

Sistema tributário, economia aberta e bem-estar social[♦]

Fabiano Maia Pereira^{*}

Roberto de Góes Ellery Júnior^{**}

Resumo: O presente trabalho tem como objetivo avaliar o impacto de políticas fiscais nos ciclos econômicos do Brasil, utilizando modelos de equilíbrio 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 a de países desenvolvidos e um movimento contra-cíclico. Concomitantemente, observa-se que a existência do sistema tributário é responsável por estes 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-chaves: equilíbrio geral computável, pequena economia aberta, ciclos de negócios, sistema tributário, e bem-estar social.

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.

Key Words: general equilibrium, small open economy, business cycles, tax system, and social welfare.

Área ANPEC: **3 - Macroeconomia, economia monetária e finanças.**

Código da classificação do JEL: **E3 e H2.**

[♦]Artigo baseado na tese de doutorado do primeiro autor. As opiniões emitidas neste trabalho são de inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista das instituições onde trabalham.

^{*} Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional – fabianomaia@hotmail.com.

^{**} Professor do Departamento de Economia da Universidade de Brasília.

INTRODUÇÃO

Modelos de equilíbrio dinâmico são amplamente utilizados em trabalhos relacionados à teoria de ciclos de negócios reais. Estudos pioneiros de KYDLAND & PRESCOTT (1982) e LONG & PLOSSER (1983) demonstram que estes 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 possibilita 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 dos 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.

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 & 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 coloca 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.

No que se refere à oferta de trabalhos 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 a comumente empregada na literatura internacional. Basicamente o resultado desta calibração ocorre devido à falta, no modelo, de um sistema que permita replicar a realidade brasileira de movimentos ascendentes nos ciclos freqüentemente estarem acompanhados de maior formalização de empregos antes informais, o que resulta em maior volatilidade das horas trabalhadas quando comparadas as experiências internacionais.

Quanto à avaliação de políticas públicas o modelo permite que se simulem reformas tributárias e eventuais isenções/incrementos nos tributos para fazer frente a realidades conjunturais da economia brasileira. Os resultados destas 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 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 1 é apresentada a literatura internacional relacionada à teoria dos ciclos reais de negócios, mais especificamente

no que tange pequenas economias abertas e sistema de tributação; na seção 2 é desenvolvido o modelo matemático implementado; na seção 3 estão os dados utilizados e as calibrações; e na seção 4 são analisados os resultados do modelo.

1. 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 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 estes movimentos, seus canais de transmissão e suas conseqüências no bem-estar das famílias é conhecida como: teoria dos ciclos econômicos de negócios.

Na década de 80, com a observância destes fatos estilizados do que se define como ciclo de negócios, KYDLAND & PRESCOTT (1982) operacionaliza um modelo de equilíbrio geral *neoclássico*, onde os autores buscam mimetizar os movimentos das economias com modelo dinâmico estocástico capaz de capturar várias estruturas de correlação e auto-correlação entre variáveis macroeconômicas como produto, consumo, investimento, entre outras. O modelo, apesar da simplicidade, se ajusta 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 destas variáveis com o produto real. Com 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 & HUFFMAN (1991) e McGRATTAN (1994).

McGRATTAN (1994)¹, por exemplo, 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. Como no caso de horas trabalhadas, os resultados na literatura para a economia brasileira recorrentemente têm dificuldades de replicar a volatilidade deste agregado e quanto ao consumo as pesquisas sobre o Brasil em geral não documentam uma volatilidade maior que o produto em suas simulações, a inclusão do sistema tributário pode ser uma resposta para estas dificuldades dos modelos calibrados para o Brasil.

Adicionalmente a crença de que um sistema tributário é importante em simulações para o Brasil, BLANKENAU, KOSE & YU (2001) argumentam que a taxa de juros real mundial é um importante canal de transmissão de choque para pequenas economias abertas, pois variações nestas taxas podem afetar as famílias gerando efeitos substituições intertemporais e efeitos de realocação na renda e no portfólio. Por conseguinte estas realocações tendem a afetar as firmas alterando incentivos para investimentos. Os autores encontram para o Canadá forte relação entre este canal de transmissão de choque, ou seja, a taxa de juros internacional 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,

¹ 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.

pois indicam que em média o choque de juros internacional é responsável por cerca de 35% da variância das mesmas.

