

UNIVERSIDADE CATÓLICA DE BRASÍLIA

*PROGRAMA DE PÓS GRADUAÇÃO
STRICTO SENSU EM ECONOMIA DE EMPRESAS*

Mestrado

CICLOS REAIS DE NEGÓCIOS EM
UMA PEQUENA ECONOMIA ABERTA: O CASO BRASILEIRO.

Autor: Tiago Nunes de Freitas Dahdah
Orientador: José Ângelo Costa do Amor Divino

BRASÍLIA

2006

TIAGO NUNES DE FREITAS DAHDAH

**CICLOS REAIS DE NEGÓCIOS EM
UMA PEQUENA ECONOMIA ABERTA:
O CASO BRASILEIRO.**

*Dissertação apresentada ao Programa de
Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Economia
de Empresas da Universidade Católica de
Brasília, como requisito para a obtenção do
Título de Mestre em Economia de Empresas.*

Orientador: José Ângelo Costa do Amor Divino

Brasília,
2006

D129c Dahdah, Tiago Nunes de Freitas.
Ciclos reais de negócios em uma pequena economia aberta: o caso brasileiro / Tiago Nunes de Freitas Dahdah – 2006.
99 f. ; 30 cm

Dissertação (mestrado) – Universidade Católica de Brasília, 2006.
Orientação: José Ângelo Divino

1. Economia – Brasil. 2. Negócios. I. Divino, José Ângelo, orientador.
II. Título

CDU 338(81)

Ficha elaborada pela Coordenação de Processamento do Acervo do SIBI – UCB.

À minha família (José Carlos e Sânea – pais, Mateus e Sara – irmãos,
Lourdes – avó e Nilo e Suzete, padrinhos). Minha eterna gratidão
por mostrarem que para cada esforço disciplinado há uma
retribuição múltipla. À minha namorada (Clarissa), pela
paciência e apoio em horas de desespero.
Ao professor orientador e aos amigos
Marina, Alexandre e Fábia pela
colaboração e incentivo
durante a elaboração
do trabalho.

“As idéias que defendo não são minhas. Eu as tomei emprestadas de Sócrates, roubei-as de Chesterfield, furtei-as de Jesus. E se você não gostar das idéias deles, quais seriam as idéias que você usaria?”
Dale Carnegie.

RESUMO

Aplica-se o modelo desenvolvido por MENDOZA (1991) à economia brasileira, com o intuito de analisar os possíveis efeitos de choques de produtividade e de taxa real de juros internacionais sobre os ciclos reais de negócios de uma pequena economia aberta. Portanto, foi realizado um apanhado histórico e teórico quanto ao processo de calibração e utilizado o código de *Matlab* formulado por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003). Nesse processo, verificou-se a necessidade de modificação desse código, para que o modelo de MENDOZA (1991) se mostrasse mais aderente aos fatos estilizados e aos dados reais da economia brasileira, o que de fato ocorreu. Todavia, um processo interligado de calibração e a criação de sistemas de equações representativos dos distúrbios estocásticos se fazem necessários para a ampliação do poder de explicação do modelo de MENDOZA (1991), no que tange a representação dos ciclos reais de negócios da economia brasileira.

ABSTRACT

The MENDOZA (1991)'s model is applied to the Brazilian economy, for the purpose to analyze the possible effects of productivity and real interest rates shocks in the real business cycles of a small open economy. Therefore, it was realized a historical and academic researches about calibration process and utilized a Matlab's code formulated by SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003). In this process, there was a modification of this code to improve the performance of MENDOZA (1991)'s model. However, future improvements in the process of calibration and the development of a system of equations to calculate the dynamics of the random shocks are necessary to augment the power of Mendoza's model, referring to the Brazilian real business cycle.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.	8
2. REVISÃO DE LITERATURA.	10
3. MODELO TEÓRICO.	12
3.1. Preferências.	12
3.2. Função de produção.	15
3.3. O mercado internacional de capital.	17
3.4. Os choques.	20
3.5. Otimização do problema do planejador social.	23
3.5.1. Estado estacionário não estocástico.	24
3.6. Calibração.	25
3.6.1. Fatores de produção.	26
3.6.2. Taxa real de juros internacionais.	29
3.6.3. Elasticidade intertemporal da oferta de trabalho.	32
3.6.4. Coeficiente de aversão ao risco relativo.	35
3.6.5. Elasticidade consumo da taxa de preferência temporal.	37
4. RESULTADOS.	38
4.1. Os fatos estilizados dos ciclos reais de negócios e as estatísticas do Brasil.	42
4.2. Análise de sensibilidade.	44
4.3. Comparativo entre os dados reais e os dados simulados.	46
4.4. Impulso – resposta.	53
5. CONCLUSÕES.	57
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.	60
7. APÊNDICE A.	71
8. APÊNDICE B.	74

9. APÊNDICE C.	76
10. APÊNDICE D.	80
11. APÊNDICE E.	84
11. APÊNDICE F.	98

1. Introdução.

Em anos recentes, um grande número de economias emergentes enfrentou freqüentes e grandes mudanças na taxa real de juros nos mercados financeiros internacionais, as quais estão associadas às reversões das contas correntes, aos fenômenos de *sudden stop* e, conseqüentemente, a grandes mudanças nos ciclos de negócios [NEUMEYER e PERRI (2004)].

De fato, URIBE e YUE (2003) concluíram que a relação entre os juros internacionais e as flutuações do produto é fortemente negativa. Em outras palavras, os efeitos intensos do fenômeno de *sudden stop* sobre a dinâmica econômica de um país dependente de poupança externa propiciam a formulação de políticas estabilizadoras das condições de crédito internacional para países emergentes.

Portanto, surge a importância de um modelo sobre ciclos reais de negócios para uma pequena economia aberta que incorpore, necessariamente, tanto o choque de produtividade quanto o choque de juros¹. Dessa forma, cria-se um ambiente econômico onde se retira do choque de produtividade, componente crucial em modelos de ciclos reais de negócios, a responsabilidade de possíveis efeitos advindos de choque de juros. Esses devem influenciar diretamente a função de estrutura financeira, que representa a dinâmica das condições de crédito internacional à economia modelada.

Nesse contexto, elabora-se um estudo cujo objetivo geral é verificar se o modelo de ciclos reais de negócios para uma pequena economia aberta desenvolvido por MENDOZA (1991) e aplicado à economia canadense consegue explicar quantitativa e qualitativamente os ciclos reais

¹ Em um modelo com choques múltiplos, a mensuração da contribuição individual de cada choque nos ciclos de negócios é difícil, pois os choques são correlacionados. Ao mesmo tempo, não examinar cada choque isoladamente pode gerar inferências viesadas sobre o assunto.

de negócios brasileiros. Ao mesmo tempo, o objetivo específico consiste em explicar esses ciclos brasileiros, após análise do processo de calibração dos parâmetros brasileiros e de estudo comparativo entre as economias simulada e real.

Para se atingir os objetivos utilizam-se dados anuais que caracterizam o período entre 1971 a 2003 da economia brasileira. Contudo, observa-se que esse período foi marcado por inúmeras mudanças de regimes fiscal, monetário e cambial, o que propicia uma análise em sub-períodos: 1971 a 1981; 1982 a 1994; e 1995 a 2003.

O período entre 1971 a 1981 é caracterizado por dois choques do petróleo e pelo início do processo de deterioração do balanço de pagamentos brasileiro, devido à política de investimento público via aumento de dívida externa. Por sua vez, no período de 1982 a 1994 verificam-se sucessivos planos de estabilização, que tinham como objetivo o combate ao processo de indexação generalizada da economia. E, por fim, o período de 1995 a 2003 foi marcado pela vitória contra a indexação generalizada, fato que o caracteriza como o período de maior estabilidade macroeconômica.

Desse modo, trabalha-se com cinco capítulos, sendo o primeiro esta introdução. No segundo capítulo realiza-se uma revisão da literatura, enfatizando a evolução da análise empírica sobre a participação dos choques da taxa real de juros internacionais sobre as flutuações do produto agregado de uma pequena economia aberta em desenvolvimento. No capítulo três é apresentado o modelo proposto por MENDOZA (1991), como, também, a sua solução para o estado estacionário. Além disso, efetua-se um apanhado histórico sobre o processo de calibração dos parâmetros necessários para a solução numérica do modelo, bem como uma descrição do método de cálculo desses parâmetros. No quarto capítulo comparam-se as dinâmicas apresentadas pela economia real brasileira com os fatos estilizados dos ciclos reais de negócios e os resultados simulados. Ademais, examinam-se as funções impulso resposta, que quantificam e

qualificam os efeitos dos choques exógenos sobre a trajetória de longo prazo da economia, bem como se realiza uma análise de sensibilidade, que se mostrou necessária devido à falta de consenso no processo de calibração dos parâmetros do modelo. Por fim, são apresentados as conclusões e os apontamentos relevantes sobre o assunto.

2. Revisão de literatura.

MENDOZA (1991) elaborou um modelo de ciclos reais que avalia o papel de diferentes choques, mais especificamente distúrbios advindos da produtividade e da taxa real de juros internacionais, sobre uma pequena economia aberta. Ele analisa a economia canadense pós-guerra e conclui que os choques da taxa real de juros internacionais possuem apenas um papel secundário nas flutuações macroeconômicas². Todavia, ele levanta a hipótese de que distúrbios da taxa real de juros podem ter um papel primário sobre as flutuações de variáveis reais em casos de economias em desenvolvimento altamente endividadas³.

KOSE (2002) aperfeiçoa o estudo de MENDOZA (1995)⁴ utilizando uma representação mais complexa da estrutura produtiva, capaz de capturar características empiricamente relevantes de economias em desenvolvimento. Em particular, ele considera que a produção de bens primários destinados à exportação apresenta retornos decrescentes de escala e emprega capital importado, mão de obra doméstica e o fator-inelástico terra. Por sua vez, o setor de bens não

² Estudos mais recentes, tais como CORREIA, NEVES e REBELO (1995) e SCHMITT-GROHÉ (1998), concluem o mesmo.

³ Além disso, o modelo retrata muitos dos fatos estilizados da teoria de ciclos reais de negócios e apresenta consistência com duas regularidades chaves em uma economia pequena e aberta: poupança e investimento possuem correlação positiva e a balança comercial e os ativos financeiros estrangeiros tendem a ser contra-cíclicos.

⁴ Mendoza analisa quantitativamente a importância dos choques de termos de troca nos ciclos reais de negócios de uma pequena economia aberta. Nessa modelagem, os bens de capital produzidos domesticamente pelo setor de bens não comercializáveis possuem oferta inelástica e o capital é perfeitamente substituível entre os setores exportadores e importadores. Além disso, os choques de termos de troca não possuem um impacto direto sobre a dinâmica do setor de bens não comercializáveis, pois o único fator endógeno desse setor é a oferta de mão de obra doméstica. Ele foca apenas nas flutuações do produto agregado e conclui que os choques dos termos de troca são responsáveis por 56% da variação do produto.

comercializáveis emprega capital e bens intermediários importados e mão de obra doméstica. Dessa forma, além de capturar a importância do fator terra no processo produtivo, há a limitação dos efeitos de substituição entre diferentes tipos de fatores. Isso reduz a volatilidade da produção do setor primário e, conseqüentemente, do produto agregado. Nesse contexto, a metodologia empírica utiliza a solução do modelo e métodos de decomposição de variância para examinar a importância de diferentes tipos de choques nas flutuações macroeconômicas, em especial os advindos dos preços internacionais e da produtividade doméstica.

Isso permitiu KOSE (2002) concluir que os choques advindos dos preços internacionais, inclusive da taxa real de juros, têm um importante papel nos ciclos reais de negócios de uma pequena economia aberta em desenvolvimento. Ademais, ele verificou a hipótese levantada por MENDOZA (1991) e concluiu que existe uma relação direta entre a magnitude dos pagamentos de juros ao exterior e o papel dos distúrbios da taxa real de juros internacionais⁵.

Por sua vez, NEUMEYER e PERRI (2004) apresentam um modelo de uma economia pequena e aberta, onde a taxa real de juros internacionais é decomposta em uma taxa real de juros e um componente de risco atrelado aos fundamentos macroeconômicos da economia analisada. Eles concluem que em economias emergentes a taxa real de juros internacionais é contra-cíclica e influencia fortemente os ciclos reais de negócios, o que vai de encontro com o pensamento de que os choques da taxa reais de juros internacionais possuem um papel secundário em ciclos reais de negócios de pequenas economias abertas.

⁵ Em outras palavras, à medida que a razão entre pagamentos de juros ao exterior e produto agregado aumenta, os distúrbios da taxa real de juros internacionais geram efeitos renda e substituição mais fortes e explicam uma fração maior das flutuações do produto agregado.

3. Modelo teórico.

3.1. Preferências.

Utiliza-se o modelo dinâmico estocástico de uma pequena economia aberta elaborado por MENDOZA (1991), que parte do problema do planejador social. Esta economia é habitada por um número grande de indivíduos com vidas infinitas, cujo agente representativo possui as preferências descritas por uma função de utilidade cardinal ordinária com fator de desconto endógeno, que obedece as seguintes hipóteses:

1. $\exists u, u' \in U$ tal que $u \succ u'$ onde $U \equiv \{u = (c_0, \dots, c_t, \dots; h_0, \dots, h_t, \dots) : c \in [0, L], h \in [0, 24]\}$;
2. $\exists \hat{c}, \hat{h} \in [0, L] : \forall p, q \in M(Y), (\hat{c}_0, \hat{h}_0; p) \geq (\hat{c}_0, \hat{h}_0; q) \Leftrightarrow p \geq q$;
3. $\forall (\bar{c}_0, \bar{h}_0) \in [0, L] \text{ e } p, q \in M(Y) (c_0, h_0; p) \geq (c_0, h_0; q) \Leftrightarrow (\bar{c}_0, \bar{h}_0; p) \geq (\bar{c}_0, \bar{h}_0; q)$; e
4. $\exists \bar{c}, \bar{h} \in Y$ tal que $f(\bar{c}, \bar{h}) \geq f(c, h) \forall c, h \in U$ e $\exists \bar{c}, \bar{h} \in Y : f(\bar{c}, \bar{h}) \leq f(c, h) \forall c, h \in U$.

Assim sendo, o processo de ordenação das preferências ou o processo de escolha satisfaz as hipóteses anteriores se e somente se a função de utilidade do tipo *von Neumann-Morgenstern* puder ser expressa da seguinte forma [EPSTEIN (1983)]:

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} u(c_t, h_t) \exp \left(\sum_{\tau=0}^{t-1} v(c_\tau, h_\tau) \right) \right] \quad (1)$$

onde u e v são funções contínuas cuja imagem é o conjunto dos reais e o domínio é dado pelo conjunto $[0, L]$ tal que $u > 0$ em $[0, L]$ e v não é constante em $[0, L]$.

A partir da equação (1) e das hipóteses anteriores, conclui-se que a função de utilidade e, conseqüentemente, as preferências exigem algumas formas de desconto sobre o futuro, bem

como a propriedade de monotonicidade, ou seja, existe um tipo de impaciência que visa o adiantamento de níveis mais elevados de utilidade.

Portanto, utiliza-se um fator de desconto intertemporal endógeno⁶, $v(c_t, h_t)$, que depende dos níveis passados de consumo e horas trabalhadas e que sempre será menor que um. Isso ocorre porque os agentes estão dispostos a pagar uma taxa de juros qualquer para antecipar a utilidade futura. Assim, quanto maior for a taxa de juros paga, menor será o fator e mais impacientes serão os agentes.

Ademais, o tipo de fator de desconto endógeno utilizado por MENDOZA (1991) tende a ser pró-cíclico, pois os benefícios gerados pelo aumento do consumo, em um ambiente que ocorra choques tecnológicos positivos, são mais do que compensados pelo encargo gerado pelo número de horas trabalhadas. Isso ocorre porque o tipo de fator de desconto utilizado intensifica a resposta do número de horas trabalhadas ao estado tecnológico da economia. Assim, em períodos de crescimento haveria incentivos ao investimento e ao número de horas trabalhadas em detrimento do consumo, o que cria um comportamento contra-cíclico da utilidade momentânea, $u(c_t - G(h_t))$.

Seguindo GREENWOOD, HERCOVITZ e HUFFMAN (1988) e MENDOZA (1991), são utilizadas as seguintes formas funcionais para a função de utilidade e para o fator de desconto:

$$u(c_t - G(h_t)) = \frac{\left(c_t - \frac{h_t^w}{w}\right)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (2)$$

⁶ Fatores de desconto hiperbólicos (endógenos) são usados para assegurar que os modelos de ciclos reais de negócios para pequenas economias abertas tenham um equilíbrio estocástico estacionário. Todavia, KIM e KOSE (1999) mostraram que um modelo com fator de desconto constante apresenta ciclos de negócios semelhantes ao modelo com fator de desconto hiperbólico.

$$v(c_\tau, G(h_\tau)) = -\zeta \ln \left(1 + c_\tau - \frac{h_\tau^w}{w} \right) \quad (3)$$

onde c é o consumo, h é o número de horas trabalhadas, γ é o coeficiente de aversão ao risco, w é $1 +$ o inverso da elasticidade de substituição intertemporal da oferta de trabalho e ζ é a elasticidade consumo da taxa de preferência temporal. Uma das restrições impostas por MENDOZA (1991) a essas funções é que $\zeta \leq \gamma$ de tal maneira que as seguintes propriedades fossem atendidas:

$$u(\bullet) < 0 \quad u'(\bullet) > 0 \quad u'(0) = \infty \quad u''(\bullet) < 0 \quad \ln(-u(\bullet)) \text{ convexa}$$

$$v(\bullet) > 0 \quad v'(\bullet) > 0 \quad v''(\bullet) < 0 \quad u'(\bullet) \exp(v(\bullet)) \text{ não crescente}$$

Nesse contexto, o indivíduo no desejo de reordenar a sua seqüência intertemporal de consumo encara não apenas o efeito de uma mudança instantânea na utilidade marginal, mas, também, um efeito impaciência, representado pelo fator de desconto endógeno.

Além disso, as relações anteriores permitem que a taxa marginal de substituição entre consumo e horas trabalhadas dependa apenas dessa última, eliminando o efeito riqueza sobre a oferta de trabalho⁷. Essa simplificação possibilita o modelo focar na interação dos estoques de ativos estrangeiros e de capital doméstico como veículos alternativos de poupança, isto é, de transmissão dos choques.

⁷ A eliminação do efeito riqueza permite que os agentes distribuam os efeitos de algum tipo de choque ao longo do tempo, pois a oferta de trabalho se torna independente da dinâmica das escolhas intertemporais entre consumo e poupança.

$$-\frac{\frac{\partial u(\bullet)}{\partial h_t}}{\frac{\partial u(\bullet)}{\partial c_t}} = G'(h_t) \quad (4)$$

3.2. Função de produção.

A economia modelada produz apenas um bem comercializável através de firmas que operam uma tecnologia com retornos constantes de escala representada pela seguinte função de produção:

$$y(k_t, h_t, k_{t+1}) = \exp(\varepsilon_t) k_t^\alpha h_t^\beta - \frac{\phi}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 \quad (5)$$

que está sujeita a lei de movimento do capital:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \quad (6)$$

onde i é o investimento bruto e δ é a taxa constante de depreciação cujo intervalo é $[0,1]$.

O termo $\exp(\varepsilon_t) k_t^\alpha h_t^\beta$ consiste em uma função de produção do tipo *Cobb-Douglas* representativa da dinâmica do PIB da economia modelada e que obedece as condições de INADA. Nesse termo, k representa o estoque líquido de capital fixo⁸, h a quantidade total de

⁸ A estimação do estoque líquido de capital fixo é obtida deduzindo-se do estoque bruto de capital fixo o valor acumulado do consumo de capital que ocorre ao longo de sua vida útil. Esta perda de valor estaria associada à depreciação física ou perda de eficiência devida ao envelhecimento ou uso, bem como à obsolescência tecnológica. Isso resultaria em uma dedução na renda gerada na produção.

horas trabalhadas e ε um distúrbio exógeno que segue um processo estocástico e que representa choques de produtividade.

Esse tipo de função evidencia o processo de divisão da renda entre os fatores de produção e especifica as contribuições advindas do progresso tecnológico e da expansão da oferta desses fatores à dinâmica do crescimento econômico. Além disso, apresenta retornos constantes de escala, assume padrão constante de tecnologia e omite os fatores de produção terra e matéria-prima.

Quanto à hipótese de retornos constantes de escala, verifica-se que $\alpha + \beta = 1$ e, por conseguinte, $\exp(\varepsilon_t)k_t^\alpha h_t^{1-\alpha}$. Esses expoentes representam as elasticidades produto do capital e do trabalho as quais, na presença de eficiência econômica, retratam a divisão da remuneração entre o trabalho e o capital. Nesse contexto, é considerado um ambiente de equilíbrio competitivo, pois os fatores de produção são empregados até que a razão entre os seus respectivos produtos marginais se iguale a razão de seus respectivos preços unitários.

Espera-se que essa divisão seja constante ao longo do tempo, pois um aumento na quantidade de um fator de produção diminui a sua produtividade marginal (condição de INADA) e, conseqüentemente, o seu preço real. Em vista disso, os expoentes são fixos e independentes das variáveis capital, trabalho e produto, indicando que mudanças nessas variáveis não modificariam a distribuição das remunerações dos fatores de produção.

Todavia, para manter essa constância, o aumento de um fator de produção deverá ocasionar queda da quantidade utilizada dos demais fatores (aumento da produtividade marginal). Dessa forma, há uma elasticidade de substituição entre os fatores de produção, que no caso de uma função do tipo *Cobb-Douglas* com retornos constantes de escala é igual a um. Em outras

palavras, quando a remuneração de um fator de produção é determinada marginalmente, a remuneração do outro fator pode ser considerada como residual.

Por sua vez, o termo $\frac{\phi}{2}(k_{t+1} - k_t)^2$ é denominado de custo de ajustamento do estoque de capital em função do investimento líquido⁹, de tal maneira que tanto o investimento quanto o desinvestimento geram custos de ajustamento positivos.

Esse custo é crucial para analisar a dinâmica do investimento, uma vez que contorna os problemas de volatilidade exagerada e de correlação subestimada entre poupança e investimento domésticos, gerados pelo grande dinamismo do capital financeiro internacional. A inclusão desse termo na função de produção implica na existência de decisões de poupança e de investimento bem definidas pelos agentes econômicos. Entretanto, [BRECHLING (1975), MENDOZA (1991) e SUMMERS (1981)] indicam que esse termo possui um pequeno efeito matemático, apesar de economicamente significativo.

3.3. O mercado internacional de capital.

Os agentes econômicos possuem acesso ao mercado internacional de capital perfeitamente competitivo, no qual estoques de ativos financeiros estrangeiros A_t pagam ou cobram uma taxa real de juros r^* . Isso permite um certo grau de proteção para os agentes domésticos contra os distúrbios ou choques estocásticos, o que caracteriza um mercado incompleto¹⁰.

