetivo é somente demonstrar que este parâmetro deve ser foco de trabalhos para o caso brasileiro e que pode ser uma das fontes da alta volatilidade das horas trabalhadas no Brasil.



Tabela 4

Análise de sensibilidade do parâmetro relacionado com elasticidade de substituição inter-temporal da oferta de trabalho.

| $\omega$ | $\frac{1}{\omega-1}$ | $\sigma(h)$ |
|----------|----------------------|-------------|
| 1,455    | 2,20                 | 2,56        |
| 1,435    | 2,30                 | 2,64        |
| 1,415    | 2,40                 | 2,73        |
| 1,395    | 2,50                 | 2,82        |
| 1,375    | 2,70                 | 2,92        |
| 1,355    | 2,80                 | 3,04        |
| 1,335    | 3,00                 | 3,16        |
| 1,315    | 3,20                 | 3,30        |
| 1,295    | 3,40                 | 3,46        |
| 1,275    | 3,60                 | 3,65        |
| 1,255    | 3,90                 | 3,86        |

Fonte: Elaboração própria do autor.  $\omega$  = a inversa de um mais a elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho.  $\frac{1}{\omega-1}$  = elasticidade de substituição intertemporal do trabalho. Para simulação utilizou-se o modelo com prêmio de risco variando apenas  $\omega$ .  $h$  = horas trabalhadas.  $\sigma(h)$  = volatilidade da variável  $h$ . Dados de volatilidade em termos percentuais.

o ciclo é de queda. Sendo assim, para replicar a volatilidade brasileira de horas trabalhadas, a elasticidade no modelo tem que ser muito mais alta que a observada para os EUA.

Por último, seguindo McGrattan (1994), o modelo aqui calibrado pode ser empregado por policymakers nas suas decisões relacionadas à política fiscal do Brasil no sentido de rearranjar as alíquotas e simular qual é o impacto no bem-estar social. É fato que imposto é necessário para o financiamento do governo e de suas funções de regulador, de distribuição de renda, entre outras. No entanto, para as famílias, esse instrumento governamental é um custo, dado que implica em mudanças nas decisões ótimas dos agentes em direção a equilíbrios sub-ótimos. Assim, utilizando o primeiro modelo, prêmio de risco sem choque de juros, é possível quantificar no estado estacionário o custo social de cada um dos impostos sobre o bem-estar da população. Apenas com a função de analisar o custo de cada um dos tipos de impostos sobre a sociedade, supõe-se inexistência do valor financeiro da CPMF nos anos de 2001 a 2005, em cada um dos tipos de impostos aqui modelados, e os resultados encontrados são respectivamente 0,310, 0,150 e 0,137 para alíquota de capital, trabalho e consumo. Cabe ressaltar que essa simulação ignora o efeito da estrutura de impostos sobre o bem-estar dos agentes nas gerações mais recentes que vivem durante a transição de um estado estacionário para o outro.

McGrattan (1994) argumenta que uma forma de medir o custo sobre o bem-estar

de um imposto é dada pela compensação requerida no consumo das famílias para que elas fiquem indiferentes entre os dois estados estacionários, ou seja, antes e depois da variação na alíquota do imposto. Dado que o modelo simula os dados de consumo com excelente aproximação, a forma de mensuração proposta pela autora torna-se elegível no contexto deste trabalho. Assim, o cálculo é feito da seguinte forma:

$$u(\hat{c}(1 + \Delta_c), \hat{h}) = u(\tilde{c}, \tilde{h}) \quad (17)$$

onde  $u(\cdot)$  é a função utilidade definida anteriormente,  $(\hat{c}, \hat{h})$  e  $(\tilde{c}, \tilde{h})$  são os níveis de consumo e horas trabalhadas nos dois estados estacionários analisados e  $\Delta_c$  a variação requerida no consumo. As parametrizações dos dois estados estacionários são as mesmas das simulações anteriores, com a diferença que em cada um dos estados estacionários relativos às diminuições dos impostos  $(\tilde{c}, \tilde{h})$  ocorre uma variação na alíquota do imposto em questão.