2. MODELO

Nesta seção buscar-se-á incorporar os impostos nos termos do modelo de PRESCOTT (2002 e 2004) e LJUNGQVIST & SARGENT (2004) em um dos cinco modelos de SCHIMITT-GROHÉ & URIBE² (2003) para uma pequena economia aberta³. O modelo empregado, o qual PINHEIRO (2005) considera como o que mais se ajusta a 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. Associado a estas alterações no modelo está a inclusão de um choque exógeno de juros real internacional debatido por MENDOZA (1991) e BLANKENAU, KOSE & YU (2001) juntamente com o tradicional choque de tecnologia.

O equilíbrio no qual se trabalha durante todas as simulações segue LJUNGQVIST & SARGENT (2004), que definem um equilíbrio competitivo com impostos distorcivos da seguinte forma: 1) política fiscal com equilíbrio entre arrecadação e gastos governamentais; 2) alocação orçamentária da economia onde consumo, balança comercial, gastos governamentais e investimento são menor ou igual à produção; e 3) um sistema de preços que tomado como dado, juntamente com a política fiscal, pela economia resolva o problema de otimização das famílias e das firmas. Já a solução do problema dinâmico segue a metodologia proposta por SCHIMITT-GROHÉ & URIBE (2004), a qual é baseada em aproximações de segunda ordem.

Assim, nas subseções a seguir, considera-se uma economia onde 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, esta 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 este imposto à sociedade por meio de transferências do tipo *lump-sum*.

2.1. Firmas

A tecnologia empregada pela firma segue uma função de produção linearmente homogênea, $F(\cdot)$, que satisfaz as 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:

$$y_t = A_t F(k_t, h_t) \quad (2.1)$$

² O código base para esta pesquisa encontra-se em: <http://www.econ.duke.edu/~uribe/research.html>.

³ O Brasil, apesar de ser uma economia pujante e de tamanho territorial continental, pode ser considerado uma economia pequena no sentido que o mesmo não tem controle sobre preços mundiais e/ou 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 pode ser negligenciado 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 uma idiosincrasia seguindo MENDOZA & URIBE (2000) relacionada à tendência da dívida externa do país.

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

$$\begin{aligned} \ln A_{t+1} &= \rho \ln A_t + \varepsilon_{t+1}; \\ \varepsilon_{t+1} &\sim NIID(0, \sigma_\varepsilon^2); \\ t &\geq 0 \end{aligned} \quad (2.2)$$

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, π_t :

$$\max_{k_t, h_t} \pi_t = A_t F(k_t, h_t) - r_t k_t - w_t h_t \quad (2.3)$$

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

$$\begin{aligned} A_t F_k(k_t, h_t) &= r_t \\ A_t F_h(k_t, h_t) &= w_t \end{aligned} \quad (2.4)$$

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

2.2. 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 a 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 á transferência *lump-sum* (t_t) como a seguir:

$$g_t = t_t = \tau_c c_t + \tau_k (r_t - \delta)k_t + \tau_h w_t h_t + \tau_i i_t \quad (2.5)$$

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 τ_k , τ_h e τ_c . Além disso, existe um subsidio ao investimento (i_t) representado por τ_i .

2.3. 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:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, h_t) \quad (2.6)$$

Onde β é o parâmetro de desconto intertemporal e $0 < \beta < 1$. Assume-se que a função utilidade momentânea tem as propriedades usuais de concavidade⁴ como $U_c(\cdot) > 0$, $U_h(\cdot) < 0$, $U_{cc}(\cdot) < 0$ e $U_{hh}(\cdot) \leq 0$ 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:

$$k_{t+1} = i_t + (1 - \delta)k_t \quad (2.7)$$

Onde o parâmetro δ 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:

$$d_t = (1 + r_{t-1}^*)d_{t-1} - tb_t \quad (2.8)$$

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:

$$c_t + i_t + g_t + tb_t = y_t - \Phi(k_{t+1} - k_t) \quad (2.9)$$

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 $\Phi(0) = \Phi'(0) = 0$. Neste sentido, a restrição das famílias é dada por:

$$\begin{aligned} d_t - (1 + r_{t-1}^*)d_{t-1} = \\ - r_t k_t - w_t h_t + c_t + [k_{t+1} - (1 - \delta)k_t] + \Phi(k_{t+1} - k_t) - \\ - t_t + \tau_c c_t + \tau_k (r_t - \delta)k_t + \tau_h w_t h_t + \tau_i [k_{t+1} - (1 - \delta)k_t] \end{aligned} \quad (2.10)$$

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

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t \frac{d_{t+j}}{\prod_{s=1}^j (1 + r_s)} \leq 0 \quad (2.11)$$

2.4. 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

⁴ Como discute BARRO & 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.