⁹ Quando uma firma instala novos bens de capital, ela incorre em custos, que não o preço de compra, que provocam redução dos lucros das firmas durante o período de ajustamento. Esses custos são positivamente correlacionados com a velocidade do ajuste desejado, incentivando os agentes a realizarem mudanças graduais no investimento e, conseqüentemente, contribuindo para a suavização da dinâmica do investimento agregado.

¹⁰ “Contudo, enquanto que essa segurança limitada fornecida pelo mercado internacional de capital poderia resultar em flutuações exageradas no consumo, estudo recente de HAROLD COLE e OBSTFELD (1989) sugere que não há

Nesse contexto, tem-se que o estoque de ativos estrangeiros em um país varia de acordo com a seguinte regra:

$$a_{t+1} = tb_t + a_t [1 + r^* \exp(\eta_t)] \quad (7)$$

onde tb é a balança comercial¹¹ e η é o distúrbio aleatório que afeta a taxa real de juros internacionais.

Esse acesso ao mercado mundial implica que a demanda agregada da economia aberta não precisa vincular-se à produção corrente. Em outras palavras, considera-se um ambiente em que negociações de títulos estrangeiros financiam os desequilíbrios da balança comercial, que surgem devido ao processo de suavização do consumo e de ajuste do emprego. Ademais, amplia-se a fonte de recursos, além da poupança doméstica, para o financiamento de investimentos produtivos¹².

Dessa forma, uma economia com uma balança comercial superavitária deve adquirir ativos estrangeiros de igual valor, pois ela está vendendo mais ao resto do mundo do que comprando. Pelo contrário, quando da ocorrência de uma balança comercial deficitária contrai-se uma dívida com exterior de igual valor, para financiar o déficit anterior.

Todo esse processo econômico apresenta uma restrição aos recursos agregados, que impõe que a soma do consumo (c_t), do investimento (i_t) e da balança comercial (tb_t) não pode

exceder o produto interno bruto $\exp(\varepsilon_t) k_t^\alpha h_t^\beta$ líquido do custo de ajustamento $\frac{\phi}{2} (k_{t+1} - k_t)^2$.

efeitos drásticos sobre as alocações competitivas dos recursos mesmo considerando um mercado internacional de capital incompleto” MENDOZA (1991, p. 800).

¹¹ Exportações líquidas de bens e serviços, onde o termo serviços inclui a conta renda do balanço de pagamentos.

¹² Uma outra característica da estrutura financeira utilizada é que os investidores estrangeiros não podem possuir diretamente capital doméstico, apesar do agente doméstico poder acessar o mercado internacional de capitais para financiar projetos de investimentos.

$$c_t + i_t + tb_t \leq \exp(\varepsilon_t) k_t^\alpha h_t^\beta - \frac{\phi}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 \quad (8)$$

Substituindo (7) em (8) tem-se:

$$\begin{aligned} c_t + i_t + a_{t+1} - a_t [1 + r^* \exp(\eta_t)] &\leq \exp(\varepsilon_t) k_t^\alpha h_t^\beta - \frac{\phi}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 \\ a_{t+1} - a_t &\leq \exp(\varepsilon_t) k_t^\alpha h_t^\beta - \frac{\phi}{2} (k_{t+1} - k_t)^2 - c_t + a_t [r^* \exp(\eta_t)] - i_t \\ a_{t+1} - a_t &\leq s_t - i_t \end{aligned} \quad (9)$$

mas considerando o conceito de partidas dobradas do balanço de pagamentos, pode-se reescrever a equação (9) da seguinte forma:

$$ca_t = a_{t+1} - a_t \leq s_t - i_t \quad (10)$$

onde s_t indica a poupança nacional e ca_t corresponde á conta corrente.

Isso vai ao encontro da condição de *no-Ponzi* que indica que a economia possui um limite para o seu endividamento.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{a_{t+T}}{\prod_{T=1}^{\infty} (1 + r_T^*)} \right) \leq 0 \quad (11)$$

Além disso, considera-se a condição de transversalidade, que determina que tanto os investidores domésticos quanto os estrangeiros não manteriam infinitamente os ativos financeiros em sua carteira.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r^*} \right) a_{t+T+1} = 0 \quad (12)$$

Em suma, em uma economia fechada a taxa de juros teria que se ajustar de tal maneira que a poupança nacional se iguale ao investimento em cada ponto do tempo. Todavia, em uma economia aberta a diferença temporária entre poupança e investimento é permitida.

3.4. Os choques.

Em muitos modelos econômicos, ciclos de negócios são conduzidos por distúrbios estocásticos ou choques monetário, fiscal e tecnológico. Nesse contexto, trabalha-se com um modelo de múltiplos choques, distúrbios estocásticos sobre a produtividade, ε , e sobre a taxa de juros internacionais, η , com os objetivos de mensurar as contribuições conjunta e individual nas flutuações dos ciclos de negócios e de analisar as propriedades do caminho percorrido pela economia modelada em busca de seu estado estacionário.

O primeiro choque, ε , possui componentes não mensurados ou não explicados pelos ciclos reais de negócios e que se manifestam como uma mudança da capacidade produtiva da economia como um todo. A abordagem proposta por SOLOW (1957) quanto ao crescimento econômico é amplamente utilizada, como também criticada, na identificação de choques

tecnológicos. Sob a hipótese de mercados competitivos e retornos constantes de escala, o resíduo de *Solow* é a parte do crescimento não explicada pelas contribuições do capital e do trabalho¹³.

Especificamente nesse estudo, destaca-se que o choque de produtividade, ε , incorpora os efeitos das flutuações dos termos de troca, identificados como choques reais. Todavia, como são considerados apenas bens comercializáveis então o efeito riqueza gerado por flutuações nos preços relativos mundiais é o único efeito contemplado, deixando-se de lado o efeito substituição induzido por mudanças nos preços relativos dos bens não comercializáveis.

Por sua vez, o choque sobre a taxa real de juros internacionais, η , tem como objetivo considerar um importante mecanismo de transmissão de choques externos a pequenas economias abertas¹⁴. Mudanças nessa taxa podem afetar os comportamentos das famílias gerando efeitos de substituição intertemporal, de riqueza e de alocação em carteiras, e das firmas alterando os incentivos para investimentos produtivos domésticos.

A estrutura estocástica do problema é simplificada assumindo que os choques obedecem uma cadeia de *Markov*, metodologia proposto por KYDLAND e PRESCOTT (1991) e MENDOZA (1991). Eles têm duas possíveis formas de ocorrerem, i e x , sendo que a pequena economia aberta experimenta em cada período uma, λ_t^k , das quatro possíveis combinações ou estados da natureza representadas por Λ .

$$\lambda_t^k \in \Lambda = \{(\varepsilon^1, \eta^1), (\varepsilon^1, \eta^2), (\varepsilon^2, \eta^1), (\varepsilon^2, \eta^2)\} \quad (13)$$

onde $k = 1, 2, 3, 4$.

¹³ Vale a pena destacar que essa visão não é consenso na literatura sobre crescimento econômico, sendo apontadas falhas potenciais no uso do resíduo de Solow como *proxy* de choques tecnológicos. Todavia, não é foco desse estudo elaborar uma medida mais apurada sobre distúrbios tecnológicos, sendo, assim, um tema para futuras pesquisas.

¹⁴ Isso permite retirar da responsabilidade do resíduo de Solow possíveis efeitos sobre os ciclos de negócios provocados por choques na taxa real de juros internacionais.

A probabilidade do atual estado $\lambda_t^s = (\varepsilon_t^i, \eta_t^x)$ mover para o estado $\lambda_t^r = (\varepsilon_{t+1}^i, \eta_{t+1}^x)$ no próximo período é $\pi_{s,r}$ para $i, x = 1, 2$ e $k = s, r = 1, 2, 3, 4$. Essas probabilidades de transição são dadas pela simples regra de persistência BACKUS, GREGORY e ZIN (1989):

$$\pi_{s,r} = (1 - \theta)\Pi_r + \theta p_{s,r} \quad (14)$$

onde θ é um parâmetro que governa a persistência de ε e de η , Π_r é a probabilidade de longo prazo do estado λ^r e $p_{s,r} = 1$ se $s = r$ e 0 se $s \neq r$. As probabilidades de transição devem satisfazer as propriedades usuais:

$$0 \leq \pi_{s,r} \leq 1 \quad (15)$$

$$\sum_r \pi = 1 \quad (16)$$

para $s, r = 1, 2, 3, 4$, e para simplificar o problema, as seguintes condições assimétricas:

$$\Pi(\varepsilon^1, \eta^1) = \Pi(\varepsilon^2, \eta^2) = \Pi \quad (17)$$

$$\Pi(\varepsilon^1, \eta^2) = \Pi(\varepsilon^2, \eta^1) = 0,5 - \Pi \quad (18)$$

$$\varepsilon^1 = -\varepsilon^2 = \varepsilon \quad (19)$$

$$\eta^1 = -\eta^2 = \eta \quad (20)$$

Todas essas condições facilitam a análise dinâmica presente no modelo proposto, uma vez que restringem o conjunto de parâmetros livres a especificar e os relacionam com os momentos

estatísticos que caracterizam os choques. Especificamente, os desvios padrão dos choques de produtividade e de taxa de juros são dados por $\sigma_\varepsilon = \varepsilon$ e $\sigma_\eta = \eta$, a autocorrelação serial de primeira ordem por $\rho_\varepsilon = \rho_\eta = \rho = 4\Pi - 1$ e o coeficiente de correlação por $\rho_{\varepsilon,\eta} = \theta$. Dessa forma, o processo estocástico que caracteriza os choques está todo caracterizado, uma vez que se estipula valores aos parâmetros $\varepsilon, \eta, \Pi, \theta$.

3.5. Otimização do problema do planejador social.

SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003) desenvolvem a equação (1), e chegam no seguinte problema econômico do planejador social é dado por (ver Apêndice A):

$$\max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \theta_t u(c_t, h_t) \right] \quad (21)$$

sujeito a

$$\theta_0 = 1$$

$$\theta_t v(c_t, h_t) = \theta_{t+1} \quad t \geq 0$$

$$c_t + i_t + a_{t+1} - a_t [1 + r^* \exp(\eta_t)] = y(k_t, h_t, k_{t+1})$$

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

Desse esquema de equações pode-se derivar o seguinte lagrangeano:

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \theta_t \left\{ u(c_t, h_t) + \lambda_t^1 [a_t (1 + r^* \exp(\eta_t)) + y(k_t, h_t, k_{t+1}) - c_t - k_{t+1} + (1 - \delta)k_t - a_{t+1}] + \lambda_t^2 \left[\frac{\theta_{t+1}}{\theta_t} - v(c_t, h_t) \right] \right\}$$

Que, por sua vez, gera as condições de primeira ordem abaixo (ver Apêndice B):

$$[a_{t+1}]: \lambda_t^1 = v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [1 + r^* \exp(\eta_{t+1})] \quad (22)$$

$$[c_t]: u_c(c_t, h_t) - \lambda_t^2 v_c(c_t, h_t) = \lambda_t^1 \quad (23)$$

$$[h_t]: \lambda_t^1 y_h(k_t, h_t, k_{t+1}) = -u_h(c_t, h_t) + \lambda_t^2 v_h(c_t, h_t) \quad (24)$$

$$[k_{t+1}]: v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [y_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_t, k_{t+2}) + (1 - \delta)] = -\lambda_t^1 [y_{k_{t+1}}(k_t, h_t, k_{t+1}) - 1] \quad (25)$$

como $y_{k_{t+1}}(k_t, h_t, k_{t+1}) = -\phi(k_{t+1} - k_t)$ e $y_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_{t+1}, k_{t+2}) = \exp(\varepsilon_t) \alpha k_{t+1}^{\alpha-1} h_{t+1}^\beta + \phi(k_{t+2} - k_{t+1})$

$$v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [\exp(\varepsilon_t) \alpha k_{t+1}^{\alpha-1} h_{t+1}^\beta + \phi(k_{t+2} - k_{t+1}) + (1 - \delta)] = -\lambda_t^1 [-\phi(k_{t+1} - k_t) - 1]$$

$$v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [\exp(\varepsilon_t) \alpha k_{t+1}^{\alpha-1} h_{t+1}^\beta + \phi(k_{t+2} - k_{t+1}) + (1 - \delta)] = \lambda_t^1 [\phi(k_{t+1} - k_t) + 1]$$

considere que $\exp(\varepsilon_t) \alpha k_{t+1}^{\alpha-1} h_{t+1}^\beta = f_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_{t+1})$

$$[k_{t+1}]: v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [f_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_{t+1}) + \phi(k_{t+2} - k_{t+1}) + (1 - \delta)] = \lambda_t^1 [\phi(k_{t+1} - k_t) + 1] \quad (26)$$

$$[\theta_{t+1}]: \lambda_t^2 = \lambda_{t+1}^2 [v(c_{t+1}, h_{t+1})] - u(c_{t+1}, h_{t+1}) \quad (27)$$

3.5.1. Estado estacionário não estocástico.

Após o cálculo das condições de primeira ordem do problema do planejador social (21), é possível a identificação das expressões matemáticas que caracterizam o estado estacionário da economia modelada. Nesse estado não existem distúrbios, uma vez que ocorre a convergência para o equilíbrio de longo prazo das variáveis (ver Apêndice C).

$$\lambda^1 = v(c, h) \lambda^1 (1 + r^* \exp(\eta)) \Rightarrow c = (1 + r^*)^{\frac{1}{\varepsilon}} + \frac{h^w}{w} - 1 \quad (28)$$

$$f_k(k, h) - \delta = r^* \Rightarrow \frac{h}{k} = \left(\frac{r^* + \delta}{\alpha} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (29)$$

$$h = \left[(1 - \alpha) \left(\frac{\alpha}{r^* + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{w-1}} \quad (30)$$

$$i = \delta k \quad (31)$$

$$tb = y(k, h) - c - i \quad (32)$$

$$-\frac{tb}{r} = a \quad (33)$$

3.6. Calibração.

Para solucionar o problema, valores determinísticos devem ser atribuídos aos parâmetros que caracterizam a tecnologia, as preferências e os distúrbios estocásticos, de tal forma que o modelo seja consistente com algumas das regularidades empíricas representativas da estrutura da economia brasileira.

Nesse processo, denominado de calibração, utiliza-se a teoria econômica em busca das respostas das questões: o que medir? E como medir? Em contrapartida, essas respostas dão

conteúdo á teoria, uma vez que buscam replicar certas propriedades de uma realidade determinada.

3.6.1. Fatores de produção.

Inicia-se com a participação dos fatores de produção na determinação do produto interno bruto da economia brasileira. O padrão é começar com a definição da participação do fator trabalho, uma vez que a do fator capital é obtida residualmente, pois se trabalha com uma função do tipo *Cobb-Douglas* com retornos constantes de escala.

Para isso, destaca-se que a participação do trabalho na determinação do produto interno bruto depende do conceito de trabalho, sendo importante a sua identificação em estudos sobre o assunto. Ademais, espera-se que a divisão da remuneração entre os fatores de produção permaneça constante com o passar do tempo. Todavia, na prática, podem ocorrer transformações estruturais que causem mudanças nas participações relativas dos fatores.

Em ELIAS (1978) averigua-se que a maioria das contas nacionais de países da América Latina considera apenas trabalhadores e empregados que recebem um salário regular, sendo, em geral, trabalhadores autônomos e executivos não inclusos no cálculo da participação do trabalho. Nesse contexto, ELIAS (1978) obteve, para o período de 1945 a 1970 e com uma relativa estabilidade temporal, uma participação do trabalho na formação do PIB brasileiro acima de 0,50. Todavia, a inclusão dos rendimentos de trabalhadores autônomos e de executivos aumentaria, de maneira não desprezível, essa participação¹⁵.

¹⁵ Nos casos onde é possível a inclusão de outros componentes do insumo trabalho, a participação aumentaria para mais de 0,60 (ELIAS, 1978, p.364).

Por sua vez, MICHALOPOULOS (1969) calcula a parcela do trabalho na determinação do PIB brasileiro através da soma dos pagamentos feitos a trabalhadores na forma de salários e benefícios e daquela porção de renda originária de serviços autônomos¹⁶. Nesse contexto, foi encontrada uma participação do trabalho de 0,71 para o período de 1950 a 1960. Se a análise for dividida em sub-períodos constata-se uma trajetória crescente dessa participação, porém mais suave que a encontrada por ELIAS (1978).

Assim, pode-se dizer que o processo de industrialização foi o plano de fundo dos dois trabalhos anteriores, sendo ele o responsável pela queda da produtividade marginal do capital e do conseqüente aumento da produtividade do trabalho. Em outras palavras, a trajetória crescente da participação do trabalho na determinação do PIB é justificada pelo grande aumento da quantidade de capital durante a industrialização, o que diminuiu a produtividade desse fator e permitiu o aumento da produtividade do trabalho (PINHEIRO *et al.*, 2004).

Ao final da década de oitenta visualiza-se um novo tipo de mudança estrutural, caracterizada pela abertura comercial e financeira do Brasil¹⁷. Essa mudança permitiu altos ganhos de produtividade pelo setor industrial brasileiro e, conseqüentemente, reversão da tendência de queda da produtividade total dos fatores (FERREIRA e ROSSI, 2003; PESSÔA, GOMES e VELOSO, 2003; PINHEIRO *et al.*, 2004). Logo, consideram-se estudos que analisam o período de meados da década de 80 até a década de 90 para averiguar o comportamento da participação dos fatores de produção na determinação do produto interno bruto brasileiro.

Em PESSÔA, GOMES e VELOSO (2003) verifica-se que as contas nacionais do Brasil tendem a superestimar a participação do capital na renda, pois elas computam as rendas dos

¹⁶ Essa renda originária de serviços autônomos foi estimada para o Brasil utilizando dados estatísticos referentes à economia estadunidense.

¹⁷ Além disso, a economia brasileira experimentou um intenso processo de privatização e a estabilização abrupta dos preços (SOBRINHO, 2004).

trabalhadores autônomos como sendo renda do capital. Dessa forma, o estudo utilizou a metodologia proposta por GOLLIN (2002) para correção das estatísticas, o que permitiu a obtenção de uma participação do trabalho de 0,60, representativa da segunda metade da década de 90.

Por sua vez, BUGARIN *et al.* (*forthcoming*) identificou o mesmo problema nas contas nacionais brasileiras e identificou uma participação do trabalho de aproximadamente 0,50, para o período de 1980 a 1998. Essa medida se mostrou aquém das evidências internacionais (ELIAS, 1978; GOLLIN, 2002; HSIEH, 2002; KRUEGER, 1999; MICHALOPOULOS, 1969), fato que os incentivou a utilizar o método de aproximação sugerido por YOUNG (1995) e GOLLIN (2002) baseando-se na pesquisa nacional por amostra de domicílios (PNAD/IBGE). Isso permitiu a obtenção da participação do trabalho de aproximadamente 0,65 e, residualmente, do capital de aproximadamente 0,35.

SOBRINHO (2004) aplica ao Brasil um modelo de uma pequena economia aberta que distingue os bens em comercializáveis, não comercializáveis e de investimento. Essa distinção permite, através do processo de calibração, replicar algumas características-chaves das contas nacionais do Brasil e das matrizes de insumo-produto. Dessa forma, essa distinção e a metodologia proposta por GOLLIN (2002) identificaram uma participação agregada do trabalho de 0,58.

Especificamente sobre o Brasil, MICHALOPOULOS (1969) indica que a constância das participações é uma aproximação factível para o período de 1950 a 1960. Esse período foi caracterizado por ELLERY, GOMES e SACHSIDA (2002) como uma fase de transição de um Brasil rural para um Brasil industrial e apresentou mudanças estruturais muito mais dramáticas do que as da década de 70, ápice do processo de industrialização. Além disso, a visão de GOLLIN (2002) de que uma variação de 0,10 na participação do trabalho ao longo do tempo pode ser

considerada como relativamente constante, permite a manutenção da hipótese de constância levantada por MICHALOPOULOS (1969) para outros períodos.

Em suma, os números obtidos para o caso brasileiro não diferem da convenção acadêmica de se adotar aproximadamente $2/3$ para a participação do trabalho na determinação do produto interno bruto de uma determinada economia. Nesse contexto, optou-se por realizar uma análise de sensibilidade considerando uma participação do fator trabalho de 0,60, 0,65 e 0,70 e do fator capital de 0,40, 0,35 e 0,30, respectivamente.

3.6.2. Taxa real de juros internacionais.

Quanto à taxa real de juros internacionais, não existe um consenso no meio acadêmico a respeito de sua mensuração precisa. Como salientado por OBSTFELD e ROGOOF (1995), não é óbvio qual taxa deva ser usada para descontar fluxos futuros de produto. Em BLANKENA, KOSE e YI (1999) verifica-se a existência de uma grande variedade de taxas nominais de juros, índices de preços e expectativas de inflação que pode ser utilizada no processo de construção de uma *proxy* da taxa real de juros internacionais¹⁸. Já BARRO e SALA-i-MARTIN (1990), apesar de utilizarem os dados anteriores, propõem que essa taxa seja determinada através da igualdade entre investimento e poupança mundiais.

Nesse ambiente de intensa discussão sobre o cálculo da taxa real de juros internacionais, KYDLAND E PRESCOTT (1982) assumem 4% ao ano de taxa real de juros domésticos no estado estacionário para os EUA do pós-guerra. Esse valor é considerado no estudo de MENDOZA (1991) como *proxy* para a taxa real de juros internacionais, uma vez que os EUA são

¹⁸ Por exemplo, a taxa dos T-Bill de três meses dos Estados Unidos, a taxa de retorno do índice S&P 500, a taxa LIBOR, bem como a taxa ponderada dos T-Bills de três meses de diversos países.

considerados como um *benchmark* de países ricos formadores de preços no mercado internacional de juros.

Já SOBRINHO (2004) deixa clara a metodologia de cálculo dessa variável. Baseando-se nas taxas dos *Treasuries Bill* de três meses do governo estadunidense e nos deflatores do PIB durante o período de 1980 a 1992, obtém-se uma taxa real de juros internacionais de 4% ao ano. Dessa forma, ele assume que a economia estadunidense está no estado estacionário e que as demais economias convergirão para a mesma trajetória.

Por sua vez, BARRO e SALA-i-MARTIN (1990) realizam um estudo mais amplo, uma vez que consideram nove países da OCDE¹⁹ para o cálculo da taxa real de juros internacionais. Eles utilizam medidas de inflação esperada²⁰ e os *Treasuries Bill* de três meses de cada país. Nesse processo são encontrados valores médios para a taxa real de juros internacionais esperada de 2,0% para o período de 1959-1970, de 1,2% para 1971-1973, 0,0% para 1974-1979, de 2,5% para 1980, de 4,2% para 1981-1986, de 2,3% para 1987-1988 e de 3,5% para 1989²¹.