Os resultados numéricos apresentados na Tabela 5 são computados seguindo a equação 17 e estão em linha com trabalho de Chamley (1986), no qual imposto sobre capital tende a zero no longo prazo em políticas ótimas de tributação e de McGrattan (1994). Autores nacionais, como Pereira e Ferreira (2010) e Santos e Pereira (2010) apresentam resultados similares quanto aos impactos das alíquotas. Isso porque, como demonstrado, o imposto com maior custo social é o que tributa o rendimento do capital (3,71%), em segundo lugar o trabalho (3,28%) e por último o consumo (2,12%). Logo, em momentos de reformas fiscais, escolhas de impostos para aliviar a carga tributária, ou em momentos de necessidade de elevação da carga tributária, o governo deve considerar esse resultado para a tomada de decisão.

Tabela 5

Ganho de bem-estar social por tipo de imposto.

| Tipo de Imposto       | Ganho de Bem-Estar Social |
|-----------------------|---------------------------|
| Capital ( $\tau_k$ )  | 3,71                      |
| Trabalho ( $\tau_h$ ) | 3,28                      |
| Consumo ( $\tau_c$ )  | 2,12                      |

Fonte: Elaboração própria do autor. Para simulação utilizou-se o modelo com prêmio de risco variando apenas o imposto em questão. Capital = variação da alíquota do capital ( $\tau_k$ ) original Tabela 2 para 0,31. Trabalho = variação da alíquota do trabalho ( $\tau_h$ ) original Tabela 2 para 0,15. Consumo = variação da alíquota do consumo ( $\tau_c$ ) original Tabela 2 para 0,137. Ganho de bem-estar calculado de acordo com equação 17. Dados de ganho de bem-estar social em termos percentuais.

Outro ponto que merece ser elencado é o impacto dos sistemas de tributação e de suas reformas sobre a distribuição de renda na sociedade. O modelo aqui empregado supõe uma família representativa, ou seja, não analisa a distribuição de renda gerada pela arrecadação do governo, simultaneamente aos gastos do mesmo. No entanto, resultados obtidos por Atkinson et alii (1999) mantêm a conclusão de Chamley (1986) de tributação ótima sobre o capital no estado estacionário ser igual a zero mesmo com agentes heterogêneos.

## 6. Conclusões

Os resultados do trabalho apontam para ganhos do modelo quando comparados a outros trabalhos. No que concerne à simulação de variáveis como consumo, indicam a importância do sistema tributário para explicar características nos segundos momentos das variáveis macroeconômicas brasileiras, permitem algumas sugestões de políticas econômicas relativas ao campo fiscal, e possibilitam a mensuração das decisões relacionadas às alíquotas efetivas na economia. Uma síntese dos principais resultados e as conclusões possíveis são apresentadas a seguir.

Os resultados do modelo sem choque de juros para o Brasil em comparação com os dados reais de volatilidade do produto, do consumo e do investimento se ajustaram bem, com consumo mais volátil que o produto, e investimento muito mais volátil que o produto. Outra característica demonstrada pelo modelo é o bom ajustamento das correlações positivas do consumo e do investimento com o produto. O resultado do consumo mais volátil que o produto é particularmente importante, pois não foi reportado por nenhum dos trabalhos para o Brasil discutidos anteriormente com tal exatidão, mesmo com o modelo não incorporando restrições ao crédito das famílias. Fator importante também obtido é que o investimento não é exacerbadamente mais volátil que o produto, em suas simulações de avaliação de impacto de um programa fiscal. Pelo contrário, os momentos do investimento têm excelente comportamento frente à realidade. Nesse caso específico, o resultado pode ser atribuído a duas especificidades do modelo: o custo de ajustamento do capital e o sistema tributário.