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, mais conhecido como risco país. No trabalho supõe-se que este risco é crescente em relação ao nível de dívida externa do país. Logo:

$$r_t^* = r_t^b + p(\tilde{d}_t) \quad (2.12)$$

Onde \tilde{d}_t 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:

$$\begin{aligned} \log r_{t+1}^b &= \rho_r \log r_t^b + \varepsilon_{r,t+1} \\ \varepsilon_{r,t+1} &\sim NIID(0, \sigma_r^2) \\ t &\geq 0 \end{aligned} \quad (2.13)$$

Montando o problema de maximização do planejador central⁵ tem-se que:

$$\begin{aligned} &Max_{d_t, c_t, h_t, k_{t+1}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, h_t) \\ &sa \\ &d_t - (1 + r_{t-1}^*) d_{t-1} = \\ &= (1 + \tau_c) c_t - (1 - \tau_h) w_t h_t - (1 - \tau_k)(r_t - \delta) k_t - \delta k_t + \\ &+ (1 + \tau_i)[k_{t+1} - (1 - \delta)k_t] + \Phi(k_{t+1} - k_t) - t_t \\ &\ln A_{t+1} = \rho \ln A_t + \varepsilon_{t+1} \\ &\log r_{t+1}^b = \rho_r \log r_t^b + \varepsilon_{r,t+1} \\ &\lim_{j \rightarrow \infty} E_t \frac{d_{t+j}}{\prod_{s=1}^j (1 + r_s)} \leq 0 \end{aligned} \quad (2.14)$$

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

$$\begin{aligned} \lambda_t &= \beta(1 + r_t^*) E_t \lambda_{t+1} \\ \frac{U_c(c_t, h_t)}{(1 + \tau_c)} &= \lambda_t \\ -U_h(c_t, h_t) &= \lambda_t (1 - \tau_h) w_t \\ \lambda_t [(1 + \tau_i) + \Phi'(k_{t+1} - k_t)] &= \\ = \beta E_t \{ \lambda_{t+1} [(1 - \tau_k)(r_{t+1} - \delta) + \delta + (1 + \tau_i)(1 - \delta) + \Phi'(k_{t+2} - k_{t+1})] \} \end{aligned} \quad (2.15)$$

⁵ 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 COLLEY (1995).

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. Esta equação também é a condição de maximização intra-temporal entre consumo e lazer, onde o agente representativo escolhe no tempo t o quanto ofertará de horas trabalhadas. Neste 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. Esta condição pode ser vista como uma escolha intertemporal, entre o consumo e o investimento. O imposto sobre rendimento do capital entra na condição diminuindo o ganho futuro de um investimento, supondo tudo mais constante, um aumento deste imposto diminui o investimento e aumenta o consumo presente.

3. BASE DE DADOS E CALIBRAÇÃO

Neste trabalho assumir-se-á que as formas funcionais das preferências das famílias⁶ e a tecnologia das firmas, seguindo as suposições e o modelo descritos na seção 2, como abaixo:

$$\begin{aligned}
 U(c, h) &= \frac{[c - \omega^{-1}h^\omega]^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \\
 F(k, h) &= k^\alpha h^{1-\alpha} \\
 p(\tilde{d}_t) &= \psi(e^{\tilde{d}_t - \bar{d}} - 1) \\
 \tilde{d}_t &= d_t \\
 \Phi(k_{t+1} - k_t) &= \frac{\varphi(k_{t+1} - k_t)^2}{2} \quad \varphi > 0 \\
 e \\
 \beta &= \frac{1}{1+r^b}
 \end{aligned} \tag{3.1}$$

Onde: α = elasticidade do capital na função de produção, $0 < \alpha < 1$; γ = coeficiente de aversão relativa ao risco, $\gamma > 0$; ω = parâmetro relacionado à elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho, $\omega > 1$; ψ = parâmetro da função de risco país; \bar{d} = parâmetro que representa o nível médio de dívida líquida; φ = parâmetro da função de custo de ajustamento do capital.