Entretanto, GAGNON e UNFERTH (1995) indicam que, na prática, a existência de bens não – comercializáveis, barreiras aos bens comercializáveis, e custos de transações e riscos no mercado financeiro cria um potencial para desvios significativos com relação à paridade da taxa real de juros entre países. De fato, a literatura empírica geralmente rejeita a interpretação estrita dessa paridade, mas constata a existência de uma relação significativa e positiva entre os movimentos das taxas reais de juros mundiais²².

¹⁹ Bélgica, Canadá, França, Alemanha, Japão, Holanda, Suécia, Reino Unido e EUA, que correspondem a 65,4% do PIB real mundial em 1960 e 63,4% em 1985.

²⁰ Um modelo ARMA(1,1) para estimação dos preços aos consumidores de cada país em questão.

²¹ Nesse contexto, eles elaboram uma metodologia de cálculo da taxa real de juros internacionais utilizando a igualdade entre o investimento e a poupança mundiais agregados, visando explicar a diferença significativa entre as décadas de 70 e 80.

²² GAGNON e UNFERTH (1995) destacam os estudos de MARK (1985), CUMBY e MISHKIN (1986), DUTTON (1993), e EDISON E PAULS (1993).

Nesse contexto, GAGNON e UNFERTH (1995) estimam uma regressão²³ que permite encontrar uma taxa real de juros internacionais média de 4,25% ao ano, bem como desvios significativos das taxas reais de juros médias dos países em questão. Isso permitiu a rejeição da hipótese estrita da paridade das taxas reais de juros e, conseqüentemente, a constatação da existência de um prêmio de risco constante com relação à taxa real de juros internacionais.

Na mesma linha de raciocínio destaca-se LEE (2002), que enfatiza que a crescente integração econômica permite visualizar um sistema articulado entre as taxas reais de juros de diferentes economias. Assim, através do processo de cointegração ele constata que as taxas reais de juros do Japão, dos EUA e da Alemanha apresentam uma tendência de longo prazo em comum, apesar de seus níveis diferentes, o que indica que desvios da trajetória de longo prazo são momentâneos.

Dessa forma, a existência de inúmeras formas de se calcular a taxa real de juros internacionais permite a opção por se trabalhar com formas de cálculo que absorvam as características da economia em questão, em especial de seu passivo externo. Nesse contexto, optou-se por trabalhar com taxas de juros *ex post*, pois esse tipo é considerado mais apropriado para países devedores ou que apresentem uma tendência histórica de absorção da poupança externa²⁴, como o Brasil. Além disso, foi gerada uma curva de taxa real de juros internacionais que considera a *duration* média do índice EMBI+Br²⁵.

²³ Utilizam-se dados anuais de painel que representam a Bélgica, o Canadá, a Dinamarca, a Alemanha, o Japão, a Holanda, a Suécia, o Reino Unido e os EUA.

²⁴ Existe uma relação de distribuição de renda entre credores e devedores, lembrando que estes possuem uma propensão a gastar tanto em consumo quanto em investimento bem maior que a dos credores.

²⁵ Índice calculado pelo banco *JP Morgan* e que considera o volume negociado de títulos da dívida externa soberana brasileira no mercado secundário internacional.

Por conseqüência, utilizaram-se os *yields* pagos pelos *Treasuries* de 10 anos deflacionados pelo deflator do PIB dos EUA no período de 1971 a 2003. Nesse processo, foi extraída uma taxa real de juros internacionais média de 3,50% ao ano²⁶.

3.6.3. Elasticidade intertemporal da oferta de trabalho.

A falta de consenso também está presente na metodologia de cálculo da elasticidade intertemporal da oferta de trabalho, variável que determina a resposta das horas de trabalho a mudanças na dinâmica dos salários. Nesse processo, são utilizados, geralmente, modelos de ciclos de vida²⁷ que procuram entender as variações da oferta de trabalho à medida que os agentes envelhecem, bem como as variações de curto prazo, provocadas por mudanças nas taxas de crescimento do salário.

LUCAS e RAPPING (1969), EICHENBAUM, HANSEN e SINGLETON (1988) e COOLEY (1995) replicaram as flutuações observadas nas horas trabalhadas em economias avançadas em resposta a mudanças antecipadas nos salários. No prosseguimento desse processo, MACURDY (1980); PENCAVEL (1998) e BLUNDELL e MACURDY (1999) constataram empiricamente que, para replicarem a dinâmica dos dados reais, as elasticidades de substituição intertemporal da oferta de trabalho não podem apresentar magnitude elevada.

A partir das características teóricas advindas de um modelo econômico de ciclos de vida, MACURDY (1980) formulou uma análise de dois estágios capaz de fornecer a informação necessária para prever a resposta das horas de trabalho a mudanças na taxa de crescimento do

²⁶ Vale a pena destacar que se for considerar o *yield* pago pelo índice EMBI+ Br, extrair-se-ia uma taxa real média de 11,25% ao ano para o período de 1994, início da série, a 2003.

²⁷ Em princípio, modelos de ciclos de vida oferecem uma explicação sobre os principais aspectos que norteiam as escolhas dos indivíduos sobre a quantidade de horas de trabalho. Além disso, eles consideram uma combinação intertemporal de efeitos de substituição e renda devido à complementaridade existente entre os aspectos norteantes.

salário e na sua trajetória²⁸. Por se tratar de um modelo de dois estágios é possível estimar, separadamente, as relações econômicas descrevendo o comportamento dinâmico do trabalhador (primeiro estágio) e a sua oferta de trabalho média ao longo da vida (segundo estágio). Dessa forma, utilizando a amostra (1967 a 1975) de *Michigan Panel Study of Income Dynamics* (PSID) com observações sobre 561 homens brancos, continuamente casados e entre 25 e 48 anos de idade, ele pôde estimar uma elasticidade intertemporal da oferta de trabalho que oscilava entre 0,10 a 0,33 com desvios-padrão entre 0,05 a 0,16.

Por sua vez, ALTONJI (1986) explora duas abordagens para a mensuração da elasticidade de substituição intertemporal. A primeira utiliza o consumo na equação de oferta de trabalho como um controle²⁹ para os efeitos da riqueza e expectativas não observadas sobre salários futuros e taxa real de juros³⁰. A segunda abordagem estima a equação de primeira diferença para horas trabalhadas na qual a oferta de trabalho do período anterior serve como um controle para as expectativas de riqueza e salários. De uma maneira geral os resultados obtidos indicam que a elasticidade de substituição intertemporal de homens casados durante os anos de 1968 a 1979 é positiva, pequena e se encontra no intervalo de 0,00 a 0,35.

Já CARD (1991), que utiliza uma abordagem micro-econométrica, conclui que a literatura sugere uma elasticidade de substituição intertemporal claramente menor que 0,50 e provavelmente maior que 0,20. Nesse contexto, ele destaca que essa pequena magnitude indica que mudanças nas horas de trabalho devido aos efeitos de substituição são pequenas. O mesmo é

²⁸ Horas trabalhadas é uma função tanto do salário corrente quanto dos futuros, como também de variáveis tais como riqueza e expectativas futuras.

²⁹ Lê-se proxy para o valor esperado da utilidade marginal da renda ou riqueza, ou seja, o ganho esperado advindo de uma unidade extra de riqueza.

³⁰ Abordagem sugerida por HECKMAN (1974) e METCALF (1974), permite a identificação da resposta intertemporal da oferta de trabalho no caso em que as preferências são aditivas e separáveis entre consumo e lazer ALTONJI (1986).

levantado por PENCAVEL (1986) que relata que o efeito substituição é de segunda ordem e que a dificuldade de se medir o efeito riqueza acaba viesando as análises.

PENCAVEL (2002) utiliza a abordagem dos ciclos de vida para desenvolver um modelo que considere uma função de utilidade aditiva. Nesse contexto, ele utiliza os dados da *March Annual Demographic Surveys of the Current Population Survey* (CPS) referente ao período de 1968 a 1999 e obtém um intervalo de oscilação para a elasticidade intertemporal de 0,04 a 0,28. Ele destaca que a tendência central do intervalo estimado é em torno de 0,15, valor similar ao reportado por MACURDY (1980 e 1981).

Todavia, RUPERT, ROGERSON e WRIGHT (2000) argumentam que estimativas da elasticidade intertemporal da oferta de trabalho obtidas por modelos de ciclos de vida estão sujeitas a um viés baixista, já que as horas gastas na produção doméstica³¹ são, geralmente, ignoradas. Mesmo assim, eles concluíram que a elasticidade permanece baixa mesmo com a inclusão da produção doméstica.

Em suma, são inúmeros os detalhes que devem ser considerados no cálculo desse parâmetro: (i) período de coleta, (ii) tipo de amostra, (iii) tipo de dados, (iv) conceito de horas trabalhadas, (v) correção dos dados sobre a oferta de trabalho etc.

Dessa forma, optou-se aleatoriamente por uma análise de sensibilidade que considera os valores 0,05, 0,20, 0,30, 0,50, 0,66 e 1,04 para a elasticidade intertemporal da oferta de trabalho, cujas amostras são de homens casados³²(ver Tabela I). E, após algumas simulações e análises da literatura disponível, restringiu-se os valores para 0,30, 0,50 e 0,66, devido a maior aderência aos

³¹ A produção doméstica ocorre quando os agentes gastam uma parcela de seu tempo produzindo bens intermediários que possam ser adquiridos no mercado de bens e serviços, tais como comida feita, serviço de limpeza e de cuidados de criança.

³² Em geral a elasticidade estimada para grupos de pessoas que não estão relacionados a força de trabalho (mulheres casadas e velhos) tende a ser maior do que a de grupos de pessoas que estejam mais relacionados a força de trabalho (homens jovens e casados).

dados característico da economia brasileira e a maior frequência de ocorrência na literatura revisada.

Tabela I: Elasticidade intertemporal da oferta de trabalho – sexo masculino.

Estudo	Valores
MACURDY (1980)	0,10 - 0,33
MACURDY (1983)	0,13
ALTOJI (1986)	0,00 - 0,35
CARD (1991)	0,20 - 0,50
AUTEN e CARROLL (1997)	0,66
ELISSA e HOYNES (1998)	0,033 - 0,192
FELDSTEIN (1995)	1,040
PENCAVEL (2002)	0,04 - 0,28
Valores escolhidos	0,30-0,50-0,66

Obs.: Os dados de MACURDY (1983), AUTEN e CARROLL (1997) e ELISSA e HOYNES (1998) foram copiados de CHETTY (2004).

3.6.4. Coeficiente de aversão ao risco relativo.

De maneira complementar, CHETTY (2004) utiliza modelos estáticos e dinâmicos de ciclo de vidas para relacionar as elasticidades preço e renda da oferta de trabalho ao coeficiente de aversão ao risco relativo, γ . De fato, ele conclui que existe uma relação direta (\propto) entre as variáveis anteriores expressa por $\gamma \propto u_{cc}/u_c$.

Nessa relação tem-se que a resposta da oferta de trabalho de um indivíduo a um aumento do salário (elasticidade preço) é diretamente relacionada a utilidade marginal do consumo, u_c , ou seja, quanto maior u_c , maior será o benefício de uma unidade monetária adicional na renda e mais o agente trabalhará a medida que o salário aumentar. Por sua vez, a resposta da oferta de trabalho de um indivíduo a um aumento da renda (elasticidade renda) está relacionada à taxa de variação da utilidade marginal do consumo devido a mudanças na renda, u_{cc} , ou seja, se u_{cc} é alta, a utilidade marginal do consumo cai abruptamente a medida que a renda aumenta, de tal

forma que o indivíduo diminuirá significativamente a sua oferta de trabalho e, conseqüentemente, o seu consumo futuro.

Todavia, dados sobre a oferta de trabalho não podem ser usados isoladamente para identificar propriedades cardinais da função de utilidade. Considera-se importante a utilização de outras informações, como o grau de complementaridade entre consumo e lazer, $u_{c,l}$ ³³. Assim, considerando uma elasticidade intertemporal da oferta de trabalho positiva³⁴ e uma função de utilidade não aditiva, ou seja, que apresenta um certo grau de complementaridade entre consumo e lazer, CHETTY (2004) utiliza um limite superior para o coeficiente de aversão ao risco de 1,33³⁵, sendo factível um limite de 2,0 em casos extremos de grau de complementaridade.

Esses limites surgem considerando o fato de que coeficientes de aversão ao risco maiores que eles podem provocar efeitos renda, devido a aumentos do salário, maiores do que os efeitos de substituição, criando uma curva de oferta de trabalho negativamente inclinada.

Vale a pena destacar que ISLLER e PIQUEIRA (2001), em estudo sobre a economia brasileira, obtiveram um intervalo entre 0,59 e 6,82, sendo que a mediana de 4,89. Todavia, eles relatam que as estimações para esse parâmetro se mostraram pouco robustas e que é difícil escolher um valor para representar a aversão ao risco na economia brasileira, uma vez que há tanto evidência de neutralidade quanto de alta aversão ao risco.

Nesse contexto, opta-se por utilizar uma análise de sensibilidade considerando os valores 0,59, 1,00, 2,00 e 4,89 para o coeficiente de aversão ao risco relativo, ou seja, não aversão ao risco, neutralidade ao risco e aversão ao risco. Quanto ao último valor verifica-se que sua

³³ Apesar disso, CHETTY (2004) indica que as estimativas de aversão ao risco não são muito sensíveis ao intervalo de valores de $u_{c,l}$ estimado em estudos sobre complementaridade, implicando que a oferta de trabalho contém informação considerável sobre a curvatura das funções de utilidade.

³⁴ Uma pesquisa feita por FUCHS, KRUEGER e POTERBA (1998) entre economistas em 40 instituições de pesquisa indica que a grande maioria acredita em uma elasticidade intertemporal da oferta de trabalho fracamente positiva.

³⁵ Um aumento de 10% no consumo reduz a sua utilidade marginal em 13,3%.

magnitude ultrapassa o limite superior estabelecido por CHETTY (2004), podendo ocasionar efeitos renda maior que os efeitos de substituição. Mesmo assim, optou-se por estimar o modelo com esse valor para analisar, se for o caso, a dinâmica da convergência ao equilíbrio.

3.6.5. Elasticidade consumo da taxa de preferência temporal.

Também denominado de elasticidade do fator de desconto com relação a $c - h^w/w$, ele determina a estacionaridade do modelo e a velocidade de convergência ao estado estacionário. Seguindo SCHMITT-GHORÉ e URIBE (2003), o valor designado a ζ é estabelecido considerando a dinâmica da relação entre a balança de bens e serviços e o PIB referentes à economia brasileira. Dessa forma, utiliza-se a combinação das equações (28) e (32) para a obtenção dos valores de ζ ³⁶ (Tabela II):

$$\frac{tb}{y(k,h)} = 1 - \frac{i}{y(k,h)} - \frac{\left[(1+r^*)^{1/\zeta} + h^w/w - 1 \right]}{y(k,h)}$$

Tabela II: Elasticidade consumo da taxa de preferência temporal.

W	ζ (juros a 3,5% ao ano)	ζ (juros a 11,25% ao ano)
21,00	0,0154	0,0477
6,00	0,0154	0,0477
4,33	0,0154	0,0477
3,00	0,0154	0,0477
2,52	0,0154	0,0477
1,96	0,0154	0,0477

³⁶ Quanto maior for balança de bens de serviços em percentual do PIB maior o valor requerido de ζ .

4. Resultados.

Utilizam-se observações anuais do período de 1971 a 2003 sobre a economia brasileira. Essas, por sua vez, são deflacionadas pelo deflator do PIB brasileiro, criando-se séries a preços constantes de 2000. Especificamente sobre os juros internacionais, utilizou-se o deflator do PIB dos EUA para a obtenção de taxas reais.

Posteriormente, as séries foram divididas pela população residente de 10 a 69 anos, *logaritmizadas* e submetidas a uma função temporal de tendência quadrática. Dessa forma, obtém-se os ciclos dos quais são retiradas as informações (volatilidade, correlação serial³⁷ e correlação cruzada com o PIB³⁸) necessárias para a caracterização da economia brasileira (ver Tabela III).

Tabela III: Informações características da economia brasileira: 1971 – 2003 e sub-períodos.

Variáveis	1971 – 2003			1971 – 1983			1984 – 1994			1995 – 2003		
	σ_x	$\rho_{x_t, x_{t-1}}$	ρ_{x_t, PIB_t}	σ_x	$\rho_{x_t, x_{t-1}}$	ρ_{x_t, PIB_t}	σ_x	$\rho_{x_t, x_{t-1}}$	ρ_{x_t, PIB_t}	σ_x	$\rho_{x_t, x_{t-1}}$	ρ_{x_t, PIB_t}
<i>y</i>	9,06	0,89	1,00	12,69	0,94	1,00	5,14	0,76	1,00	4,03	0,89	1,00
<i>c</i>	7,40	0,77	0,91	10,43	0,94	0,98	3,90	0,20	0,71	5,69	0,69	0,83
<i>i</i>	11,77	0,76	0,91	14,42	0,91	0,98	8,68	0,53	0,73	9,76	0,55	0,90
<i>k</i>	15,97	0,98	0,89	20,48	1,00	0,92	3,80	0,97	0,73	7,19	0,96	0,98
<i>h</i>	6,70	0,88	0,81	7,32	0,81	0,88	2,53	0,69	0,74	2,28	0,11	0,51
<i>tb / y</i>	54,82	0,58	0,27	62,70	0,20	0,11	25,79	0,71	0,51	28,24	0,83	-0,81
Exportações	25,17	0,77	0,47	22,91	0,66	0,76	22,47	0,70	0,35	24,12	0,84	-0,90
Importações	34,49	0,91	0,85	46,15	0,93	0,90	24,15	0,81	0,83	9,81	0,68	-0,59

Entretanto, o período de 1971 a 2003 foi marcado por dois choques de petróleo, distintas políticas fiscais, mudanças de regime cambial, políticas de estabilização de preços e crises internacionais. Nesse contexto, optou-se por uma subdivisão desse período: (i) 1971 a 1983; (ii) 1984 a 1994; e (iii) 1995 a 2003.

³⁷ Indica mudanças nas tendências de cada variável.

³⁸ Indica a extensão a qual cada variável é pró-cíclica ou contra-cíclica.

O período de 1971 a 1983 engloba o início do processo de deterioração do balanço de pagamentos brasileiro. Até 1979 o período foi caracterizado por um elevado crescimento econômico, muito baseado por incentivos e proteções fiscais e aumento do investimento público via aumento da dívida externa soberana³⁹. Assim, via-se um processo de valorização da taxa de câmbio nominal, através de captações externas, e de conseqüente corrosão da competitividade das exportações brasileiras que, combinado com a desaceleração do crescimento do comércio mundial, resultou na deterioração do balanço de pagamentos brasileiro.

Nesse contexto, as elevações dos juros internacionais devido ao segundo choque de petróleo adquirem maior importância, pois tornaram crescentes as dificuldades de refinanciamento da dívida externa brasileira. Ademais, a gravidade do problema fiscal foi sendo paulatinamente percebida pelo governo, bem como o início de um caráter explosivo da ameaça inflacionária, devido ao desequilíbrio sem limites entre meios e gastos governamentais. Em suma, a política macroeconômica passou a ser ditada pela disponibilidade de financiamento externo⁴⁰, que se escasseia principalmente após o anúncio de moratória mexicana em agosto de 1982.

Por sua vez, o período de 1984 a 1994 é caracterizado por políticas econômicas de combate à inflação, que já atingiam dois dígitos ao mês. De fato, a aceleração inflacionária teve seu estopim atrelado a maxidesvalorização da moeda nacional em 1983 e se sustentou com a adoção de um regime de mini-desvalorizações cambiais e com a elevação dos preços agrícolas devido quebras de safras e recuperação da demanda mundial. Ademais, já se verificava uma

³⁹ Objetivava-se uma taxa de investimento superior a 25% do PIB para tornar factível um processo de reorientação da oferta de bens e serviços, que seria responsável pela superação das dificuldades de balanço de pagamentos enfrentadas pelo país. Iniciava-se um processo de substituição de importações e de possível abertura de novas frentes de exportações. Ademais, com as crises do petróleo viabilizou-se um programa de elevação da capacidade geradora de energia hidroelétrica.

⁴⁰ Quando cessou o fluxo de empréstimos voluntários, o principal desafio dos negociadores deixou de ser apresentar perspectivas favoráveis para o futuro da economia e emitir sinais de austeridade para os credores privados, e passou a ser a submissão das política macroeconômica e comercial ao crivo do FMI.

mudança da estrutura de preço no Brasil, uma vez que se identificava um caráter inercial do processo inflacionário e uma relativa invariância ao nível de atividade.

Desse modo, surgiram sucessivos planos de estabilização com o objetivo de combater o principal fator de instabilidade econômica, que era a indexação generalizada da economia brasileira: Plano Cruzado, Plano Bresser, Plano Verão e Planos Collor I e II. Portanto, criava-se uma ambiente de incertezas que, juntamente com uma estrutura de elevada proteção tarifária e de desequilíbrio fiscal, deteriorava os processos de investimentos produtivos e enfatizava uma tendência à estagnação.

Por fim, o período de 1995 a 2003 é considerado o de maior estabilidade macroeconômica, pois representa a dinâmica criada pela estabilização obtida a partir do Plano Real. Os ganhos na redução das taxas de inflação pelo Plano são indiscutíveis, no entanto, o sucesso está na eliminação da indexação generalizada de preços, salários, câmbio e juros. A abertura econômica e a política cambial tiveram um papel inicial importante nesse processo de desindexação e no processo de inovação da estrutura tecnológica produtiva.

Entretanto, essa âncora cambial gerou pressões sobre a balança comercial, que passou a exibir déficits elevados e a evidenciar problemas nas contas externas do país, que se intensificaram com as inúmeras crises de outros países emergentes. Nesse contexto, ocorre uma maxidesvalorização da moeda nacional no início de 1999, que, ao contrário que se imaginava, não provocou a volta da inflação. Isso ocorre graças a uma política fiscal adequada (âncora fiscal) e de uma política monetária direcionada (meta inflacionária).

Identificados e contextualizados os dados característicos da economia brasileira, analisam-se as informações geradas pelo modelo proposto por MENDOZA (1991), cujo código do *Matlab* foi desenvolvido por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003). Por conseguinte, as informações sobre as economias real e simulada são analisadas e comparadas com o objetivo de

verificar se o modelo, gerador da economia artificial, serve como um laboratório de pesquisa econômica sobre o caso brasileiro.

Todavia, a falta de consenso quanto aos parâmetros a serem utilizados obriga a realização de inúmeras simulações. Na verdade, foram 144 simulações provocadas pela utilização de 4 valores distintos para o coeficiente de aversão ao risco relativo (0,59; 1,00; 2,00 e 4,89), de 3 valores para a participação do capital no PIB (30, 35 e 40), de 3 valores distintos para a elasticidade intertemporal da oferta de trabalho (0,30; 0,50; 0,66) e de 2 valores para a taxa real de juros internacionais (3,5% ao ano e 11,25% ao ano)⁴¹.