A política fiscal aparece como fonte originária do movimento do consumo mais volátil que o produto, e da balança comercial correlacionada negativamente com o produto no modelo com as calibrações utilizadas. Esse movimento ainda pode estar relacionado à restrição externa imposta pelo prêmio de risco elasticidade à dívida, o qual replica a dificuldade de uma pequena economia obter crédito quando de uma alta na dívida externa. No entanto, a política fiscal não é capaz de permitir que o modelo replique os dados reais de volatilidade das horas trabalhadas, conforme apresenta McGrattan (1994). A dificuldade dos modelos de simular a volatilidade da oferta de trabalho pode estar relacionada ao fato de essa variável ser a série de emprego formal e, para replicar a volatilidade brasileira, a elasticidade de substituição inter-temporal da oferta de trabalho no modelo tem que ser muito mais alta que a observada para os EUA.

Os resultados das simulações relativas ao bem-estar social estão em linha com trabalho de Chamley (1986), no qual imposto sobre capital tende a zero no longo prazo em políticas ótimas de tributação, e de McGrattan (1994). Isso porque, como demonstrado, o imposto com maior custo social é o que tributa o rendimento do capital. Logo, em momentos de reformas fiscais, escolhas de impostos para aliviar a carga tributária, ou em momentos de necessidade de elevação da carga tributária, o governo deve considerar esse resultado para a tomada de decisão.

Como próximos passos de pesquisa podem ser elencados: modelar choques de política fiscal como McGrattan (1994); estudar o impacto do choque de juros

nos moldes de Blankenau et alii (2001); avaliar os resultados aqui obtidos para compará-los com o trabalho de Chari et alii (2007); e investigar o sistema tributário como estabilizador automático conforme Greenwood e Huffman (1991).

## Referências bibliográficas

- Agénor, P., McDermott, C. J., & Prasad, E. (2000). Macroeconomics fluctuations in developing countries: Some stylized facts. *The World Bank Economic Review*, 14(2):251–85.
- Atkinson, A., Chari, V., & Kehoe, P. (1999). Taxing capital income: A bad idea. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 23(3):3–17.
- Backus, D. & Kehoe, P. (1992). International evidence on the international properties of business cycles. *American Economic Review*, 82(4):868–888.
- Barro, R. & Sala-I-Martin, X. (2004). *Economic Growth*. MIT Press.
- Blankenau, W., Kose, M., & Yu, K. (2001). Can world real interest rates explain business cycles in a small open economy? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25:867–889.
- Bugarin, M., Ellery, R., Gomes, V., & Teixeira, A. (2007). The Brazilian depression of the 1980s and 1990s. In Kehoe, P. & Prescott, E., editors, *Great Depressions of the Twentieth Century*. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Chamley, C. (1986). Optimal taxation of capital income in general equilibrium with infinite lives. *Econometrica*, 54(3):607–622.
- Chari, V., Kehoe, P., & McGrattan, R. (2007). Business cycle accounting. *Econometrica*, 75(3):781–836.
- Coleman, W. (1991). Equilibrium in a production economy with an income tax. *Econometrica*, 59(4):1091–1104.
- Colley, T. (1995). *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press, New Jersey.
- Colley, T. & Hansen, G. (1989). The inflation tax in a real business cycle model. *American Economic Review*, 79:290–316.
- Correia, I., Neves, J. C., & Rebelo, S. (1995). Business cycles in a small open economy. *European Economic Review*, 39:1089–1113.
- Dotsey, M. (1989). The economic effects of production taxes in a stochastic growth model. *American Economic Review*, 80(5):1168–1182.
- Ellery, R., Gomes, V., & Sachsida, A. (2002). Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 56(2):–308.
- Gomes, V., Pessoa, S., & Veloso, F. (2003). Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: Uma análise comparativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(3):389–434.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., & Huffman, G. (1988). Investment, capacity utilization and real business cycle. *American Economic Review*, 78(3):402–417.
- Greenwood, J. & Huffman, G. (1991). Tax analysis in a real-business-cycle model. *Journal of monetary economics*, 27:167–190.
- Hansen, G. (1985). Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 16:309–327.
- Hansen, L. & Singleton, K. (1983). Stochastic consumption, risk aversion and the temporal behavior of asset returns. *Journal of Political Economy*, 91:249–266.