A seção está dividida em duas subseções. Na primeira sub-seção são descritas as séries macroeconômicas nacionais, com suas periodicidades, fontes e metodologia de construção quando necessário

⁶ KANCZUK (2002) e PINHEIRO (2005) demonstram que esta forma funcional, desenvolvida por GREENWOOD, HERCOWITZ & HUFFMAN (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 SCHIMITT-GROHÉ & URIBE (2003).

e a segunda subseção tem como foco a fonte dos parâmetros, quando retirados de outros trabalhos, e a metodologia de calibração dos parâmetros.

3.1. Dados utilizados

As variáveis utilizadas, resumidas na TAB. 3.1, apresentam problemas nos quais todos os pesquisadores que estudam o Brasil incorrem, pois algumas não se enquadram perfeitamente na teoria de ciclos. Um dos exemplos mais comum 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 não-duráveis na função utilidade das famílias. No entanto, esta série não existe nas contas nacionais e tentativas de solucionar este problema não trouxeram grandes avanços⁷ 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 esta não é calculada para o país e, sendo assim, os trabalhos procuram minimizar esta dificuldade calculando *proxies* como descrito na seqüência do trabalho.

TABELA 3.1 – 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, ELLERY, GOMES & TEIXEIRA (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	1047 – 2005

Fonte: IPEADATA e BUGARIN, ELLERY, GOMES & TEIXEIRA (2007). Séries utilizadas para calcular dados necessários para calibrar o modelo e simultaneamente para confrontar os resultados obtidos pelos modelos.

⁷ Ver mais em ELLERY, GOMES & SACHSIDA (2002).

As séries aqui utilizadas foram coletadas na base de dados do IPEA (www.ipeadata.gov.br). 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 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 elaborado uma série utilizando os dados da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP). Sabe-se que estes dados são restritos ao estado de São Paulo e que abarcam apenas a indústria deste estado. No entanto, como a indústria paulista é a mais importante do país esta 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 deste mês específico junto a 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 deste último dado não ser o pessoal ocupado na produção da indústria, mas sim o pessoal ocupado total do setor, a correlação entre ambas a série de pessoal ocupado é alta o suficiente para que esta metodologia seja implementada. A partir deste dado per capita, multiplicou-o pela série de População Economicamente Ativa⁸ (PEA), para então 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 filtro HP (Hodrick-Prescott). O resultado do desvio-padrão destas 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 com o resultado das simulações.

3.2. Calibração e fonte dos parâmetros

O processo de calibração seguiu fundamentalmente os trabalhos de MENDOZA (1991) e de SCHIMITT-GROHÉ & URIBE (2003) e estão resumidos na TAB. 3.2. No entanto, dado o grande número de parâmetros, alguns destes foram obtidos de trabalhos amplamente conhecidos na literatura nacional e internacional e outros calibrados de acordo com as observações empíricas. A taxa de depreciação (δ) e a elasticidade do capital na função de produção, ou participação do capital na renda em equilíbrio competitivo (α), foram retiradas de GOMES, PESSOA & VELOSO (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, onde argumentam que o detalhamento dos dados americanos possibilita uma melhor aproximação.

O coeficiente de aversão relativa ao risco (γ) é obtido a partir do resultado do trabalho de ISSLER & PIQUEIRA (2000) sobre o Brasil, que estima este valor para dados com periodicidade anual e seguindo HANSEN & SINGLETON (1983). O parâmetro relacionado com a elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho da função utilidade (ω) (a inversa de um mais a elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho) seguiu MENDOZA (1991) que se baseou nos trabalhos de HECKMAN & MaCURDY (1980) e MaCURDY (1981). Este resultado também foi utilizado por PINHEIRO (2005) e NEUMEYER & PERRI (2005) em trabalhos para o Brasil e a Argentina respectivamente. No entanto,

⁸ A série de PEA utilizada seguiu trabalho de BUGARIN, ELLERY, GOMES & TEIXEIRA (2007) no qual se obtém dos dados dos censos demográficos do IBGE os valores base, e para anos intermediários os dados são interpolados.

seguindo argumentação de KANCZUK (2001) e MENDOZA (1991) o trabalho simula algumas variações de ω 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), onde 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 e índices e projeções de inflação existentes.