Nesse contexto, esse capítulo foi dividido em quatro seções para facilitar a interpretação dos resultados obtidos. Na primeira seção é realizada uma comparação entre os fatos que caracterizam os ciclos reais de negócios de países desenvolvidos e emergentes, identificados por COOLEY e PRESCOTT (1995) e AGUIAR e GOPINATH (2004), e os ciclos brasileiros. Na segunda verifica-se uma análise de sensibilidade, levando em consideração as variáveis citadas anteriormente (coeficiente de aversão ao risco relativo, participação do capital no PIB, elasticidade intertemporal da oferta de trabalho e taxa real de juros internacionais). Por sua vez, na terceira seção são comparados os dados reais com os dados gerados pela economia artificial ou simulada. E, por fim, é feita uma análise da função de impulso – repostada gerada pelos choques tecnológico e de juros internacionais.

⁴¹ Destaca-se que um dos principais fatores do modelo de MENDOZA (1991), o choque da taxa real de juros internacionais, não foi codificado por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003). Nesse contexto, optou-se, primeiramente, por uma análise estática quanto à taxa real de juros internacionais, sendo consideradas as taxas de 3,5% e de 11,25% ao ano.

4.1. Os fatos estilizados dos ciclos reais de negócios e as estatísticas do Brasil.

COOLEY e PRESCOTT (1995) apresentam alguns fatos característicos dos ciclos reais de negócios estadunidenses, que são considerados fatos estilizados para países desenvolvidos. Enquanto que para países emergentes, adotam-se os fatos estilizados reportados pelo estudo de AGUIAR e GOPINATH (2004).

Dessa forma, inicia-se com o fato de que economias emergentes tendem a apresentar um produto interno bruto (y) bem mais volátil que o de países desenvolvidos. Essa diferença na amplitude das flutuações do PIB ocorre devido às freqüentes mudanças de políticas econômicas em países emergentes. Entretanto, a correlação serial, indicando a existência de efeitos diretos e defasados sobre a dinâmica corrente, se mostra fortemente positiva tanto no caso de países desenvolvidos quanto no caso brasileiro, característica contemplada por AGUIAR e GOPINATH (2004).

Referente ao consumo, tem-se que o consumo das famílias (c), excluindo o consumo de bens duráveis e a variação de estoques, apresenta flutuações menores que o produto interno bruto em economias desenvolvidas. Já em economias emergentes é comum um comportamento mais volátil do consumo do que do PIB⁴². No caso brasileiro, verifica-se que o consumo apresenta volatilidade menor que a do PIB⁴³, com exceção do sub-período de 1995 a 2003 que é considerado o de maior estabilidade de preços (ver Tabela III). Uma possível explicação para esse comportamento estaria atrelada à mudança de regime cambial em 1999 e da conseqüente mudança do custo de captação do Brasil no mercado internacional.

⁴² AGUIAR e GOPINATH (2004) concluem que a volatilidade do consumo tende a ser 40% maior que a do produto interno bruto.

⁴³ Existe uma ampla discussão se o consumo é excessivamente suave em países desenvolvidos ou se é excessivamente volátil em países emergentes. Para isso, deve-se considerar o comportamento do consumo em termos de produto interno.

Quanto ao investimento (*i*) e ao estoque de capital, verifica-se que os comportamentos entre as duas categorias de países, desenvolvidos e emergentes, se assemelham. Essa característica pode surpreender dado o padrão de consumo e o mercado financeiro pouco desenvolvido nos países emergentes. Por conseguinte, constata-se que a volatilidade do investimento tende a ser muito maior que a do produto interno bruto, enquanto que a do estoque de capital muito menor.

Especificamente sobre o caso brasileiro, verifica-se que o investimento apresenta uma volatilidade muito maior que a do PIB em todos os períodos analisados. Todavia, o estoque de capital brasileiro não obedece as dinâmicas esperadas (fatos estilizados), com exceção do sub-período 1984 a 1994. Ademais, o estoque de capital se mostra menos volátil que o investimento nesse sub-período e no de 1995 a 2003.

Por sua vez, espera-se que as magnitudes das flutuações do produto interno bruto (*y*) e das horas trabalhadas (*h*) sejam quase iguais. Entretanto, no Brasil isso não é confirmado, uma vez que a volatilidade do PIB chega a ser duas vezes maior que a das horas trabalhadas. Na verdade, verifica-se uma mudança estrutural quanto ao mercado de trabalho no sub-período de 1995 a 2003, pois as correlações serial e com o PIB sofreram uma drástica redução relativamente aos outros sub-períodos (ver Tabela III).

Quanto ao setor externo, o destaque fica por conta da correlação das exportações líquidas com o produto interno bruto. Nas duas categorias de países elas tendem a ser contra-cíclicas, porém apresentam magnitudes diferentes [AGUIAR e GOPINATH (2004)]. Esse comportamento para as exportações líquidas não é verificado para o caso brasileiro, com exceção do último sub-período.

Portanto, além de não atender alguns dos fatos estilizados, visualiza-se uma falta de estacionaridade na dinâmica da economia brasileira, uma vez que não existe um padrão de

comportamento dos agregados macroeconômicos quando comparados os sub-períodos. Isso ocorre devido às inúmeras quebras estruturais provocadas por choques de petróleo, distintas políticas fiscais, mudanças de regime, políticas de estabilização de preços e crises internacionais. Nesse contexto, optou-se por centralizar a análise no sub-período de 1995 a 2003 por conta da maior estabilidade de preços averiguada entre os outros sub-períodos e da melhor aderência aos fatos estilizados dos ciclos reais de negócios para países emergentes, especialmente no que se refere ao setor externo.

4.2. Análise de sensibilidade.

A falta de consenso quanto aos valores a serem atribuídos aos parâmetros, no processo de calibração, torna válida uma análise de sensibilidade. Dessa forma, realiza-se uma breve análise das possíveis variações dos desvios-padrão, das correlações seriais e das correlações com o PIB devido às mudanças em alguns parâmetros. Nesse processo considera-se apenas o choque de produtividade, tendo em vista a limitação do código desenvolvido por SCHMITT-GHORÉ e URIBE (2003).

Inicia-se atribuindo quatro diferentes valores ao coeficiente de aversão ao risco relativo [0,59; 1,00; 2,00 e 4,89] e mantêm-se todos os outros parâmetros constantes (taxa de juros a 3,5% ao ano, participação do capital a 35% e elasticidade intertemporal da oferta de trabalho a 0,50). Nesse processo, verifica-se que a variação do coeficiente afeta, de maneira consistente, porém marginal e desordenada, as flutuações e as correlações do consumo e da balança comercial e conta corrente em percentual do PIB. Isso ocorre através da utilidade marginal do consumo e da equação de equilíbrio do balanço de pagamentos (ver equação (10) e Figura D.1).

Da mesma forma, atribuem-se três diferentes valores à participação do capital no PIB [0,30; 0,35 e 0,40] e mantêm-se todos os outros parâmetros constantes (taxa de juros a 3,5% ao ano, coeficiente de aversão ao risco relativo de 2,00 e elasticidade intertemporal da oferta de trabalho de 0,50). Conclui-se que os momentos e a correlação com o PIB de todas as variáveis sofrem alterações, algumas vezes marginais outras vezes de magnitude elevada. O único padrão de variação consistente verificado foi no desvio padrão da relação balanço comercial /PIB (ver Figura D.2), onde o aumento da participação do capital na composição do PIB resulta em diminuição da flutuação da relação anterior.

Quanto à elasticidade intertemporal da oferta de trabalho, verifica-se que o seu aumento e a conseqüente diminuição do fator w provocam aumentos nas volatilidades de todos os agregados macroeconômicos, com exceção da relação conta corrente/PIB (ver Figura D.3). Todavia, são modificações marginais que permitem a utilização de apenas três valores para esse parâmetro [0,30; 0,50 e 0,66]

Por último, a mudança da taxa real de juros internacionais de 3,5% para 11,25% ao ano, provoca um aumento significativo na magnitude dos desvios padrão do agregado investimento e da relação balanço comercial/PIB (ver Figura D.4). Isso ocorre devido à própria equação de setor externo e à equação de equilíbrio entre o que é produzido e consumido domesticamente e o que é importado ou exportado para o mercado internacional.

Nessa última simulação, verificou-se a existência de raízes instáveis quando da utilização conjunta do coeficiente de aversão ao risco relativo de 0,59 e da taxa real de juros internacionais de 11,25% ao ano. Uma das justificativas é que a combinação de baixa aversão ao risco dos agentes econômicos e de elevadas taxas reais de juros poderia intensificar os efeitos de possíveis processos de *sudden stop* e aumentar a probabilidade de *defaults* por parte de países dependentes de poupança externa.

4.3. Comparativo entre os dados reais e os dados simulados.

Nessa seção realiza-se um comparativo dos momentos e da correlação cruzada com o PIB advindos da economia brasileira com aqueles advindos da economia artificial, gerada a partir do código desenvolvido por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003), que considera apenas o choque de produtividade.

Com o intuito de simplificar a descrição dos resultados obtidos, optou-se pela simulação cuja participação do capital no PIB é de 35% (ver Tabela IV), pois esta foi a que apresentou maior aderência aos dados reais da economia, relativamente às simulações com participações do capital no PIB de 30% e 40%.

Tabela IV: Valores utilizados para calibração.

Parâmetros	Valores
α	0,35
ϕ	0,028
δ	10,10
r^*	3,5
w	4,33; 3,00; 2,52
γ	0,59; 1,00; 2,00 e 4,89
σ_ε	2,66
$\rho_{\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}}$	0,35

Dessa forma, averigua-se que as flutuações do produto e da relação balança comercial/PIB estão bem aderentes aos dados característicos da economia brasileira no período 1995 a 2003. Enquanto isso, as do investimento e das horas trabalhadas se mostraram marginalmente subestimadas e as flutuações do consumo foram significativamente subestimadas pelo modelo (ver Tabela V).

Por sua vez, a correlação serial simulada se mostrou significativamente inferior à real para o produto e o investimento, ao mesmo tempo em que se mostrou bem ajustada para o consumo e a relação balanço comercial/PIB, tanto no período de 1971 a 2003 quanto no sub-período de 1995 a 2003. De fato, o destaque fica por conta do investimento que apresenta uma correlação serial simulada nula, enquanto que a real fica entre 0,53 e 0,91.

Tabela V: Resultados reais e simulados que consideram apenas o choque de produtividade e uma taxa real de juros internacionais de 3,5% ao ano.

	w = 4,33			w = 3,00			w = 2,52		
	σ_t	$\rho_{t;t-1}$	$\rho_{t;PIB}$	σ_t	$\rho_{t;t-1}$	$\rho_{t;PIB}$	σ_t	$\rho_{t;t-1}$	$\rho_{t;PIB}$
Produto									
$\gamma = 0,59$	3,48	0,44	1,00	3,79	0,45	1,00	4,02	0,45	1,00
$\gamma = 1,00$	3,49	0,44	1,00	3,81	0,45	1,00	4,03	0,46	1,00
$\gamma = 2,00$	3,49	0,44	1,00	3,81	0,45	1,00	4,03	0,46	1,00
$\gamma = 4,89$	3,49	0,44	1,00	3,81	0,45	1,00	4,03	0,46	1,00
1971-2003	9,06	0,89	1,00	9,06	0,89	1,00	9,06	0,89	1,00
1995-2003	4,03	0,89	1,00	4,03	0,89	1,00	4,03	0,89	1,00
Consumo									
$\gamma = 0,59$	0,25	0,82	0,71	0,29	0,75	0,80	0,33	0,71	0,84
$\gamma = 1,00$	0,23	0,90	0,50	0,26	0,83	0,63	0,28	0,79	0,70
$\gamma = 2,00$	0,20	0,86	0,62	0,23	0,78	0,73	0,26	0,74	0,79
$\gamma = 4,89$	0,21	0,88	0,56	0,24	0,80	0,68	0,27	0,76	0,74
1971-2003	7,40	0,77	0,91	7,40	0,77	0,91	7,40	0,77	0,91
1995-2003	5,69	0,69	0,83	5,69	0,69	0,83	5,69	0,69	0,83
Investimento									
$\gamma = 0,59$	6,76	0,00	0,77	7,45	0,01	0,77	7,96	0,02	0,77
$\gamma = 1,00$	6,85	0,01	0,77	7,55	0,02	0,77	8,06	0,02	0,77
$\gamma = 2,00$	6,85	0,01	0,77	7,55	0,02	0,77	8,06	0,02	0,77
$\gamma = 4,89$	6,85	0,01	0,77	7,55	0,02	0,77	8,06	0,02	0,77
1971-2003	11,77	0,76	0,91	11,77	0,76	0,91	11,77	0,76	0,91
1995-2003	9,76	0,55	0,90	9,76	0,55	0,90	9,76	0,55	0,90
Horas trabalhadas									
$\gamma = 0,59$	0,80	0,44	1,00	1,29	0,45	1,00	1,60	0,45	1,00
$\gamma = 1,00$	0,81	0,44	1,00	1,27	0,45	1,00	1,60	0,46	1,00
$\gamma = 2,00$	0,81	0,44	1,00	1,27	0,45	1,00	1,60	0,46	1,00
$\gamma = 4,89$	0,81	0,44	1,00	1,27	0,45	1,00	1,60	0,46	1,00
1971-2003	6,70	0,88	0,81	6,70	0,88	0,81	6,70	0,88	0,81
1995-2003	2,28	0,11	0,51	2,28	0,11	0,51	2,28	0,11	0,51
Balanço comercial (% do PIB)									
$\gamma = 0,59$	17,36	0,48	1,00	18,64	0,49	1,00	19,51	0,50	1,00
$\gamma = 1,00$	22,52	0,48	1,00	24,17	0,49	1,00	25,29	0,50	1,00
$\gamma = 2,00$	22,45	0,48	1,00	24,10	0,49	1,00	25,22	0,50	1,00
$\gamma = 4,89$	22,49	0,48	1,00	24,14	0,49	1,00	25,26	0,50	1,00
1971-2003	54,82	0,58	0,27	54,82	0,58	0,27	54,82	0,58	0,27
1995-2003	28,24	0,83	-0,81	28,24	0,83	-0,81	28,24	0,83	-0,81

Quanto á correlação cruzada dos agregados com o PIB, verifica-se um problema de estimação no caso de horas trabalhadas e balança comercial. Em todos os casos simulados as correlações desses dois agregados com o PIB se mostraram perfeitas, sendo que a expectativa, especificamente sobre a relação balança comercial/PIB, era de uma correlação negativa. Isso evidenciaria a característica contra-cíclica da balança comercial de um país emergente (ver Tabela V).

Em suma, nessa primeira simulação (ver Tabela IV) o caso mais próximo da economia brasileira seria o de maior aversão ao risco com a maior elasticidade intertemporal da oferta de trabalho. Todavia, optou-se por melhorar as hipóteses sobre os juros internacionais, pois alguns dos fatos estilizados não foram verificados nessa primeira simulação, tais como a maior volatilidade do consumo relativamente ao PIB, a volatilidade quase igual a do PIB pelas horas trabalhadas e a característica contra-cíclica da relação balança comercial/PIB.

Portanto, antes do choque dos juros internacionais, variou-se pontualmente a taxa real de juros internacionais de 3,50% para 11,25% ao ano. Nesse processo, os destaques ficaram por conta do investimento e da relação balança comercial/PIB, que tiveram as suas flutuações amplificadas pelo movimento dos juros internacionais e, conseqüentemente, distanciadas dos dados representativos da economia real (ver Tabelas V e VI).

Ademais, os problemas verificados na simulação anterior (choque de produtividade com juros internacionais a 3,5% ao ano) não foram resolvidos por essa variação determinística da taxa real de juros internacionais. A volatilidade do consumo continuou sendo significativamente subestimada pelo modelo, bem como a correlação serial do investimento. Além do mais, os problemas quanto a correlação das horas trabalhadas e da relação balança comercial/PIB permanecem (ver Tabela VI).

Tabela VI: Resultados reais e simulados que consideram apenas o choque de produtividade e uma taxa de juros internacionais de 11,25% ao ano.

	w = 4,33			w = 3,00			w = 2,52		
	σ_t	$\rho_{t,t-1}$	$\rho_{t,PIB}$	σ_t	$\rho_{t,t-1}$	$\rho_{t,PIB}$	σ_t	$\rho_{t,t-1}$	$\rho_{t,PIB}$
	Produto								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	3,58	0,48	1,00	3,93	0,50	1,00	4,18	0,51	1,00
$\gamma = 2,00$	3,58	0,48	1,00	3,93	0,50	1,00	4,18	0,51	1,00
$\gamma = 4,89$	3,58	0,48	1,00	3,93	0,50	1,00	4,18	0,51	1,00
1971-2003	9,06	0,89	1,00	9,06	0,89	1,00	9,06	0,89	1,00
1995-2003	4,03	0,89	1,00	4,03	0,89	1,00	4,03	0,89	1,00
	Consumo								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	0,26	0,91	0,55	0,27	0,87	0,63	0,27	0,85	0,69
$\gamma = 2,00$	0,23	0,87	0,67	0,24	0,83	0,74	0,25	0,80	0,78
$\gamma = 4,89$	0,25	0,90	0,59	0,26	0,86	0,67	0,26	0,83	0,72
1971-2003	7,40	0,77	0,91	7,40	0,77	0,91	7,40	0,77	0,91
1995-2003	5,69	0,69	0,83	5,69	0,69	0,83	5,69	0,69	0,83
	Investimento								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	12,05	-0,13	0,64	13,75	-0,12	0,63	15,08	-0,12	0,62
$\gamma = 2,00$	12,05	-0,13	0,64	13,75	-0,12	0,63	15,08	-0,12	0,62
$\gamma = 4,89$	12,05	-0,13	0,64	13,75	-0,12	0,63	15,08	-0,12	0,62
1971-2003	11,77	0,76	0,91	11,77	0,76	0,91	11,77	0,76	0,91
1995-2003	9,76	0,55	0,90	9,76	0,55	0,90	9,76	0,55	0,90
	Horas trabalhadas								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	0,83	0,48	1,00	1,31	0,50	1,00	1,66	0,51	1,00
$\gamma = 2,00$	0,83	0,48	1,00	1,31	0,50	1,00	1,66	0,51	1,00
$\gamma = 4,89$	0,83	0,48	1,00	1,31	0,50	1,00	1,66	0,51	1,00
1971-2003	6,70	0,88	0,81	6,70	0,88	0,81	6,70	0,88	0,81
1995-2003	2,28	0,11	0,51	2,28	0,11	0,51	2,28	0,11	0,51
	Balança comercial (% do PIB)								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	31,37	0,52	1,00	35,89	0,53	1,00	39,29	0,55	1,00
$\gamma = 2,00$	31,23	0,51	1,00	35,75	0,53	1,00	39,15	0,54	1,00
$\gamma = 4,89$	31,33	0,51	1,00	35,85	0,53	1,00	39,25	0,55	1,00
1971-2003	54,82	0,58	0,27	54,82	0,58	0,27	54,82	0,58	0,27
1995-2003	28,24	0,83	-0,81	28,24	0,83	-0,81	28,24	0,83	-0,81

Nesse contexto, averigua-se que os gargalos quanto aos fatos estilizados dos ciclos reais de negócios se situam na dinâmica do consumo e da relação balança comercial/PIB e estão presentes nas duas simulações até agora realizadas. O primeiro apresenta uma volatilidade muito menor do que a do PIB sendo que a expectativa é que seja maior. Ao mesmo tempo, a relação apresenta uma característica pró-cíclica, enquanto que o esperado é que seja contra-cíclica.

Portanto, apesar da limitação do código desenvolvido por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003), realizou-se uma pequena alteração para a consideração do choque de juros. Todavia, devido à falta de consenso sobre a inter-relação dos choques de produtividade e de juros, optou-se por realizar apenas um choque, porém em equações diferentes (função de produção e contas externas). Vale a pena destacar que essa metodologia também foi utilizada por MENDOZA (1991).

Como consequência, visualiza-se uma ampliação exagerada das volatilidades do consumo, que chega a oito vezes a do PIB, e da balança comercial em % do PIB, que chega a oito vezes a volatilidade registrada no sub-período 1995 a 2003 pela economia brasileira. Enquanto isso, os efeitos nas volatilidades dos demais agregados foram marginais, lembrando que se trabalha com os parâmetros constantes na Tabela IV.

Quanto às correlações seriais os destaques ficam por conta da ampliação e consequente distanciamento dos dados reais das correlações do consumo e da relação balança comercial/PIB. Na verdade, a aderência existente entre essas variáveis e os dados reais desaparece. Ademais, o problema de subestimação da correlação serial do agregado investimento não é resolvido.

Todavia, a modificação do código e a inclusão do choque de juros permitiram com que a relação balança comercial/PIB se mostrasse contra-cíclica, um fato estilizado característico da teoria de ciclos reais de negócios que consideram economias abertas e dependentes de poupança externa (ver Tabela VII).

Por conseguinte, considera-se a taxa real de juros internacionais de 11,25%, o que permite algumas modificações importantes nos dados simulados. As flutuações do consumo e da relação balança comercial/PIB ainda se mostram exageradas, entretanto, há um recuo importante em suas magnitudes. Esse ambiente, cria um conforto no uso da taxa real de juros internacionais na casa

dos 11,25% ao ano, considerada o verdadeiro custo de captação do governo federal no mercado internacional de capital.

Tabela VII: Resultados reais e simulados que consideram os dois choques e uma taxa de juros internacionais de 3,5% ao ano.