- Heckman, J. & MaCurdy, T. (1980). A life-cycle model of female labor supply. *Review of Economic Studies*, 47:47–74.
- Issler, J. & Piqueira, N. (2000). Estimando a aversão ao risco, a taxa de desconto intertemporal e a substitutibilidade intertemporal do consumo no Brasil usando três tipos de função utilidade. In *Anais do Encontro Nacional de Economia*, 28, Campinas. ANPEC.
- Judd, K. (1987). The welfare cost of factor taxation in a perfect-foresight model. *Journal of Political Economy*, 95:675–709.
- Kanczuk, F. (2001). Usando ciclos para projetar tendências. In *Anais do Encontro Nacional de Economia*, Salvador. ANPEC.
- Kanczuk, F. (2002). Business cycle in a small open Brazilian economy. *Economia Aplicada*, 5(3).
- Kose, M. (2002). Explaining business cycles in a small open economies “how much do world price matter?”. *Journal of International Economics*, 56:299–327.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50:1345–70.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1990). Business cycles: Real facts and a monetary myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14(2).
- Lane, P. & Milesi-Ferretti, G. (1999). The external wealth of nations: Measures of foreign assets and liabilities for industrial and developing countries. Washington: IMF (Working Paper of the International Monetary Fund).
- Ljungqvist, L. & Sargent, T. (2004). *Recursive Macroeconomic Theory*. MIT Press, 2nd edition.
- Long, J. & Plosser, C. (1983). Real business cycle. *Journal of Political Economy*, 91(1):39–69.
- Lucas, R. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Journal of Monetary Economics*, Supplement. Brunner, K. (ed.).
- MaCurdy, T. (1981). An empirical investigation of labor supply in a life-cycle setting. *Journal of Political Economy*, 89:1059–1085.
- McGrattan, E. (1994). The macroeconomic effects of distortionary taxation. *Journal of Monetary Economics*, 33:573–601.
- Mendoza, E. (1991). Real business cycle in a small open economy. *American Economic Review*, 81(4):797–818.
- Mendoza, E., Razin, A., & Tesar, L. (1994). Effective tax rates in macroeconomics: Cross-country estimates of tax rates on factor incomes and consumption. *Journal of Monetary Economics*, 34:297–323.
- Mendoza, E. & Uribe, M. (2000). Devaluation risk and the business-cycle implications of exchange-rate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 53:239–296.
- Neumeyer, P. & Perri, F. (2005). Business cycles in emerging economies: The role of interest rates. *Journal of monetary economics*, 52:345–380.
- Pereira, F. M. (2009). *Modelos de Ciclos Reais de Negócios com Imposto e Setor Externo: O Caso Brasileiro*. PhD thesis, Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília.
- Pereira, R. & Ferreira, P. (2010). Avaliação dos impactos macro-econômicos e de bem-estar da reforma tributária no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 64(2):149–175.
- Pinheiro, F. O. (2005). Modelos de ciclos reais de negócios em pequena economia aberta aplicados ao Brasil. Master’s thesis, Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, Escola

de Pós-Graduação em Economia.

- Prescott, E. (2002). Prosperity and depression. *American Economic Review*, 92:1–15.
- Prescott, E. (2004). Why do Americans work so much more than Europeans? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 28(1):2–13.
- Ramsey, F. (1928). A mathematical theory of saving. *The Economic Journal*, 38(152):543–559.
- Santos, M. & Pereira, T. (2010). Moving to a consumption-based tax system: A quantitative assessment for Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 64(2):209–228.
- Sargent, T. (1994). Rational expectation and the reconstruction of macroeconomics. In Miller, P., editor, *The Rational Expectation Revolution: Readings from the Front Line*, pages 427–508. The MIT Press, Cambridge.
- Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61:163–185.
- Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2004). Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28:755–775.
- Val, P. & Ferreira, P. (2001). Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31(2):213–248.