O parâmetro da função de risco país (ψ) 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 (ϕ) buscou mimetizar a volatilidade real do investimento brasileiro (10,22). O parâmetro da função de prêmio de risco (\bar{d}) foi calculado de forma que a razão dívida externa/PIB fosse, no estado estacionário, a mesma encontrada por LANE & MILESI-FERRETTI (1999) para a razão conta corrente/PIB brasileira (24,8%). Os parâmetros dos movimentos AR (1), correlação serial (ρ e ρ_r) e variância do choque (ε_e e ε_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).

TABELA 3.2 – Parâmetros utilizados para calibração dos modelos.

α	γ	δ	ψ	ρ	ρ_r	ω	ϕ
0,40	4,8	0,035	0,0001	0,562	0,562	1,455	0,014
r^b	\bar{d}	σ_ε e σ_r	τ_c	τ_k	τ_h	τ_i	-
0,029	1,20	0,015	0,159	0,345	0,176	0,0000	-

Fonte: Elaboração própria do autor. α = elasticidade do capital na função de produção (GOMES, PESSOA & VELOSO, 2003). γ = coeficiente de aversão relativa ao risco (ISSLER & PIQUEIRA, 2000). δ = taxa de depreciação do capital (GOMES, PESSOA & VELOSO, 2003). ψ = parâmetro da função de risco país; ρ = parâmetro de auto-correlação do choque tecnológico. ρ_r = parâmetro de auto-correlação do choque de juros real internacional sem risco. ω = parâmetro relacionado à elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho (MENDOZA, 1991). ϕ = parâmetro da função de custo de ajustamento do capital. r^b = taxa de juros real internacional sem risco (KOSE, 2002). \bar{d} = parâmetro que representa o nível médio de dívida líquida. σ_ε e σ_r = variância do choque respectivamente de tecnologia e de juros. τ_k = alíquota do capital. τ_h = alíquota do trabalho. τ_i = alíquota do investimento. τ_c = alíquota do consumo.

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, RAZIN & TESAR (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 desta 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.

4. RESULTADOS E ANÁLISES DE SENSIBILIDADE

A partir dos dados e modelo descritos nas seções anteriores, onde se buscou aproximar um modelo a realidade nacional obtém-se os resultados apresentados nesta seção. Portanto, dado as características descritas na literatura internacional para diversas pequenas economias abertas e os resultados de outros autores para o caso nacional a TAB. 4.1 pode ser analisada. Seguindo a tradição dos trabalhos em ciclos de negócios na segunda coluna estão os dados reais anuais para o Brasil e nas terceira e quarta colunas estão os resultados das simulações do modelo descrito na seção 2 e calibrados conforme a seção 3 sem choque de juros reais externos e com o mesmo. Ainda na TAB. 4.1 são apresentados os momentos de volatilidade (σ_x), auto-correlação serial ($\rho_{x_t, x_{t-1}}$) e correlação com o produto (ρ_{x_t, y_t}) 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)⁹.

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 Brasil¹⁰ em modelos que não apresentam restrição ao crédito das famílias e é frequentemente encontrado em trabalhos internacionais. Outra característica 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 este resultado. Como KYDLAND & PRESCOTT (1982), ressaltam no modelo por eles desenvolvido, apesar da simplicidade, movimentos observados para a economia como as volatilidade do investimento e do consumo das famílias, juntamente com a forte auto-correlação destas 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 a 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 & HUFFMAN (1991) e VALL & 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 à 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

⁹ 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 3).

¹⁰ Exceto o modelo de prêmio de risco elástico à dívida também estudado em PINHEIRO (2005).

importantes estabilizadores da volatilidade do investimento e produto no Brasil. Adicionalmente, com relação à introdução de um sistema de tributação no modelo, VAL & 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.

TABELA 4.1 – Dados do Brasil e simulações.

Variáveis	Resultados de σ_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	0,86	0,99	0,99
Variáveis	Resultados de ρ_{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. σ_x = volatilidade da variável x . $\rho_{x_t, x_{t-1}}$ = auto-correlação da variável x . ρ_{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 balanço 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.

Os resultados simulados para o setor externo apresentam valores satisfatórios quando se centra as atenções no co-movimento entre balanço comercial e produto, pois tanto o dado real (-0,35) quanto às 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 esta série é muito sensível a forma de construí-la e que merece maiores análises.