€	w = 4,33			w = 3,00			w = 2,52		
	σ_t	$\rho_{t,t-1}$	$\rho_{t,PIB}$	σ_t	$\rho_{t,t-1}$	$\rho_{t,PIB}$	σ_t	$\rho_{t,t-1}$	$\rho_{t,PIB}$
	Produto								
$\gamma = 0,59$	3,48	0,44	1,00	3,79	0,45	1,00	4,02	0,45	1,00
$\gamma = 1,00$	3,48	0,44	1,00	3,79	0,45	1,00	4,02	0,45	1,00
$\gamma = 2,00$	3,48	0,44	1,00	3,79	0,45	1,00	4,02	0,45	1,00
$\gamma = 4,89$	3,48	0,44	1,00	3,79	0,45	1,00	4,02	0,45	1,00
1971-2003	9,06	0,89	1,00	9,06	0,89	1,00	9,06	0,89	1,00
1995-2003	4,03	0,89	1,00	4,03	0,89	1,00	4,03	0,89	1,00
	Consumo								
$\gamma = 0,59$	26,69	0,96	0,42	26,70	0,96	0,43	26,71	0,96	0,43
$\gamma = 1,00$	34,61	0,99	0,20	34,61	0,99	0,20	34,59	0,99	0,21
$\gamma = 2,00$	27,29	0,98	0,33	27,30	0,98	0,34	27,30	0,98	0,34
$\gamma = 4,89$	30,83	0,99	0,24	30,83	0,99	0,25	30,82	0,99	0,25
1971-2003	7,40	0,77	0,91	7,40	0,77	0,91	7,40	0,77	0,91
1995-2003	5,69	0,69	0,83	5,69	0,69	0,83	5,69	0,69	0,83
	Investimento								
$\gamma = 0,59$	6,76	0,00	0,77	7,45	0,01	0,77	7,96	0,02	0,77
$\gamma = 1,00$	6,76	0,00	0,77	7,45	0,01	0,77	7,96	0,02	0,77
$\gamma = 2,00$	6,76	0,00	0,77	7,45	0,01	0,77	7,96	0,02	0,77
$\gamma = 4,89$	6,76	0,00	0,77	7,45	0,01	0,77	7,96	0,02	0,77
1971-2003	11,77	0,76	0,91	11,77	0,76	0,91	11,77	0,76	0,91
1995-2003	9,76	0,55	0,90	9,76	0,55	0,90	9,76	0,55	0,90
	Horas trabalhadas								
$\gamma = 0,59$	0,80	0,44	1,00	1,26	0,45	1,00	1,60	0,45	1,00
$\gamma = 1,00$	0,80	0,44	1,00	1,26	0,45	1,00	1,60	0,45	1,00
$\gamma = 2,00$	0,80	0,44	1,00	1,26	0,45	1,00	1,60	0,45	1,00
$\gamma = 4,89$	0,80	0,44	1,00	1,26	0,45	1,00	1,60	0,45	1,00
1971-2003	6,70	0,88	0,81	6,70	0,88	0,81	6,70	0,88	0,81
1995-2003	2,28	0,11	0,51	2,28	0,11	0,51	2,28	0,11	0,51
	Balança comercial (% do PIB)								
$\gamma = 0,59$	136,49	0,98	-0,31	135,51	0,98	-0,31	134,46	0,99	-0,30
$\gamma = 1,00$	183,27	1,00	-0,10	182,49	1,00	-0,10	181,49	1,00	-0,09
$\gamma = 2,00$	141,49	0,99	-0,22	140,65	0,99	-0,21	139,70	0,99	-0,21
$\gamma = 4,89$	162,19	1,00	-0,13	161,43	1,00	-0,13	160,48	1,00	-0,13
1971-2003	54,82	0,58	0,27	54,82	0,58	0,27	54,82	0,58	0,27
1995-2003	28,24	0,83	-0,81	28,24	0,83	-0,81	28,24	0,83	-0,81

No que concerne às correlações seriais os destaques continuam sendo os elevados níveis das correlações do consumo e da relação balança comercial/PIB, bem como a significativa subestimação da correlação serial do investimento. Todavia, as contas externas se mostram mais

contra-cíclicas, desempenho que se aproxima dos dados característicos da economia brasileira do sub-período de 1995 a 2003 (ver Tabela VIII).

Tabela VIII: Resultados reais e simulados que consideram os dois choques e uma taxa de juros internacionais de 11,25% ao ano.

€	w = 4,33			w = 3,00			w = 2,52		
	σ_t	$\rho_{t;t-1}$	$\rho_{t;PIB}$	σ_t	$\rho_{t;t-1}$	$\rho_{t;PIB}$	σ_t	$\rho_{t;t-1}$	$\rho_{t;PIB}$
	Produto								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	3,57	0,48	1,00	3,92	0,50	1,00	4,17	0,51	1,00
$\gamma = 2,00$	3,57	0,48	1,00	3,92	0,50	1,00	4,17	0,51	1,00
$\gamma = 4,89$	3,57	0,48	1,00	3,92	0,50	1,00	4,17	0,51	1,00
1971-2003	9,06	0,89	1,00	9,06	0,89	1,00	9,06	0,89	1,00
1995-2003	4,03	0,89	1,00	4,03	0,89	1,00	4,03	0,89	1,00
	Consumo								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	18,54	0,97	0,37	18,65	0,97	0,38	18,73	0,97	0,38
$\gamma = 2,00$	15,14	0,92	0,61	15,14	0,92	0,61	15,31	0,92	0,62
$\gamma = 4,89$	17,26	0,96	0,42	17,36	0,96	0,43	17,44	0,96	0,43
1971-2003	7,40	0,77	0,91	7,40	0,77	0,91	7,40	0,77	0,91
1995-2003	5,69	0,69	0,83	5,69	0,69	0,83	5,69	0,69	0,83
	Investimento								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	11,91	-0,13	0,64	13,59	-0,13	0,63	14,90	-0,12	0,62
$\gamma = 2,00$	11,91	-0,13	0,64	13,59	-0,13	0,63	14,90	-0,12	0,62
$\gamma = 4,89$	11,91	-0,13	0,64	13,59	-0,13	0,63	14,90	-0,12	0,62
1971-2003	11,77	0,76	0,91	11,77	0,76	0,91	11,77	0,76	0,91
1995-2003	9,76	0,55	0,90	9,76	0,55	0,90	9,76	0,55	0,90
	Horas trabalhadas								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	0,82	0,48	1,00	1,31	0,50	1,00	1,65	0,51	1,00
$\gamma = 2,00$	0,82	0,48	1,00	1,31	0,50	1,00	1,65	0,51	1,00
$\gamma = 4,89$	0,82	0,48	1,00	1,31	0,50	1,00	1,65	0,51	1,00
1971-2003	6,70	0,88	0,81	6,70	0,88	0,81	6,70	0,88	0,81
1995-2003	2,28	0,11	0,51	2,28	0,11	0,51	2,28	0,11	0,51
	Balança comercial (% do PIB)								
$\gamma = 0,59$	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
$\gamma = 1,00$	118,34	0,99	-0,20	123,45	0,99	-0,19	127,37	0,99	-0,18
$\gamma = 2,00$	89,61	0,97	-0,43	89,61	0,97	-0,43	95,23	0,97	-0,42
$\gamma = 4,89$	118,57	0,99	-0,24	113,11	0,99	-0,23	116,59	0,99	-0,22
1971-2003	54,82	0,58	0,27	54,82	0,58	0,27	54,82	0,58	0,27
1995-2003	28,24	0,83	-0,81	28,24	0,83	-0,81	28,24	0,83	-0,81

Dessa forma, acredita-se que nas simulações que incorporam tanto o choque de produtividade quanto o choque de juros, quanto maior a elasticidade intertemporal da oferta de

trabalho mais aderentes se tornam os dados simulados à economia real. Ao mesmo tempo, destaca-se que o coeficiente de aversão ao risco relativo no nível de 2,00 é o que apresentou melhor dinâmica relativamente aos dados reais, especialmente no que se refere ao setor externo.

Em suma, verifica-se que a distinção entre os choques de produtividade e de juros é importante para um país emergente com as características brasileiras. Isso se torna verdade devido ao importante ajuste nas dinâmicas das variáveis consumo, balança comercial e, conseqüentemente, conta corrente.

4.4. Impulso – resposta.

Primeiramente, analisam-se as funções de impulso-resposta do sistema de equações que considera apenas o choque de produtividade. Posteriormente, realiza-se a análise dessas funções provenientes do sistema de equações que considera os dois choques, produtividade e juros.

Nesse processo, continuou-se a utilizar 35% de participação do capital no PIB, elasticidades intertemporal da oferta de trabalho iguais a 0,30, 0,50 e 0,66 e coeficientes de aversão ao risco de 0,59, 1,00, 2,00 e 4,89, no caso em que a taxa real de juros internacionais é igual a 3,5% ao ano. Já no caso em que a taxa real de juros internacionais é igual a 11,25% ao ano, não foi considerado o coeficiente de aversão ao risco igual a 0,59 porque não foi possível encontrar solução para o sistema de equações (ver Seção 3.6.4).

Nesse ambiente econômico, tem-se que a resposta da economia a um choque tecnológico de 1% provoca um choque na tendência de crescimento que persiste por aproximadamente sete anos, sendo que o ápice ocorre no primeiro ano com um desvio da tendência de longo prazo entre 1,18% e 1,35%.

Seguindo esse comportamento do PIB, o consumo apresenta um distanciamento de sua tendência de longo prazo entre 0,04% e 0,08%, bem menor do que o esperado, mas condizente com a pequena volatilidade do consumo da economia artificial. Todavia, essa variável agregada não retorna a tendência de longo prazo nos 10 anos considerados, apresentando um processo de persistência marginal do choque tecnológico. Portanto, as dinâmicas do PIB e do consumo permitem concluir que a tendência da relação consumo/PIB é diminuir quando da ocorrência de um choque de produtividade, mas aumentar, posteriormente, devido à persistência do choque sobre o consumo (Figuras E.1; E.2; E.3; E.4).

Por sua vez, o investimento no primeiro ano reage ao choque distanciando de sua tendência de longo prazo entre 2,42% e 2,89%. Esse desempenho é seguido por um ajuste abrupto, uma vez que a trajetória do investimento fica abaixo de sua tendência de longo prazo, que é retomada apenas no nono ano. Esse movimento está presente nos estudos de MENDOZA (1991) e SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003) e está atrelado a taxa de depreciação e ao termo de custo de ajustamento do estoque de capital. Nesse contexto, verifica-se que a razão investimento/PIB tende a aumentar quando da ocorrência de um choque de produtividade, mas depois diminuir significativamente.

Com os comportamentos das relações consumo/PIB e investimento/PIB indicados anteriormente, cria-se a expectativa de que os agentes aumentassem os empréstimos no mercado internacional de capital para ampliar seus estoques de capital em um ambiente de ganhos de produtividade. Entretanto, o que se visualiza é uma melhora da relação balanço comercial/PIB entre 5,73% e 8,25% e, no caso da relação conta corrente/PIB verifica-se que o ápice do efeito do choque só ocorre no segundo ano, atingindo um desvio máximo de 0,44%.

Portanto, acredita-se na necessidade de se considerar um outro choque, além do choque tecnológico, ou seja, o da taxa real de juros internacionais⁴⁴. Mesmo assim, não se pode descartar que o comportamento da balança comercial e da conta corrente da economia artificial pode estar viesado, não devido à ausência do choque da taxa de juros internacionais, mas devido à baixa aderência do consumo simulado aos dados reais da economia brasileira (função de utilidade).

Por fim, quanto ao mercado de trabalho, verifica-se um desvio entre 0,27% a 0,53% da trajetória de longo prazo. Ademais, os efeitos do choque de produtividade persistem por aproximadamente 7 anos, o que está coerente com a correlação cruzada perfeita entre as horas trabalhadas e o PIB.

O comportamento das variáveis representativas das contas externas da economia artificial, aquém do esperado, incentivou, primeiramente, a utilização de uma outra taxa real de juros internacionais para o Brasil. Nesse caso, utilizou o EMBI+Br e o deflator do PIB dos EUA, processo que resultou em uma taxa real de 11,25% ao ano. Nesse novo ambiente econômico, o que chamou a atenção foi o ajuste do comportamento da conta corrente, que se mostrou contracíclica. Além disso, a magnitude dos desvios com relação à trajetória de longo prazo se amplia para o investimento e balança comercial e a convergência do consumo para a sua trajetória de longo prazo fica mais difícil.

Especificamente sobre a relação conta corrente/PIB verifica que após um choque tecnológico de 1%, a conta corrente apresenta um desvio entre 0,10% e -0,10% no primeiro ano, revertendo a dinâmica logo no segundo ano e tendendo a sua trajetória de longo prazo apenas no terceiro ano. Portanto, pode-se especular sobre a importância em se considerar choques sobre as taxas reais de juros internacionais, uma vez que os ciclos de negócios parecem ser influenciados por esse preço internacional (Figuras E.5; E.6; E.7).

⁴⁴ Fator não considerado pelo código utilizado no estudo e desenvolvido por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003).

Nesse sentido, foi realizada uma alteração no código desenvolvido por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003) para a simulação do modelo de MENDOZA (1991). Todavia, a alteração possível de ser realizada não permite a consideração de dois choques distintos que possuem algum tipo de inter-relação. De fato, utilizou-se de uma simplificação utilizada pelo próprio MENDOZA (1991), ou seja, foi considerado o mesmo tipo de choque (desvio padrão e persistência) sobre a função de produção e a equação do balanço de pagamentos.

Assim, o primeiro fator que chama a atenção é o comportamento dos agregados característicos das contas externas que, nas simulações anteriores, apresentavam comportamentos pró-cíclicos. Todavia, com a introdução do choque sobre a equação de balanço de pagamentos verifica-se uma nova dinâmica, ou seja, as relações balanço comercial / PIB e conta corrente; PIB tiveram comportamentos contra-cíclicos. Estes estão de acordo com os fatos estilizados da teoria de ciclos reais de negócios.

Um outro fator que chamou a atenção foi a significativa ampliação do desvio do consumo com relação a sua trajetória de longo prazo, o que evidencia importante influência dos juros internacionais sobre a dinâmica do consumo doméstico. Entretanto, o processo de convergência dessas três variáveis se mostrou demasiadamente lento (ver Figuras E.8; E.9; E.10; E.11). Dessa forma, optou-se por aumentar a taxa real de juros internacionais de 3,5% para 11,25% ao ano, pois os desvios padrão simulados se mostraram menores no último caso. Por conseguinte, se verificou um processo de convergência mais acentuado do que o anterior (ver Figuras E.12; E.13; E.14).

Em suma, o lento processo de convergência da variável consumo pode estar prejudicando o bom desempenho do modelo, especialmente no que tange às convergências das contas externas. Isso pode estar ocorrendo devido à baixa elasticidade consumo da taxa de preferência temporal, que é considerada o fator de convergência do modelo estimado. Todavia, trabalhar com uma

análise de sensibilidade considerando esse parâmetro é difícil, pois ele advém de uma equação de equilíbrio.

5. Conclusões.

Nesse estudo, pode-se comprovar a falta de consenso quanto às metodologias de cálculo dos parâmetros que compõem o processo de calibração de um modelo neoclássico de crescimento estocástico. Nem mesmo com relação à economia estadunidense, da qual existem inúmeras espécies de dados estatísticos, criou-se um consenso.

Dessa forma, optou-se por uma análise de sensibilidade, considerando inúmeros valores para alguns desses parâmetros. Mesmo assim, não foram identificadas mudanças significativas das magnitudes das volatilidades e das relações entre as variáveis chaves do modelo. Ademais, as discrepâncias entre a dinâmica da economia artificial e a da economia real não apresentaram correções significativas, mesmo com a variação aleatória de alguns parâmetros (análise de sensibilidade).

O problema inicial apresentado pelo modelo de MENDOZA (1991), codificado por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003), no caso da economia brasileira, foi a não replicação de uma das principais regularidades empíricas atribuídas a uma economia pequena e aberta. A economia artificial não conseguiu gerar uma balança de bens e serviços e uma conta corrente contra-cíclica, fato verificado nas evidências empíricas sobre diversos países do mundo, inclusive o Brasil.

Contudo, não se pode atribuir tal falha ao modelo de MENDOZA (1991) uma vez que a codificação realizada por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003) não considerou um fator importante, que é o choque da taxa real de juros internacionais e a sua relação com o choque

tecnológico. De fato, o grande atrativo do modelo de MENDOZA (1991) é a estrutura de relação dos choques que considera uma cadeia de Markov, tema de estudos futuros que deverá ampliar o desempenho do modelo de MENDOZA (1991) para o caso brasileiro.

Na verdade, analisando a conjuntura brasileira do período de 1971 a 2003 percebe-se o quanto crucial é a consideração de choques exógenos sobre as taxas reais de juros internacionais. Nesse período tiveram crises da dívida externa brasileira, crises internacionais (México, Rússia, Turquia, Ásia e Argentina) e mudanças de regimes cambiais. Portanto, tentou-se resolver o problema considerando, de maneira estática, taxas reais de juros internacionais diferentes. Esse procedimento provocou ajustes significativos sobre a relação conta corrente/PIB, mas não ocasionou efeitos significativos sobre as outras variáveis da economia artificial (consumo e balança comercial).

Por conseguinte, optou-se por modificar o código do *Matlab* para a inclusão de um choque sobre a equação do balanço de pagamentos. Todavia, não se trabalhou com dois choques com desvios padrão e persistências distintos, muito menos com a estrutura de inter-relação entre os choques (cadeia de Markov) sugerida por MENDOZA (1991). Mesmo com essa simplificação, sugerida pelo próprio MENDOZA (1991), ocorreram importantes correções nas dinâmicas dos agregados macroeconômicos, especialmente do consumo, da balança comercial e da conta corrente. Esses apresentaram maior conformidade com os fatos estilizados da teoria dos ciclos reais de negócios e com os dados reais característicos da economia brasileira.

Portanto, não se descarta que a falta de consenso quanto à metodologia de cálculo de parâmetros chaves abre espaço para questionamentos e evidencia-se a importância da elaboração de uma estrutura de equações que considere o choque sobre a taxa real de juros internacionais.

Nesse contexto, uma alternativa seria a elaboração de um sistema de equações que enfatize a relação ou a dinâmica entre esses parâmetros, deixando, em segundo plano, a necessidade de se obter um número determinístico para cada parâmetro.

Ademais, é crucial o desenvolvimento de uma estrutura representativa dos choques de produtividade, de juros internacionais e outros preços⁴⁵, como o câmbio, para tornar o modelo desenvolvido por MENDOZA (1991) mais aderente aos dados característicos da economia brasileira, especialmente no que se refere ao sub-período de 1995 a 2003 (de maior estabilidade).

Em suma, acredita-se no poder de explicação do modelo de MENDOZA(1991) no que concerne à representação dos ciclos reais de negócios da economia brasileira. Todavia, são necessários maiores estudos sobre os parâmetros exigidos para o caso brasileiro e uma melhor estrutura, relativamente à apresentada por SCHMITT-GROHÉ e URIBE (2003) para os distúrbios estocásticos considerados pelo modelo.

⁴⁵ Vale a pena destacar, que na formulação de uma estrutura de choques é essencial a presença do choque de produtividade, pois ele consiste no componente não explicado dos ciclos reais de negócios. Todavia, a inclusão de outros tipos de choques permite melhor identificar efeitos sobre a economia que, antes, eram atribuídos ao choque de produtividade, mas que, de fato, são gerados por outros distúrbios.

6. Referências bibliográficas.

ABREU, Marcelo de Paiva *et al.* **A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana, 1889 – 1989.** Editora Campus, 1990.

AGUIAR, Mark e GOPINATH, Gita. Emerging market business cycles: the cycle is the trend. **Working Papers of Federal Reserve Bank of Boston**, número 04, agosto de 2004.

ALTONJI, Joseph G. Intertemporal substitution in labor supply: evidence from micro data. **The Journal of Political Economy**, volume 94, número 03, junho de 1986.

BACKUS, David K., GREGORY, Allan W. e ZIN, Stanley E. Risk premiums in the term structure: evidence from artificial economics. **Journal of Monetary Economics**, volume 21, novembro de 1989.

BACKUS, David K., KEHOE, Patrick J. e KYDLAND, Finn E. International business cycles: theory and evidence. In: COOLEY, Thomas F. **Frontiers of Business Cycle Research**, Princeton University Press, 1995.

BARRO, Robert J. e SALA-i-MARTIN, Xavier. World real interest rates. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, número 3317, abril de 1990.

BLANCHARD, Oliver J. e FISCHER, Stanley. **Lectures on Macroeconomics**, MIT Press, Massachusetts Institute of Technology, 1989.

BLANKENAU, William, KOSE, M. Ayhan e YI, Kei-Mu. Can world real interest rates explain business cycles in a small open economy. **Staff Report of New York's Fed**, número 94, julho de 1999.

BLUNDELL, R. e MACURDY, T. Labor supply: a review of alternative approaches. Em O. Ashenfleter e D. Card (eds.), **Handbook of Labor Economics**, volume 3A. North Holland, 1999.

BRECHLING, Frank. **Investment and employment decisions**. Manchester University Press, 1975.

BOYARCHENKO, Svetlana, LEVENDORSKII, Sergei Z. Discount factors ex post and ex ante, and discounted utility anomalies. Outubro de 2005.

BUTLER, Alison e PAKKO, Michael R. R&D spending and cyclical fluctuations: pulling the technology in technology shocks. **Working Paper of Federal Reserve of St. Louis**, número 20, 1998.

BUGARIN, Mirta N.S. *et al.* The Brazilian depression in the 1980s e 1990s. In: **Great Depressions of the Twentieth Century**, Federal Reserve Bank of Minneapolis, *forthcoming*.

CARD, David. Intertemporal labor supply: an assessment. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, n. 3602, janeiro de 1991.

CHETTY, Raj. Labor supply and risky aversion: a calibration theorem. UC-Berkeley and NBER, agosto de 2004.

COOLEY, Thomas F. e PRESCOTT, Edward C. Economic growth and business cycles. In: In: COOLEY, Thomas F. **Frontiers of Business Cycle Research**, Princeton University Press, 1995.

COOPER, R. e HALTIWANGER, J. On the nature of capital adjustment costs. **NBER Working Paper**, número 7925, National Bureau of Economic Research, setembro de 2002.

CORREIA, I., NEVES, J.C. e REBELO, S. Business cycles in Portugal: theory and evidence. In: AMARAL, J., LUCENA, D. e MELLO, A. *The Portuguese Economy Towards 1992*, Kluwer.

CORREIA, I., NEVES, J.C. e REBELO, S. Business cycles in a small open economy. **European Economic Review**, volume 39, 1995.

CUMBY, Robert E. e MISHKIN, Frederic S. The international linkage of real interest rates: the European-U.S. connection. **Journal of International Money and Finance**, volume 5, janeiro de 1986.

DUTTON, Marilyn M. Real interest rate parity: new measures and tests. **Journal of International Money and Finance**, volume 12, janeiro de 1993.

EDISON, Hali J. e PAULS, B. Dianne. A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974-1990. **Journal of Monetary Economics**, volume 31, maio de 1993.

EICHENBAUM, M.S., HANSE, L.P., SINGLETON K.J. A time series analysis of representative agent models of consumption and leisure choice under uncertainty. **Quarterly Journal of Economics**, volume 103, 1988.

ELLIAS, Victor J. Sources of economic growth in Latin American countries. **The Review of Economics and Statistics**, volume 60, número 3, agosto de 1978.

ELLERY JR., Roberto, GOMES, Victor e SACHSIDA, Adolfo. Business cycle fluctuations in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, volume 56, número 2, abril/junho de 2002.

EPSTEIN, Larry G. Stationary cardinal utility and optimal growth under uncertainty. **Journal of Economic Theory**, volume 31, junho de 1983.

EVANS, Charles L. Productivity shocks and real business cycles. **Journal of Monetary Economics**, volume 29, número 2, abril de 1992.

FERREIRA, Pedro Cavalcanti e ROSSI, José Luiz. New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth. **International Economic Review**, volume 44, número 4, 2003.

FRANCIS, Neville R., OWYANG, Michael T. e THEODOROU, Athena T. The use of long-run restrictions for the identification of technology shocks. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, volume 85, número 6, novembro/dezembro de 2003.

FUCHS, Victor, KRUEGER, Alan B. e POTERBA, James M. Economists' views about parameters, values and policies: survey results in labor and public economics. **Journal of Economic Literature**, volume 36, 1998.