Quanto ao impacto do choque de juros na TAB. 4.1, nota-se que no modelo a correlação do investimento com o produto é menor que sem o choque (0,80 contra 0,83). Este resultado, apesar de pequena diferença, pode ser interpretado como um canal de transmissão de choques externos a 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 caminhando 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. Este canal de transmissão é frequentemente evidenciado no caso brasileiro, como no início dos anos 80 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 PINHEIRO (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 apresentam 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 foram capazes de replicar a volatilidade mais alta do consumo em relação ao produto, a volatilidade do investimento, as correlações entre consumo e investimento e a correlação negativa entre balança comercial e produto, mas 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 seqüência deste trabalho serão feitas somente com o modelo de risco elástico sem o choque de juros real internacional¹¹.

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 & HUFFMAN (1991).

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 &

¹¹ Para maiores informações ver PEREIRA (2009).

HUFFMAN (1991). Um forte resultado aqui obtido é que na ausência de imposto o modelo deixa de apresentar um das características de economias emergentes, ou seja, o consumo mais volátil que o produto¹² (a volatilidade sai de 4,32 para 3,32). Como discutido na seção 1, os resultados de trabalhos internacionais apresentam esta como uma característica de países emergentes, ao mesmo tempo, que permite incluir países desenvolvidos no grupo que apresenta este 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 forte 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. Neste 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 este 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, onde são necessárias algumas suposições e que podem não captar movimentos reais; 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. Isto porque em momentos de expansão do ciclo ocorre uma “formalização” dos empregos já existentes e em momentos de retração do ciclo este movimento de “formalização” vai no caminho contrário, ou seja, pode ocorrer uma demissão sobre a ótica oficial, mas a manutenção deste posto de trabalho sob a categoria de informal.

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 Brasil¹³ e outros países. No entanto pode não ser a melhor forma de calibrar este parâmetro dado que há algumas divergências na literatura. Outra argumentação que permite relaxar este parâmetro é desenvolvida por KANCZUK (2001) onde o autor advoga que este valor teoricamente corresponde a 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 este valor deveria ser próximo a um.

¹² 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.

¹³ Parâmetros utilizados respectivamente por KANCZUK (2002) e PINHEIRO (2005) para o Brasil, por NEUMEYER & PERRI (2005) para a Argentina, MENDOZA (1991) para o Canadá e GREENWOOD, HERCOWITZ & HUFFMAN (1988) para os EUA.

Como argumenta GREENWOOD, HERCOWITZ & HUFFMAN (1988) a elasticidade substituição intertemporal do trabalho ($1/\theta$ e no modelo aqui empregado igual a $1/(\omega - 1)$) 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 este 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 partido do modelo *benchmark*, de prêmio de risco sem choque de juros, e mantendo todos os demais parâmetros constantes se obtém os resultados descritos na TAB. 4.2 abaixo¹⁴, 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 resultante das simulações.

Observa-se que mantendo o parâmetro ω coerente com as argumentações de KANCZUK (2001) e utilizando a forma de parametrização de MENDOZA (1991), no sentido de calibrar ω 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 as variações deste parâmetro apresentam resultados promissores no sentido de que diminuições do valor de ω , que representa elevações da elasticidade de substituição intertemporal, aproxima a volatilidade de horas trabalhadas do dado real.

TABELA 4.2 – Análise de sensibilidade do parâmetro relacionado com elasticidade de substituição inter-temporal da oferta de trabalho.

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

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 do modelo simular a volatilidade da oferta de trabalho está relacionada ao dado de horas trabalhadas ser o dado de emprego formal. Isto porque, uma elevação da elasticidade pode ser visto como equivalente a 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, o imposto sobre rendimento do trabalho aumenta ou quando o ciclo é de queda. Sendo assim, para replicar a

¹⁴ 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.

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, este 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 esta 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 estas 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, esta forma de mensuração proposta pela autora torna-se elegível no contexto deste trabalho. Assim, este cálculo é feito da seguinte forma:

$$U(\bar{c}(1 + \Delta_c), \bar{h}) = U(\tilde{c}, \tilde{h}) \quad (4.1)$$

Onde $U(.)$ é a função utilidade definida anteriormente, (\bar{c}, \bar{h}) e (\tilde{c}, \tilde{h}) são os níveis de consumo e horas trabalhadas nos dois estados estacionários analisados e Δ_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.

TABELA 4.3 – Ganho de bem-estar social por tipo de imposto.

Tipo Imposto	Ganho de Bem-Estar Social
Capital (τ_k)	3,71
Trabalho (τ_h)	3,28
Consumo (τ_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 (τ_k) original TABELA 3.2 para 0,31. Trabalho = variação da alíquota do trabalho (τ_h) original TABELA 3.2 para 0,15. Consumo = variação da alíquota do consumo (τ_c) original TABELA 3.2 para 0,137. Ganho de bem-estar calculado de acordo com equação 4.1. Dados de ganho de bem-estar social em termos percentuais.

Os resultados numéricos apresentados na TAB. 4.3 são computados seguindo a equação (4.1) 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). Isto 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 este resultado para a tomada de decisão.

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 ATKENSON, CHARI & KEHOE (1999) mantêm a conclusão de CHAMLEY (1986) de tributação ótima sobre o capital no estado estacionário é igual a zero mesmo com agentes heterogêneos. Ao mesmo tempo, ANTUNES, CAVALCANTI & VILLAMIL (2008), em um modelo com agentes heterogêneos, demonstram que menores custos de intermediação no mercado financeiro implicam em ganho de bem-estar maior às classes mais pobres. Neste sentido, se a diminuição no imposto sobre o capital puder ser visto como uma queda no *spread* bancário, o resultado aqui apresentado de maior ganho de bem-estar quando se diminui alíquota sobre rendimento do capital tende a resultar também em maior bem-estar as famílias com renda menor.

CONCLUSÕES

Os resultados do trabalho apontam para ganhos do modelo quando comparados à outros trabalhos no que concerne a simulação de variáveis como consumo, indicam a importância do sistema tributário para explicar características nos segundos momentos das variáveis macroeconômicas brasileiras, permite algumas sugestões de políticas econômicas relativas ao campo fiscal e possibilita a mensuração das decisões relacionadas às alíquotas efetivas na economia. Uma síntese dos principais resultados do 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 incorporar 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. Neste caso específico, o resultado pode ser atribuído à duas especificidades do modelo: o custo de ajustamento do capital e o sistema tributário.
- A política fiscal aparece como forte 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. No entanto, esta ainda não é capaz de permitir que o modelo replique os dados reais de volatilidade das horas trabalhadas. A dificuldade dos modelos de simular a volatilidade da oferta de trabalho está relacionada ao fato desta variável ser o dado 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). Isto 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 este resultado para a tomada de decisão.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGÉNOR, P.; McDERMOTT, C. J. & PRASAD, E.. Macroeconomics fluctuations in developing countries: some stylized Facts. In: **The World Bank Economic Review**, v. 14, n. 2, 2000, p. 251-85.
- ANTUNES, A., CAVALCANTI, T. & VILLAMIL, A.. Intermediation costs and welfare. In: Encontro Brasileiro de Econometria XXX, Salvador, 2008. **Anais...**
- ATKINSON, A.; CHARI, V. & KEHOE, P.. Taxing capital income: a bad idea. In: **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 23, n. 3, 1999, p. 3-17.
- BACKUS, D. & KEHOE, P.. International Evidence on the international properties of business cycles. In: **American Economic Review**, v. 82, n. 4, 1992, p. 868-888.
- BLANKENAU, W.; KOSE, M. & YU, K.. Can world real interest rates explain business cycles in a small open economy? In: **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 25, 2001, p. 867-889.
- BUGARIN, M.; ELLERY, R.; GOMES, V. & TEIXEIRA, A.. The Brazilian depression of the 1980s and 1990s. In: KEHOE, P. & PRESCOTT, E. (Orgs.). **Great depressions of the twentieth century**. Federal Reserve Bank of Minneapolis, 2007.
- CHAMLEY, C.. Optimal taxation of capital income in general equilibrium with infinite lives. In: **Econometrica**, v. 54, n. 3, 1986, p. 607-622.
- COLEMAN, W.. Equilibrium in a production economy with an income tax. In: **Econometrica**, v. 59, n. 4, 1991, p. 1091-1104.
- COLLEY, T.. **Frontiers of business cycle research**. New Jersey: Princeton University Press, 1995.
- CORREIA, I.; NEVES, J.C. & REBELO, S.. Business cycles in a small open economy. In: **European Economic Review**, v. 39, 1995. p. 1089-1113.
- DOTSEY, M.. The economic effects of production taxes in a stochastic growth model. In: **American Economic Review**, v. 80, n. 5, 1989, p. 1168-1182.
- GOMES, V.; PESSOA, S. & VELOSO, F.. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa. In: **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, 2003. p. 389-434.
- GREENWOOD, J.; HERCOWITZ, Z. & HUFFMAN, G.. Investment, capacity utilization, and real business cycle. In: **American Economic Review**, v. 78, n. 3, p. 402-417, 1988.
- GREENWOOD, J. & HUFFMAN, G.. Tax analysis in a real-business-cycle model. In: **Journal of monetary economics**, v. 27, p. 167-190, 1991.
- HANSEN, L. & SINGLETON, K.. Stochastic consumption, risk aversion and the temporal behavior of asset returns. In: **Journal of Political Economy**, v. 91, p. 249-266, 1983.
- HECKMAN, J. & MaCURDY, T.. A life-cycle model of female labor supply. In: **Review of Economic Studies**, v. 47, p. 47-74, 1980.
- ISSLER, J. & PIQUEIRA, N.. Estimando a aversão ao risco, a taxa de desconto intertemporal, e a substitubilidade intertemporal do consumo no Brasil usando três tipos de função utilidade. Encontro nacional de economia, 28, 2000, Campinas. **Anais...** Campinas: ANPEC, 2000. (Disponível em CD-ROM)
- KANCZUK, F.. Business cycle in a small open Brazilian economy. In: **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 5, n° 3, 2002.
- KANCZUK, F.. Usando ciclos para projetar tendências. In Encontro nacional de economia, 29, 2001 Salvador. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2001. (Disponível em CD-ROM)
- KOSE, M.. Explaining business cycles in a small open economies “how much do world price matter?”. In: **Journal of International Economics**, v. 56, 2002. p. 299-327.
- KYDLAND, F. E. & PRESCOTT, E. C.. Time to build and aggregate fluctuations. In: **Econometrica**, v. 50, november, 1982. p. 1345-70.