GAGNON, Joseph E. e UNFERTH, Mark D. Is there a world real interest rate?. **Journal of International Money and Finance**, volume 14, número 6, 1995.

GREENWOOD, Jeremy, HERCOVITZ, Zvi e HUFFMAN, Gregory W. Investment capacity utilization, and the real business cycle. **The American Economic Review**, volume 78, junho de 1988.

GOLLIN, Douglas. Getting income shares right. **Journal of Political Economy**, volume 110, número 2, 2002.

HALL, Robert E. The relation between price and marginal cost in U.S. industry. **Journal of Political Economy**, volume 96, número 5, outubro de 1988.

HECKMAN, James J. Life cycle consumption and labor supply: an explanation of the relationship between income and consumption over the life cycle. **American Economic Review**, volume 64, março de 1974.

HSICH, Chang-Tai. What explains the industrial revolution in East Asia? Evidence from the factor markets. **The American Economic Review**, volume 92, número 3, junho de 2002.

ISSLER, João Victor e PIQUEIRA, Natalia Scotto. Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticity of substitution in consumption for Brazil using three types of utility function. **Brazilian Review of Econometrics**, volume 20, número 2, 2000.

KHAN, Aubhik. Understanding changes in aggregate business fixed investment. **Business Review**, 1991.

KIM, Sunghyun H. e KOSE, M. Ayhan. Dynamics of open economy models: what is the role of the discount factor? **Computing in Economics and Finance**, Society for Computational Economics, 1999.

KOSE, Ayhan M. Explaining business cycles in small open economies “how much do world prices matter?”. **Journal of International Economics**, número 56, 2002.

KRUEGER, Alan B. Measuring labor’s share. **The American Economic Review**, volume 89, número 2, maio de 1999.

KYDLAND, Finn E. e PRESCOTT, Edward C. Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, volume 50, número 6, novembro de 1982.

KYDLAND, Finn E. e PRESCOTT, Edward C. The econometrics of the general equilibrium approach to business cycle. **Scandinavian Journal of Economics**, volume 93, número 2, 1991.

LEE, J.S. Change of cyclical pattern in developing countries: evidence from Korea. **Working Paper of Bank of Korea**, 1996.

LEE, Jong Eun. On the characterisation of the world real interest rate. **The World Economy**, volume 25, 2002.

LUCAS, Robert E. e RAPPING, Leonard A. Real wages, employment, and inflation. **Journal of Political Economy**, volume 77, número 5, setembro – outubro de 1969.

MACURDY, T. E. An empirical model of labour supply in a life cycle setting. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, n. 421, janeiro de 1980.

MACURDY, T. E. An empirical model of labour supply in a life cycle setting. **The Journal of Political Economy**, volume 89, dezembro de 1981.

MARK, Nelson C. Some evidence on the international equality of real interest rates. **Journal of International Money and Finance**, volume 4, maio de 1985.

MCGRATTAN, Ellen R. E ROGERSON, Richard. Changes in hours worked since 1950. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, volume 22, inverno de 1998.

MENDOZA, Enrique G. Real business cycles in a small open economy. **The American Economic Review**, volume 81, número 4, setembro de 1991.

MENDOZA, Enrique G. The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. **International Economic Review**, volume 36, 1995.

METCALF, Charles E. Predicting the effects of permanent programs from a limited duration experiment. **The Journal of Human Resources**, volume 9, outono de 1974.

MICHALOPOULOS, Constantine. Productivity growth in Latin America: comment. **The American Economic Review**, volume 59, número 3, junho 1969.

MORANDI, L. e REIS, E.J. Estoque de capital fixo no Brasil, 1950 – 2002. **XXXII Encontro Nacional de Economia (ANPEC)**, João Pessoa, 2004.

NEUMEYER, Pablo A. e PERRI, Fabrizio. Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. **Staff Report of Federal Reserve Bank of Minneapolis**, número 335, março de 2004.

OBSTFELD, Maurice e ROGOFF, Kenneth. The intertemporal approach to the current account. In: **Handbook of International Economics**, Amsterdam, North Holland, 1995.

OBSTFELD, Maurice e ROGOFF, Kenneth. **Foundations of International Macroeconomics**, MIT Press, setembro de 1996.

PENCAVEL, John. Labour supply of men. In: ASHENFELTER, O. e LAYARD, R. **Handbook of Labour Economics**, North Holland, Amsterdam, 1986.

PENCAVEL, John. The market work behavior and wages of women:1975-1994. **Journal of Human Resources**, volume 33, número 4, 1998.

PENCAVEL, John. A cohort analysis of the association between work hours and wages among men. **The Journal of Human Resources**, volume 37, número 2, primavera de 2002.

PÊSSOA, Samuel de Abreu, GOMES, Victor e VELOSO, Fernando A. A evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, volume 33, número 3, 2003.

PINHEIRO, Armando Castelar *et al.* Brazilian economic growth, 1900-2000: lessons and policy implications. **Economic and Social Studies Series**, IADB, 2004.

PHELPS, E.S. e POLLACK, R. On second-best national saving and game-equilibrium growth. **Review of Economic Studies**, volume 35, 1968.

RUPERT, Peter, ROGERSON, Richard e WRIGHT, Randall. Homework in labor economics: household production and intertemporal substitution. **Journal of Monetary Economics**, volume 46, número 3, dezembro de 2000.

SADKA, J.C. e YI, K. Consumer durables, permanent terms of trade shocks, and the recent U.S. trade deficits. **Journal of International Money and Finance**, outubro de 1996.

SCHMITT-GROHÉ, Stephanie. Endogenous business cycles and the dynamics of output, hours, and consumption. **Finance and Economics Discussion Series**, número 19, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998.

SCHMITT-GROHÉ, Stephanie e URIBE, Martín. Closing small open economy models. **Journal of International Economics**, volume 61, 2003.

SENHADJI, A. Dynamics of the trade balance and the terms of trade in LDCs: the S-curve. **Journal of International Economics**, volume 46, 1998.

SOBRINHO, Nelson F.S. Structural reforms and economic performance: Brazil in the 1990s. **International Economics Field Paper**, julho de 2004.

SOLOW, Robert M. Technical change and the aggregate production function. **Review of Economics and Statistics**, volume 39, agosto de 1957.

SUMMERS, Lawrence H. Taxation and corporate investment: a q-theory approach. **Brookings Papers on Economic Activity**, número 1, 1981.

URIBE, Martín e YUE, Vivian Z. Country spreads and emerging countries: who drives whom? **NBER Working Paper Series**, número 10018, outubro de 2003.

YOUNG, Alwyn. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. **Quartely Journal of Economics**, volume 110, número 3, agosto de 1995.

7. Apêndice A.

Considere a função de utilidade do tipo *von Neumann-Morgenstern* representada pela equação abaixo:

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} u(c_t, h_t) \exp \left(\sum_{\tau=0}^{t-1} v(c_\tau, h_\tau) \right) \right] \quad (\mathbf{a})$$

Verifica-se que o fator de desconto intertemporal endógeno é um fator de desconto hiperbólico e não constante. BOYARCHENKO e LEVENDORSKII (2005) indicam que muitos estudos empíricos concluíram que o comportamento dos agentes não são bem representados por modelos com fator de desconto constante. Na verdade eles tendem a apresentar um processo de desconto hiperbólico, ou seja, a taxa de desconto instantânea decresce com o passar do tempo.

Entretanto, no processo de cálculo utiliza-se um fator de desconto quase-hiperbólico introduzido por PHELPS e POLLAK (1968). Este captura muito dos aspectos qualitativos apresentados por modelos com fator de desconto hiperbólico e é válido se e somente se o fator de desconto for diferente de zero no período inicial, ou seja, em $t = 0$.

Assim, por definição segue que,

(i) quando $t = 0$

$$\sum_{t=0}^0 u(c_t, h_t) = u(c_0, h_0) = u(c_0, h_0) \theta_0$$

onde $\theta_0 = 1$

(ii) quando $t = 1$

$$\sum_{t=0}^1 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^0 v(c_\tau, h_\tau)\right] = u(c_0, h_0)1 + u(c_1, h_1)\exp[v(c_0, h_0)]$$

$$\sum_{t=0}^1 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^0 v(c_\tau, h_\tau)\right] = u(c_0, h_0)1 + u(c_1, h_1)\exp\left[-\zeta \ln\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)\right]$$

$$\sum_{t=0}^1 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^0 v(c_\tau, h_\tau)\right] = u(c_0, h_0)1 + u(c_1, h_1)\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)^{-\zeta}$$

$$\sum_{t=0}^1 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^0 v(c_\tau, h_\tau)\right] = u(c_0, h_0)\theta_0 + u(c_1, h_1)\theta_0\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)^{-\zeta}$$

$$\sum_{t=0}^1 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^0 v(c_\tau, h_\tau)\right] = u(c_0, h_0)\theta_0 + u(c_1, h_1)\theta_1$$

onde $\theta_0\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)^{-\zeta} = \theta_1$

(iii) quando $t = 2$

$$\sum_{t=0}^2 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^1 v(c_\tau, h_\tau)\right] = u(c_0, h_0)1 + u(c_1, h_1)\exp[v(c_0, h_0)] + u(c_2, h_2)\exp[v(c_0, h_0) + v(c_1, h_1)]$$

$$\sum_{t=0}^2 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^1 v(c_\tau, h_\tau)\right] = u(c_0, h_0)1 + u(c_1, h_1)\exp\left[-\zeta \ln\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)\right] + u(c_2, h_2)$$

$$\exp\left[-\zeta \ln\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)\right] \exp\left[-\zeta \ln\left(1 + c_1 - \frac{h_1^w}{w}\right)\right]$$

$$\begin{aligned}
\sum_{t=0}^2 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^1 v(c_\tau, h_\tau)\right] &= u(c_0, h_0)1 + u(c_1, h_1)\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)^{-\zeta} + u(c_2, h_2)\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)^{-\zeta} \\
&\quad \left(1 + c_1 - \frac{h_1^w}{w}\right)^{-\zeta} \\
\sum_{t=0}^2 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^1 v(c_\tau, h_\tau)\right] &= u(c_0, h_0)\theta_0 + u(c_1, h_1)\theta_0\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)^{-\zeta} + u(c_2, h_2)\theta_0\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)^{-\zeta} \\
&\quad \left(1 + c_1 - \frac{h_1^w}{w}\right)^{-\zeta} \\
\sum_{t=0}^2 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^1 v(c_\tau, h_\tau)\right] &= u(c_0, h_0)\theta_0 + u(c_1, h_1)\theta_1 + u(c_2, h_2)\theta_1\left(1 + c_1 - \frac{h_1^w}{w}\right)^{-\zeta} \\
\sum_{t=0}^2 u(c_t, h_t) \exp\left[\sum_{\tau=0}^1 v(c_\tau, h_\tau)\right] &= u(c_0, h_0)\theta_0 + u(c_1, h_1)\theta_1 + u(c_2, h_2)\theta_2
\end{aligned}$$

onde $\theta_0\left(1 + c_0 - \frac{h_0^w}{w}\right)^{-\zeta}\left(1 + c_1 - \frac{h_1^w}{w}\right)^{-\zeta} = \theta_1\left(1 + c_1 - \frac{h_1^w}{w}\right)^{-\zeta} = \theta_2$

Repetindo o processo n vezes, é possível reescrever a função de utilidade da seguinte forma:

$$E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty} \theta_t u(c_t, h_t)\right] \quad \text{(b)}$$

$$\theta_0 = 1 \quad t = 0$$

$$\theta_{t-1} v(c_{t-1}, h_{t-1}) = \theta_t \quad t > 0$$

$$\theta_t v(c_t, h_t) = \theta_{t+1} \quad t \geq 0$$

8. Apêndice B.

Nesse apêndice realiza-se o desenvolvimento dos cálculos para a obtenção das condições de primeira ordem.

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \theta_t \left\{ u(c_t, h_t) + \lambda_t^1 [a_t (1 + r^* \exp(\eta_t)) + y(k_t, h_t, k_{t+1}) - c_t - k_{t+1} + (1 - \delta)k_t - a_{t+1}] + \lambda_t^2 \left[\frac{\theta_{t+1}}{\theta_t} - v(c_t, h_t) \right] \right\}$$

$$[a_{t+1}]: -\theta_t \lambda_t^1 + \theta_{t+1} \lambda_{t+1}^1 [1 + r^* \exp(\eta_{t+1})] = 0$$

$$\text{como } \theta_{t+1} = v(c_t, h_t) \theta_t$$

$$-\theta_t \lambda_t^1 + v(c_t, h_t) \theta_t \lambda_{t+1}^1 [1 + r^* \exp(\eta_{t+1})] = 0$$

$$\theta_t \lambda_t^1 = v(c_t, h_t) \theta_t \lambda_{t+1}^1 [1 + r^* \exp(\eta_{t+1})]$$

$$\lambda_t^1 = v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [1 + r^* \exp(\eta_{t+1})] \quad (\text{a})$$

$$[c_t]: \theta_t [u_c(c_t, h_t) - \lambda_t^1 - \lambda_{t+1}^2 v_c(c_t, h_t)] = 0$$

$$u_c(c_t, h_t) - \lambda_t^2 v_c(c_t, h_t) = \lambda_t^1 \quad (\text{b})$$

$$[h_t]: \theta_t [u_h(c_t, h_t) + \lambda_t^1 y_h(k_t, h_t, k_{t+1}) - \lambda_t^2 v_h(c_t, h_t)] = 0$$

$$\lambda_t^1 y_h(k_t, h_t, k_{t+1}) = -u_h(c_t, h_t) + \lambda_t^2 v_h(c_t, h_t) \quad (\text{c})$$

$$[k_{t+1}]: \theta_t \lambda_t^1 [y_{k_{t+1}}(k_t, h_t, k_{t+1}) - 1] + \theta_{t+1} \lambda_{t+1}^1 [y_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_t, k_{t+2}) + (1 - \delta)] = 0$$

$$\text{como } \theta_{t+1} = v(c_t, h_t) \theta_t$$

$$\theta_t \lambda_t^1 [y_{k_{t+1}}(k_t, h_t, k_{t+1}) - 1] + v(c_t, h_t) \theta_t \lambda_{t+1}^1 [y_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_t, k_{t+2}) + (1 - \delta)] = 0$$

$$\lambda_t^1 [y_{k_{t+1}}(k_t, h_t, k_{t+1}) - 1] + v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [y_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_t, k_{t+2}) + (1 - \delta)] = 0$$

$$v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [y_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_t, k_{t+2}) + (1 - \delta)] = -\lambda_t^1 [y_{k_{t+1}}(k_t, h_t, k_{t+1}) - 1]$$

como $y_{k_{t+1}}(k_t, h_t, k_{t+1}) = -\phi(k_{t+1} - k_t)$ e

$$y_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_{t+1}, k_{t+2}) = \exp(\varepsilon_t) \alpha k_{t+1}^{\alpha-1} h_{t+1}^\beta + \phi(k_{t+2} - k_{t+1})$$

$$v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [\exp(\varepsilon_t) \alpha k_{t+1}^{\alpha-1} h_{t+1}^\beta + \phi(k_{t+2} - k_{t+1}) + (1 - \delta)] = -\lambda_t^1 [-\phi(k_{t+1} - k_t) - 1]$$

$$v(c_t, h_t) \lambda_{t+1}^1 [\exp(\varepsilon_t) \alpha k_{t+1}^{\alpha-1} h_{t+1}^\beta + \phi(k_{t+2} - k_{t+1}) + (1 - \delta)] = \lambda_t^1 [\phi(k_{t+1} - k_t) + 1] \quad \text{(d)}$$

considere que $\exp(\varepsilon_t) \alpha k_{t+1}^{\alpha-1} h_{t+1}^\beta = f_{k_{t+1}}(k_{t+1}, h_{t+1})$

$$[\theta_{t+1}]: \lambda_t^2 + u(c_{t+1}, h_{t+1}) + \lambda_{t+1}^1 [a_{t+1} (1 + r^* \exp(\eta_t)) + y(k_{t+1}, h_{t+1}, k_{t+2}) - c_{t+1} - k_{t+2} + (1 - \delta)k_{t+1} - a_{t+2}] + \lambda_{t+1}^2 [-v(c_{t+1}, h_{t+1})] = 0$$

como $a_{t+1} (1 + r^* \exp(\eta_t)) + y(k_{t+1}, h_{t+1}, k_{t+2}) - c_{t+1} - k_{t+2} + (1 - \delta)k_{t+1} = a_{t+2}$

$$\lambda_t^2 + u(c_{t+1}, h_{t+1}) + \lambda_{t+1}^2 [-v(c_{t+1}, h_{t+1})] = 0$$

$$\lambda_t^2 + u(c_{t+1}, h_{t+1}) = \lambda_{t+1}^2 [v(c_{t+1}, h_{t+1})]$$

$$\lambda_t^2 = \lambda_{t+1}^2 [v(c_{t+1}, h_{t+1})] - u(c_{t+1}, h_{t+1}) \quad \text{(e)}$$

9. Apêndice C.

Nesse apêndice é apresentado o desenvolvimento dos cálculos para a obtenção das equações representativas do estado estacionário não estocástico.

Considerando a equação (22) tem-se no estado estacionário que:

$$\lambda^1 = v(c, h)\lambda^1(1 + r^*)$$

$$\lambda^1 / \lambda^1 = v(c, h)(1 + r^*)$$

$$1 = v(c, h)(1 + r^*)$$

$$v(c, h) = \frac{1}{(1 + r^*)} \tag{a}$$

$$\text{como } v(c, h) = \left(1 + c - \frac{h^w}{w}\right)^{-\xi}$$

$$\left(1 + c - \frac{h^w}{w}\right)^{-\xi} = \frac{1}{(1 + r^*)}$$

$$\left(1 + c - \frac{h^w}{w}\right) = \left[\frac{1}{(1 + r^*)}\right]^{-\frac{1}{\xi}}$$

$$\left(1 + c - \frac{h^w}{w}\right) = (1 + r^*)^{\frac{1}{\xi}}$$

$$c = (1 + r^*)^{\frac{1}{\xi}} + \frac{h^w}{w} - 1 \tag{b}$$

Considerando a equação (26) tem-se que no estado estacionário que:

$$v(c, h)\lambda^1 [f_k(k, h) + (1 - \delta)] = \lambda^1$$

$$v(c, h)[f_k(k, h) + (1 - \delta)] = 1$$

como de **(a)** deriva-se que $v(c, h)(1 + r^*) = 1$

$$v(c, h)[f_k(k, h) + (1 - \delta)] = v(c, h)(1 + r^*)$$

$$[f_k(k, h) + (1 - \delta)] = (1 + r^*)$$

$$f_k(k, h) + 1 - \delta - 1 - r^* = 0$$

$$f_k(k, h) - \delta - r^* = 0$$

$$f_k(k, h) - \delta = r^*$$

$$\alpha k^{\alpha-1} h^\beta - \delta = r^*$$

como $\beta = 1 - \alpha$

$$\alpha k^{\alpha-1} h^{1-\alpha} - \delta = r^*$$

$$k^{\alpha-1} h^{1-\alpha} = \frac{r^* + \delta}{\alpha}$$

$$\frac{h^{1-\alpha}}{k^{1-\alpha}} = \frac{r^* + \delta}{\alpha}$$

$$\frac{h}{k} = \left(\frac{r^* + \delta}{\alpha} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

(c)

Considerando a equação **(23)** tem-se que no estado estacionário que:

$$u_c(c, h) - \lambda^2 v_c(c, h) = \lambda^1$$

$$\text{como } u_c(c, h) = \left(c - \frac{h^w}{w} \right)^{-\gamma} \text{ e } v_c(c, h) = -\zeta \left(1 + c - \frac{h^w}{w} \right)^{-\zeta-1}$$

$$\left(c - \frac{h^w}{w}\right)^{-\gamma} + \lambda^2 \left[\zeta \left(1 + c - \frac{h^w}{w}\right)^{-\zeta-1} \right] = \lambda^1 \quad \text{(d)}$$

Considerando a equação (24) tem-se que no estado estacionário que:

$$\lambda^1 y_h(k, h, k) = -u_h(c, h) + \lambda^2 v_h(c, h)$$

$$\text{como } y_h(k, h) = \beta k^\alpha h^{\beta-1}, \quad u_h(c, h) = \left(c - \frac{h^w}{w}\right)^{-\gamma} (-h^{w-1}) \text{ e}$$

$$v_h(c, h) = -\zeta \left(1 + c - \frac{h^w}{w}\right)^{-\zeta-1} (-h^{w-1})$$

$$\lambda^1 y_h(k, h, k) = h^{w-1} \left\{ \left(c - \frac{h^w}{w}\right)^{-\gamma} + \lambda^2 \left[\zeta \left(1 + c - \frac{h^w}{w}\right)^{-\zeta-1} \right] \right\}$$

Substituindo a equação (d) na equação acima, tem-se

$$\lambda^1 y_h(k, h, k) = h^{w-1} \lambda^1$$

$$h = \left(\beta k^\alpha h^{\beta-1}\right)^{\frac{1}{w-1}}$$

$$h = \left[(1 - \alpha) k^\alpha h^{1-\alpha-1}\right]^{\frac{1}{w-1}}$$

$$h = \left[(1 - \alpha) \left(\frac{k}{h}\right)^\alpha \right]^{\frac{1}{w-1}}$$

Substituindo a equação (c) na equação acima, tem-se que:

$$h = \left[(1 - \alpha) \left(\frac{\alpha}{r^* + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{w-1}}$$

10. Apêndice D.

Figura D.1: Dados das simulações que consideram taxa de juros internacionais de 3,5% ao ano, participação do capital no PIB de 35% e elasticidade intertemporal da oferta de trabalho de 0,50.