LANE, P. & MILESI-FERRETTI, G.. **The external wealth of nations: measures of foreign assets and liabilities for industrial and developing countries**. Washington: IMF, 1999 (working paper of the international monetary fund).

LJUNGQVIST, L. & SARGENT, T.. **Recursive macroeconomic theory**. 2sd. Ed. MIT press, 2004.

LONG, J. & PLOSSER, C.. Real Business Cycle. In: **Journal of Political Economy**, v. 91, n. 1, p. 39-69, 1983.

MaCURDY, T.. An empirical investigation of labor supply in a life-cycle setting. In: **Journal of Political Economy** v. 89, p. 1059-1085, 1981.

McGRATTAN, E.. The macroeconomic effects of distortionary taxation. In: **Journal of Monetary Economics**, v. 33, 1994. p. 573-601.

MENDOZA, E.. Real Business cycle in a small open economy. In: **American Economic Review**, v.81, n^o 4, p. 797-818, sept. 1991.

MENDOZA, E.; URIBE, M.. Devaluation risk and the business-cycle implications of exchange-rate. In: **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy** 53, p. 239-296, 2000.

MENDOZA, E.; RAZIN, A. & TESAR, L.. Effective tax rates in macroeconomics: cross-country estimates of tax rates on factor incomes and consumption. In: **Journal of Monetary Economics**, v.34, p. 297-323, 1994.

NEUMEYER, P. & PERRI, F.. Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. In: **Journal of monetary economics**, v. 52, p. 345-380, 2005.

PEREIRA, Fabiano M.. **Modelos de Ciclos Reais de Negócios com Imposto e Setor Externo: o Caso Brasileiro**. 2009. Tese (doutorado em economia) – Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, 2009.

PINHEIRO, F. O.. **Modelos de ciclos reais de negócios em pequena economia aberta aplicados ao Brasil**. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia, 2005 (Dissertação de Mestrado em Economia).

PRESCOTT, E.. Why do americans work so much more then Europeans? In: **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 28, n. 1, p. 2-13, July 2004.

PRESCOTT, E.. Prosperity and depression. In: **American Economic Review**, v. 92, p. 1-15, 2002.

SCHMITT-GROHÉ, S. & URIBE, M.. Closing small open economy models. In: **Journal of International Economics**, v. 61, 2003. p. 163-185.

SCHMITT-GROHÉ, S. & URIBE, M.. Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function. In: **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 28, 2004. p. 755-775.

VAL, P. & FERREIRA, P.. Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira. In: **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 2, 2001. p. 213-248.