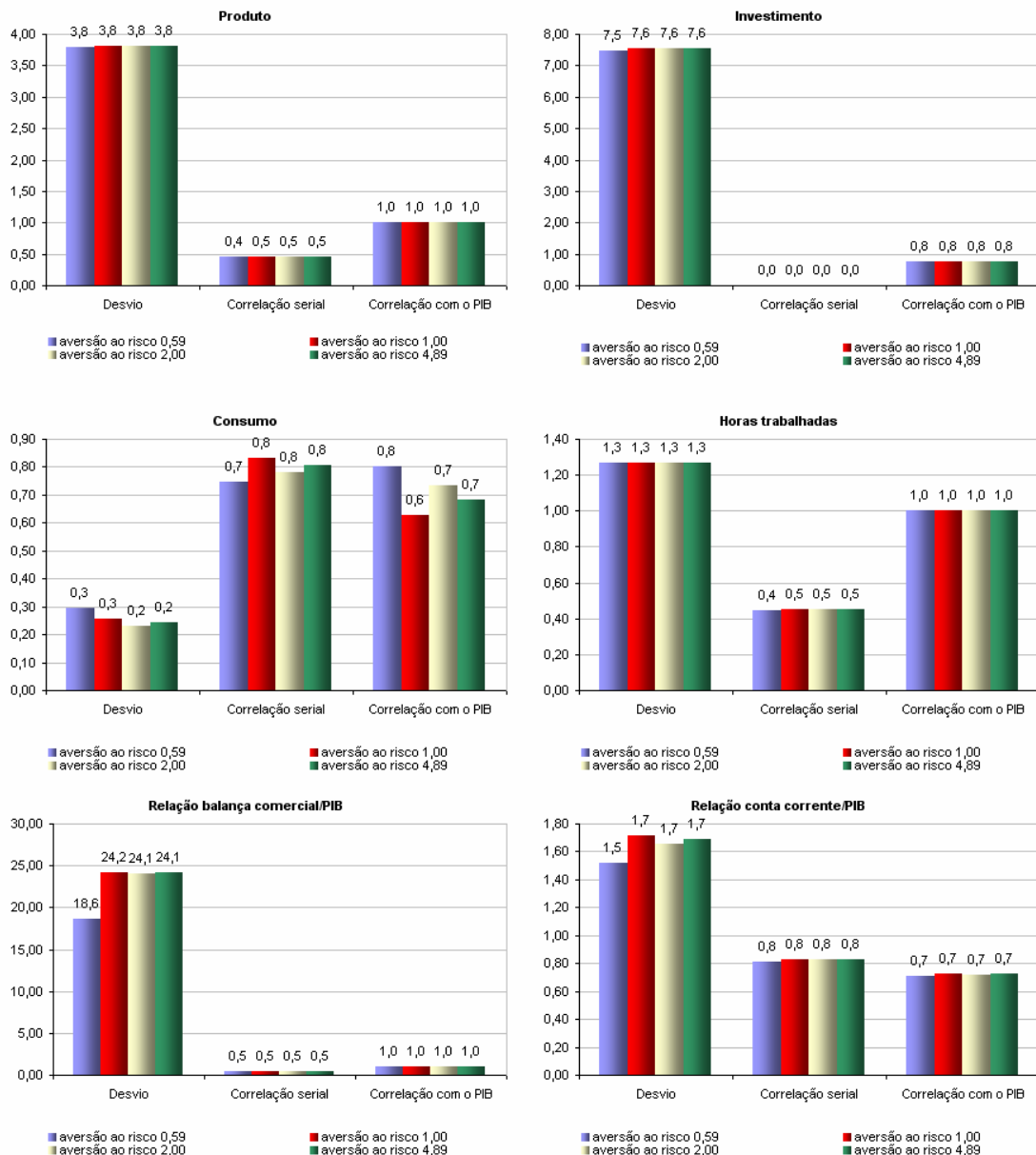


Figura D.2: Dados das simulações que consideram taxa de juros internacionais de 3,5% ao ano, coeficiente de aversão ao risco relativo de 2,00 e elasticidade intertemporal da oferta de trabalho de 0,50.

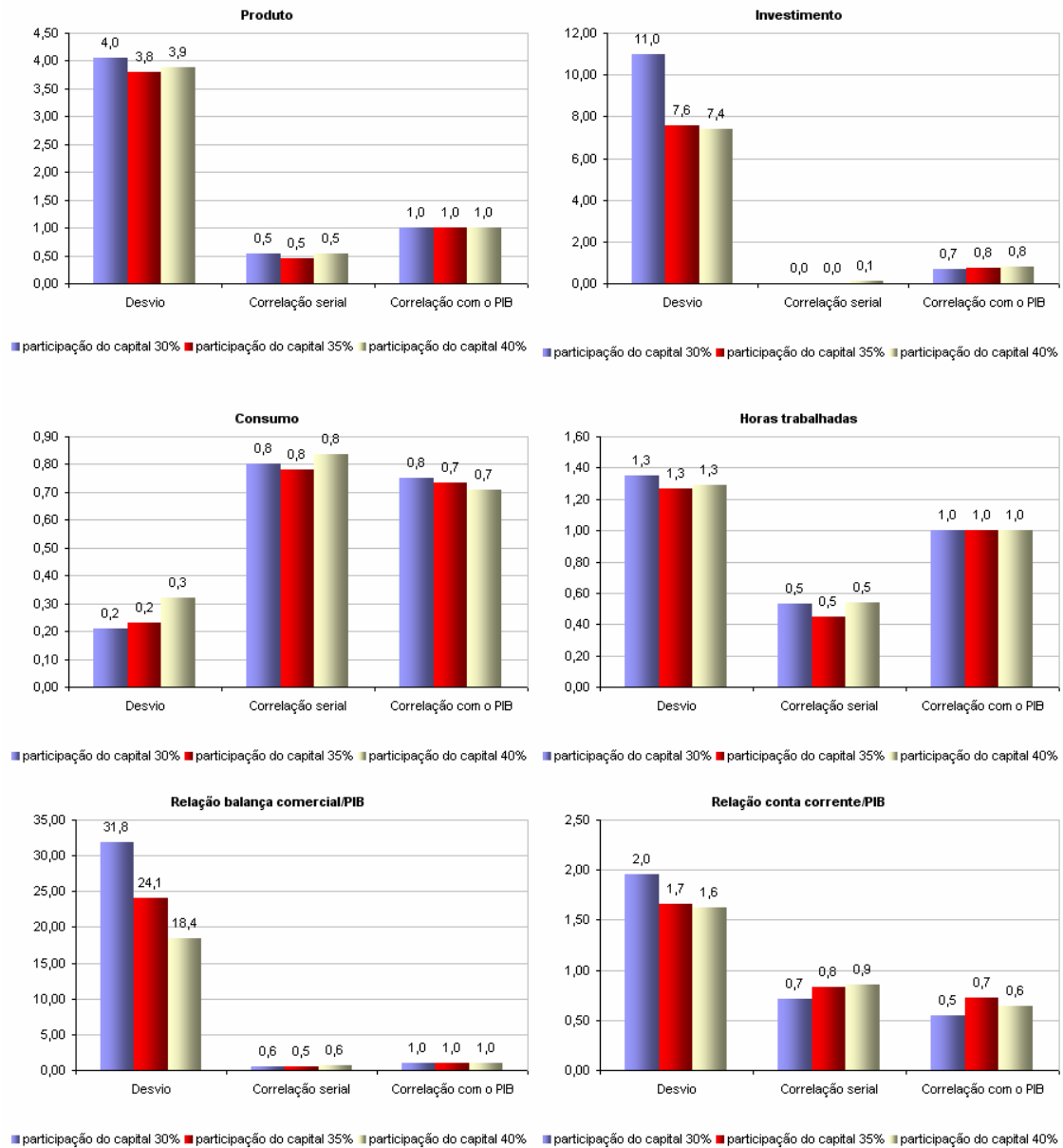


Figura D.3: Dados das simulações que consideram taxa de juros internacionais de 3,5% ao ano, coeficiente de aversão ao risco relativo de 2,00 e participação do capital na composição do PIB de 35%.

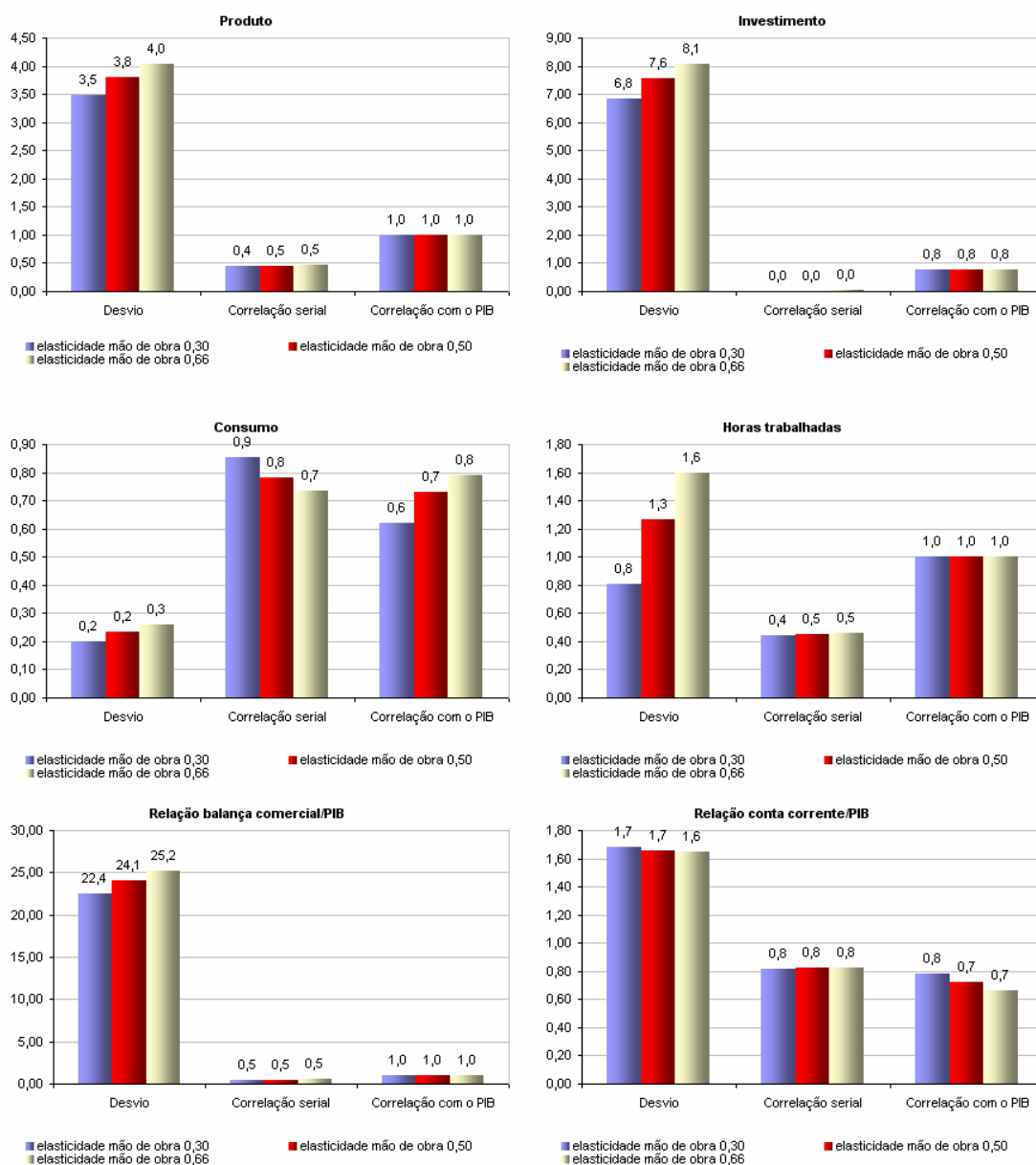
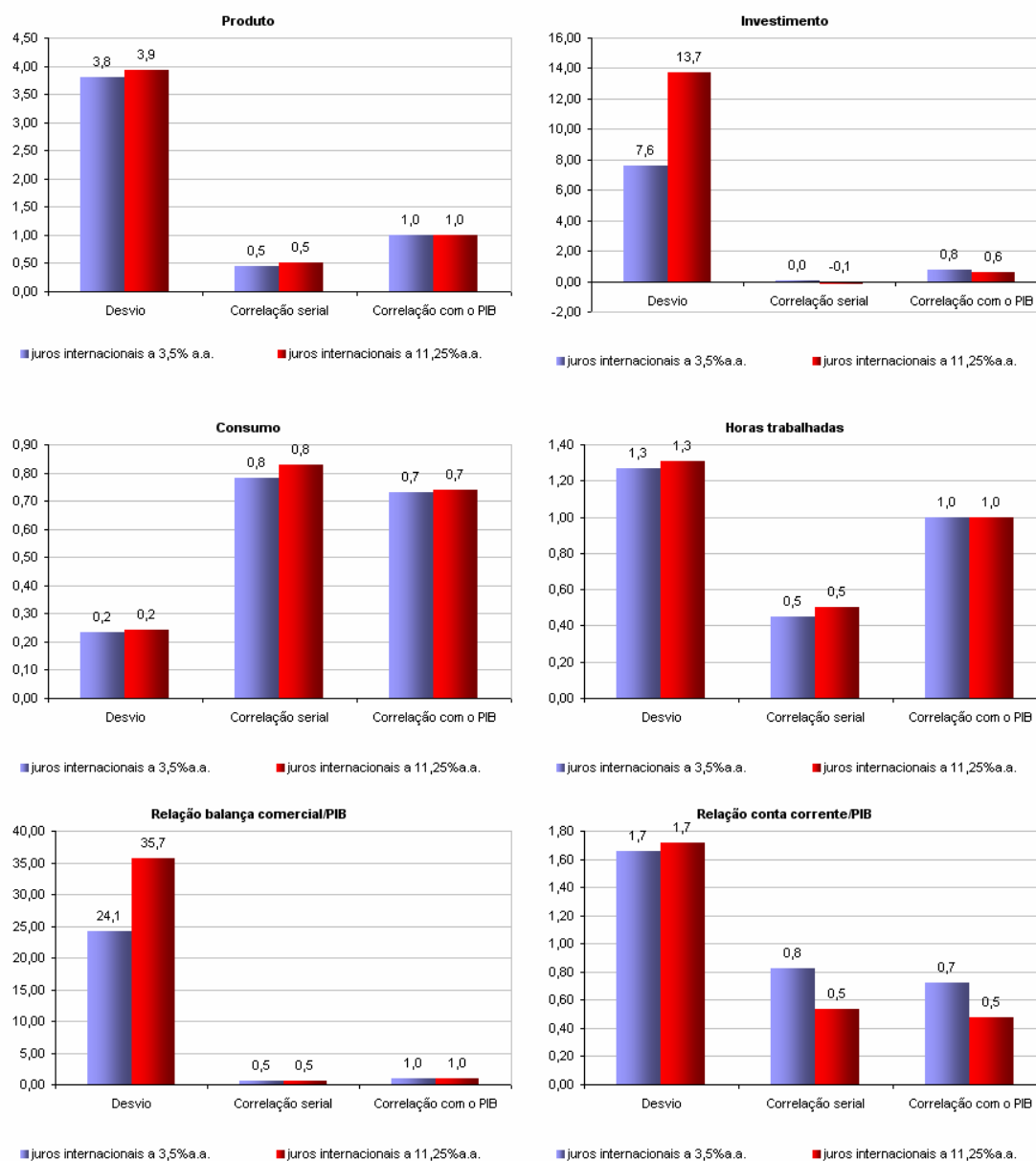


Figura D.4: Dados das simulações que consideram elasticidade intertemporal da mão de obra de 0,50, coeficiente de aversão ao risco relativo de 2,00 e participação do capital na composição do PIB de 35%.



11. Apêndice E.

Figura E.1. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 0,59, taxa real de juros internacionais em 3,5% ao ano e apenas choque de produtividade.

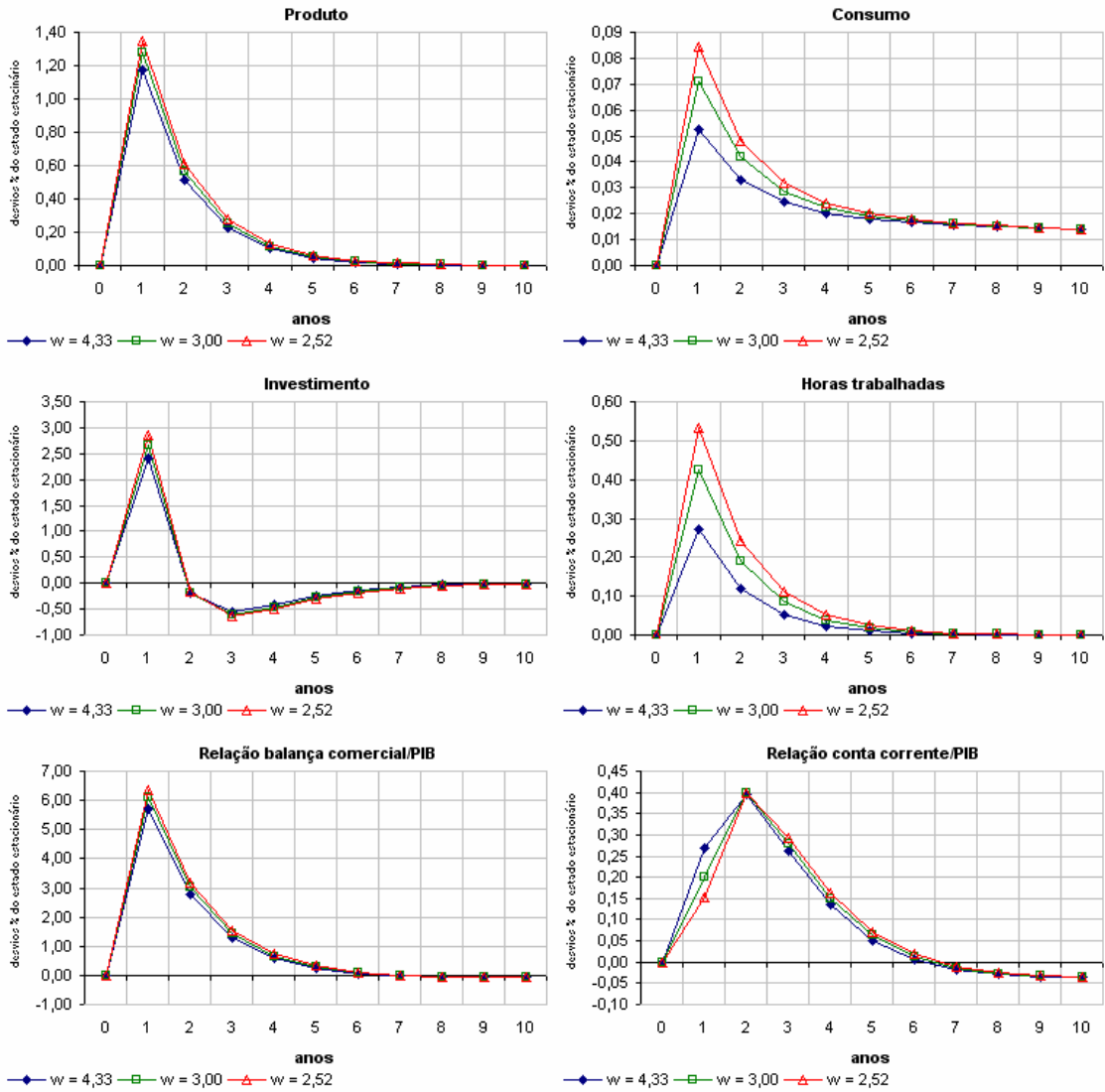


Figura E.2. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 1,00, taxa real de juros internacionais em 3,5% ao ano e apenas choque de produtividade.

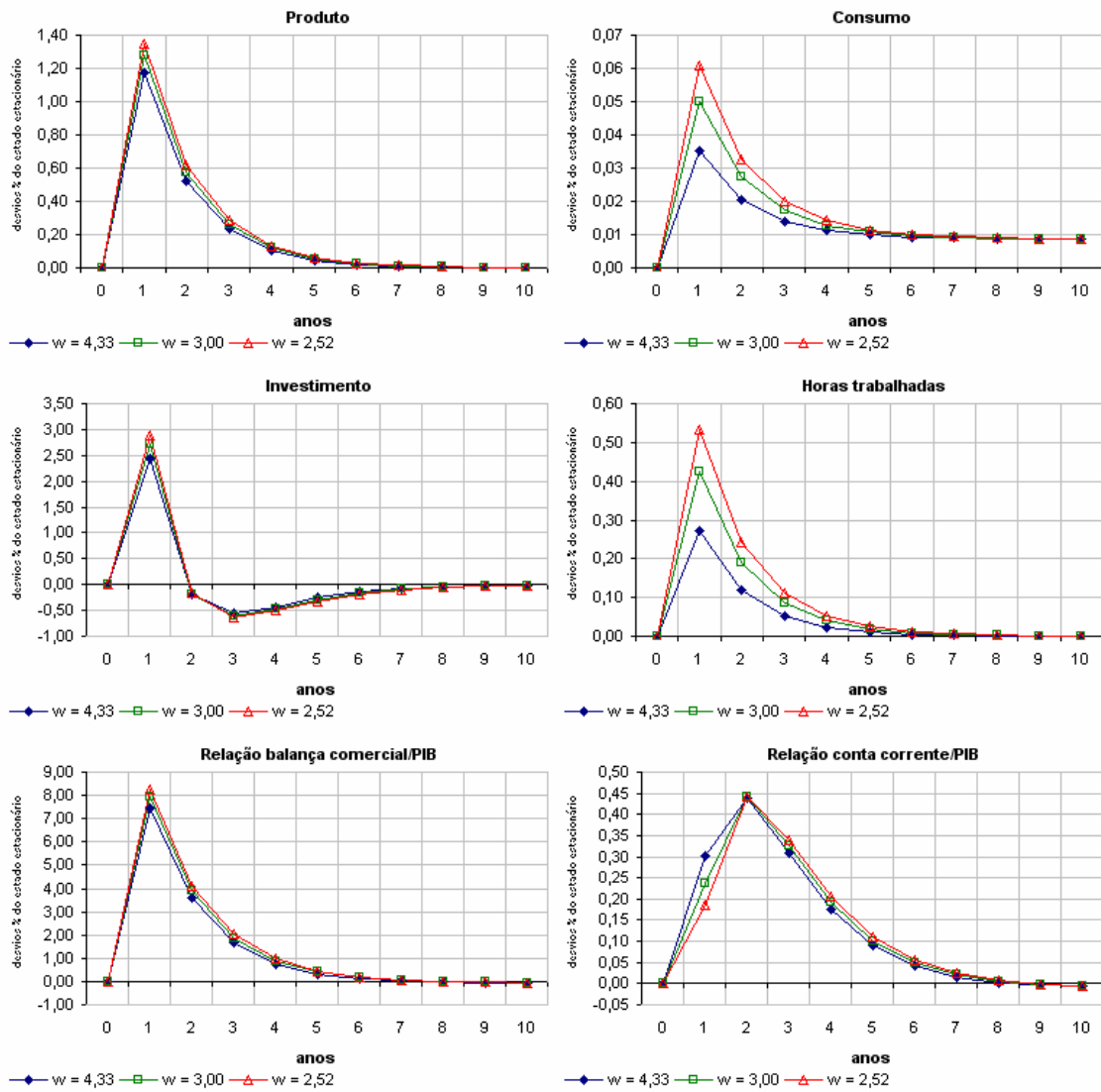


Figura E.3. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 2,00, taxa real de juros internacionais em 3,5% ao ano e apenas choque de produtividade.

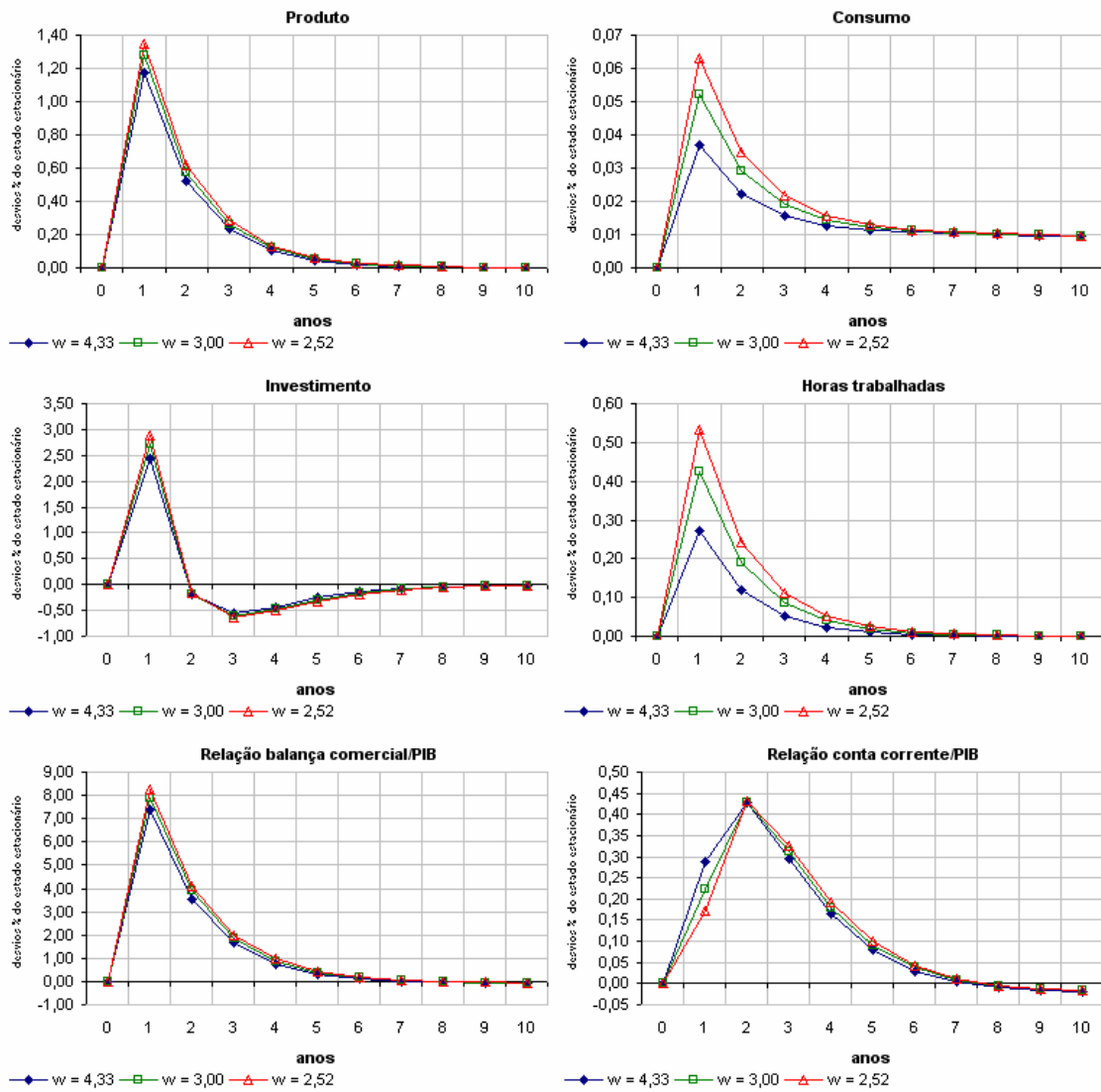


Figura E.4. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 4,89, taxa real de juros internacionais em 3,5% ao ano e apenas choque de produtividade.

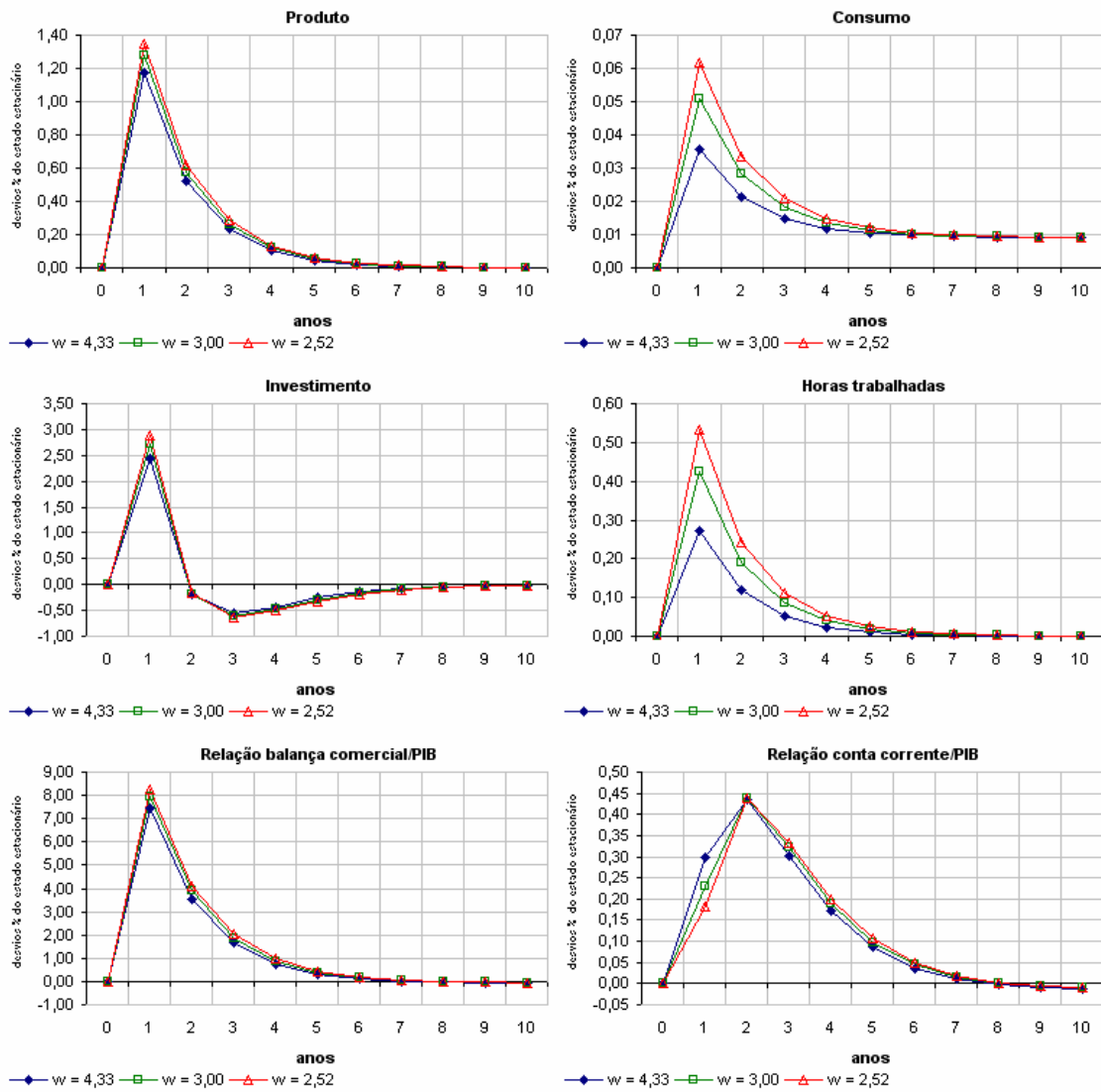


Figura E.5. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 1,00, taxa real de juros internacionais em 11,25% ao ano e apenas choque de produtividade.

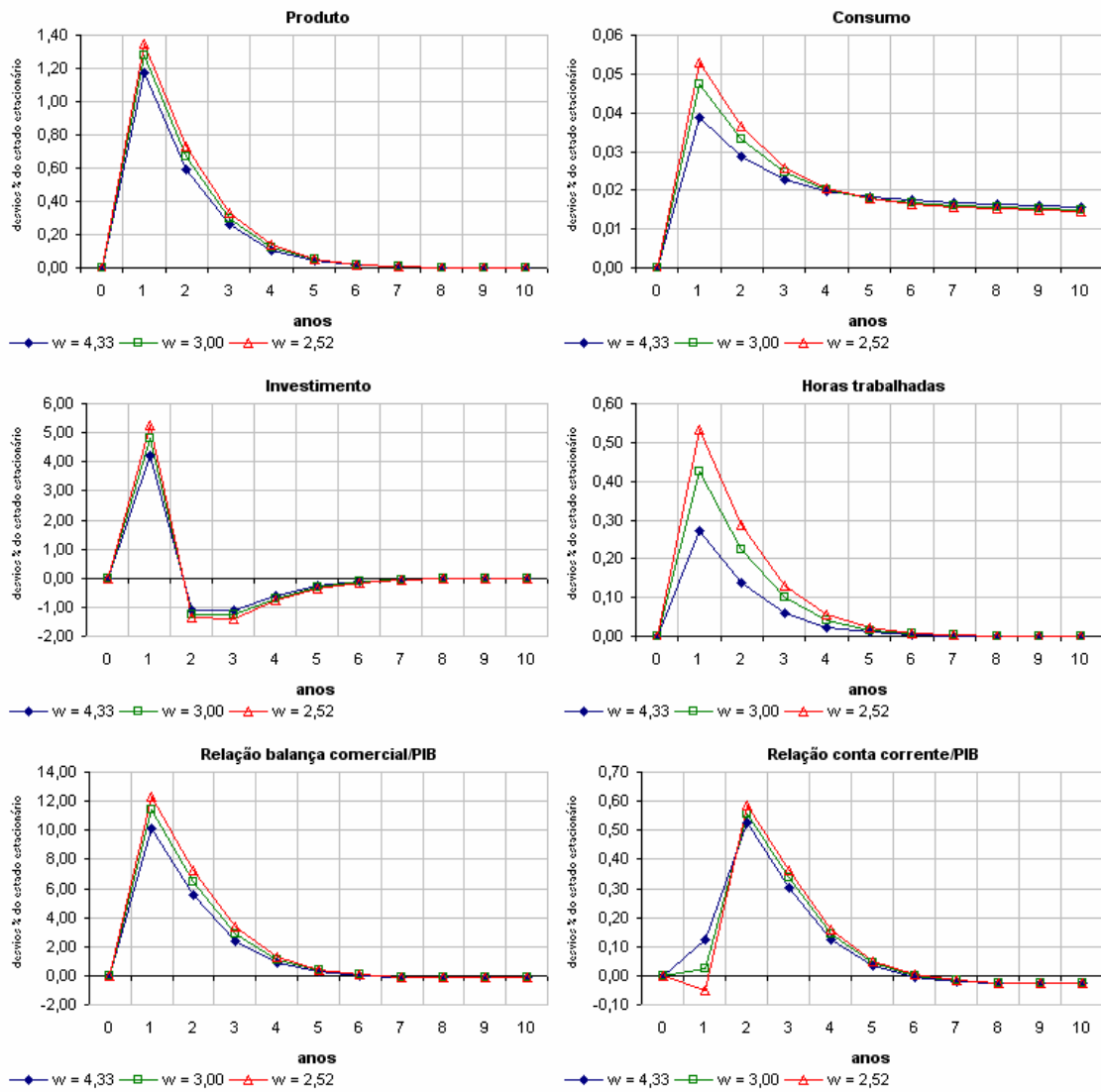


Figura E.6. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 2,00, taxa real de juros internacionais em 11,25% ao ano e apenas choque de produtividade.

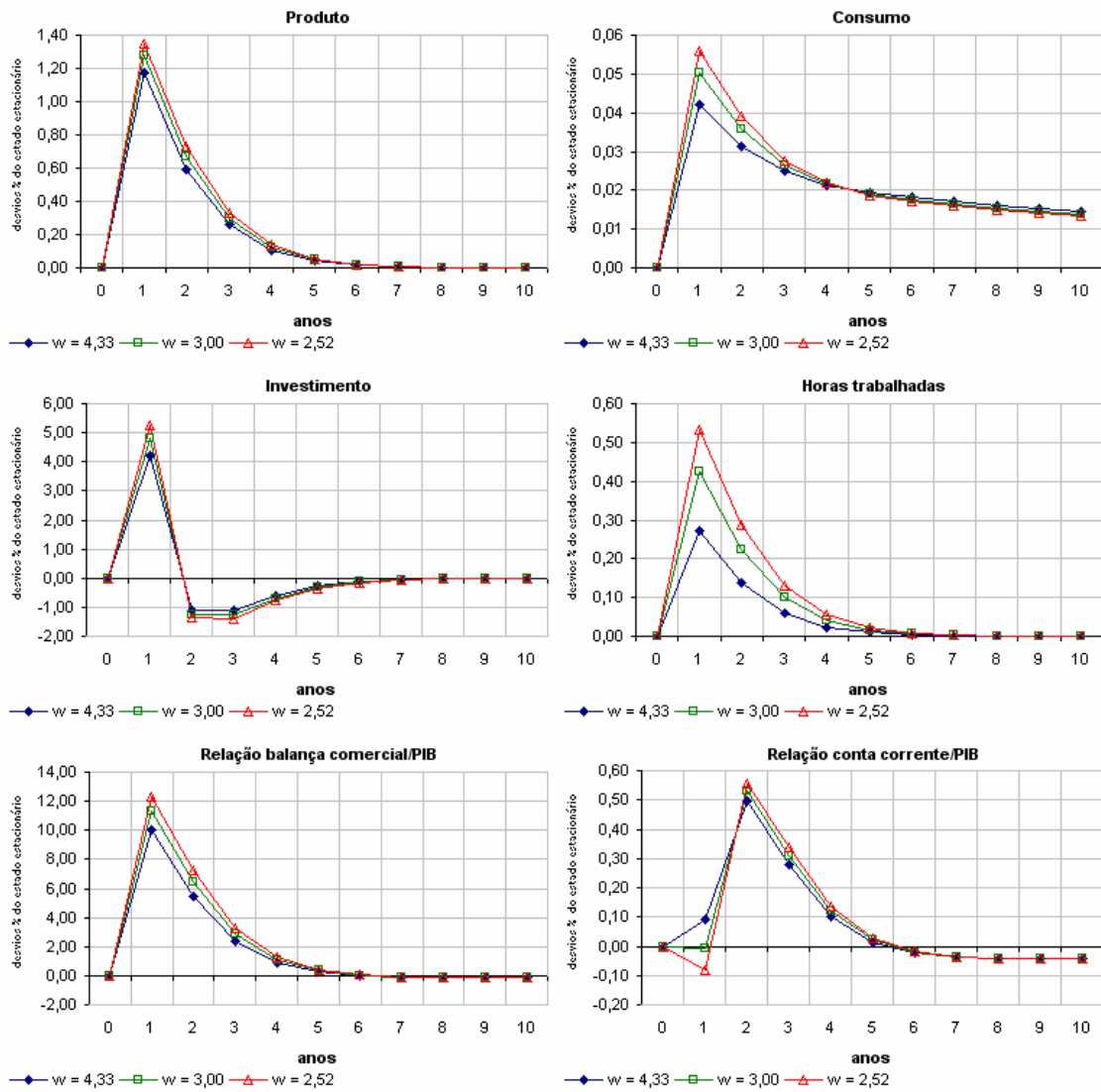


Figura E.7. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 4,89, taxa real de juros internacionais em 11,25% ao ano e apenas choque de produtividade.

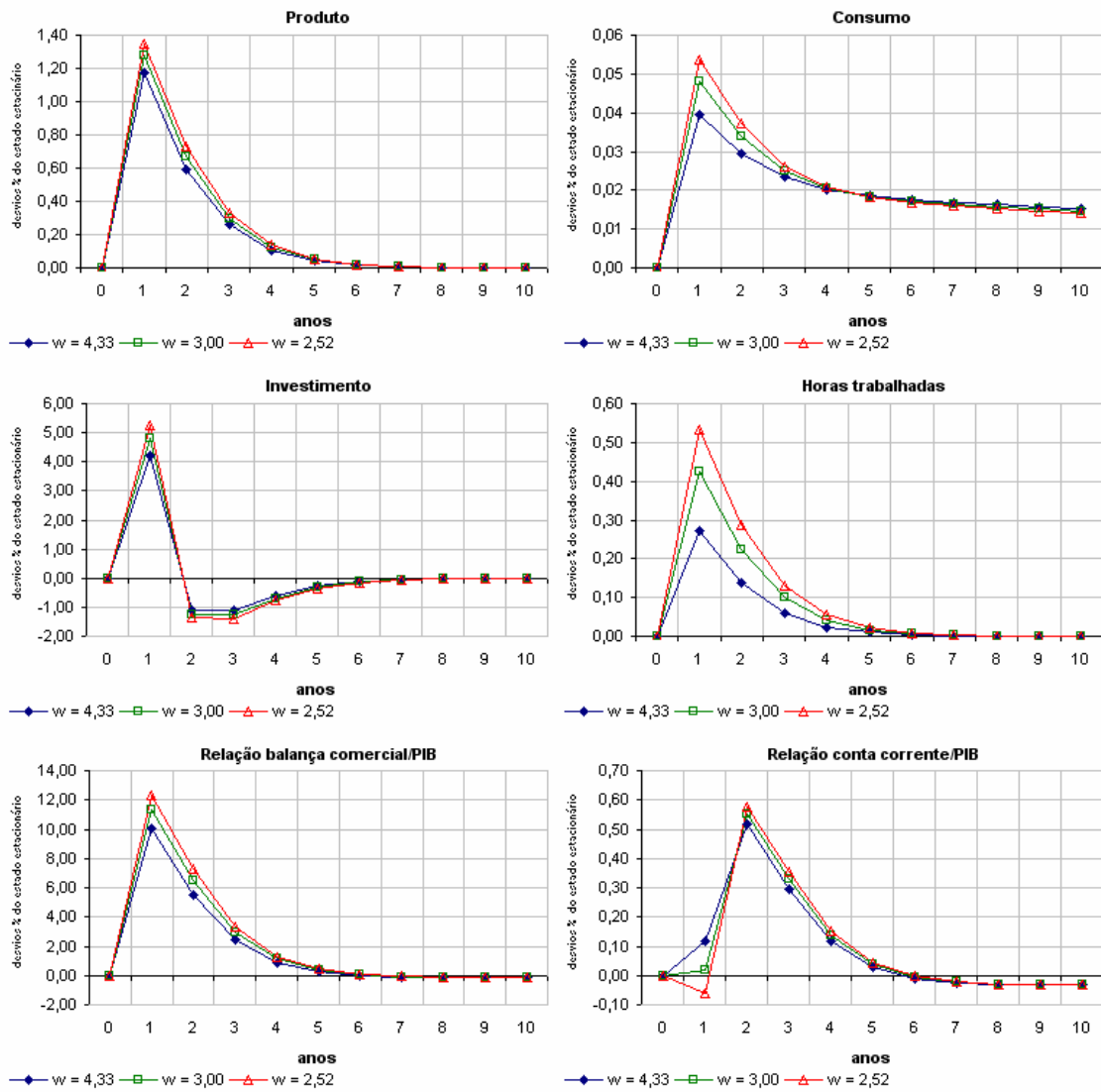


Figura E.8. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 0,59, taxa real de juros internacionais em 3,5% ao ano e com os dois choques.

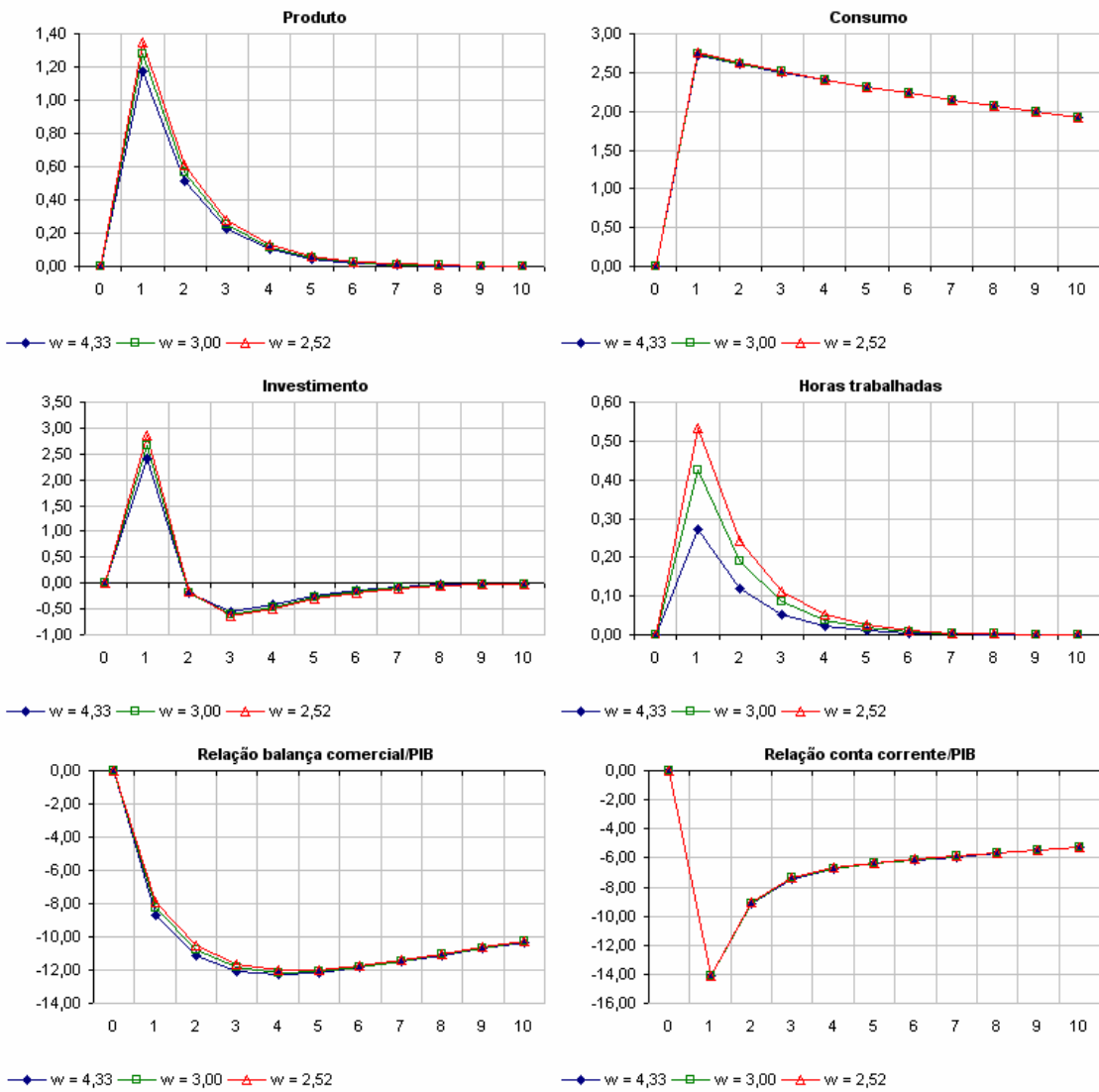


Figura E.9. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 1,00, taxa real de juros internacionais em 3,5% ao ano e com os dois choques.

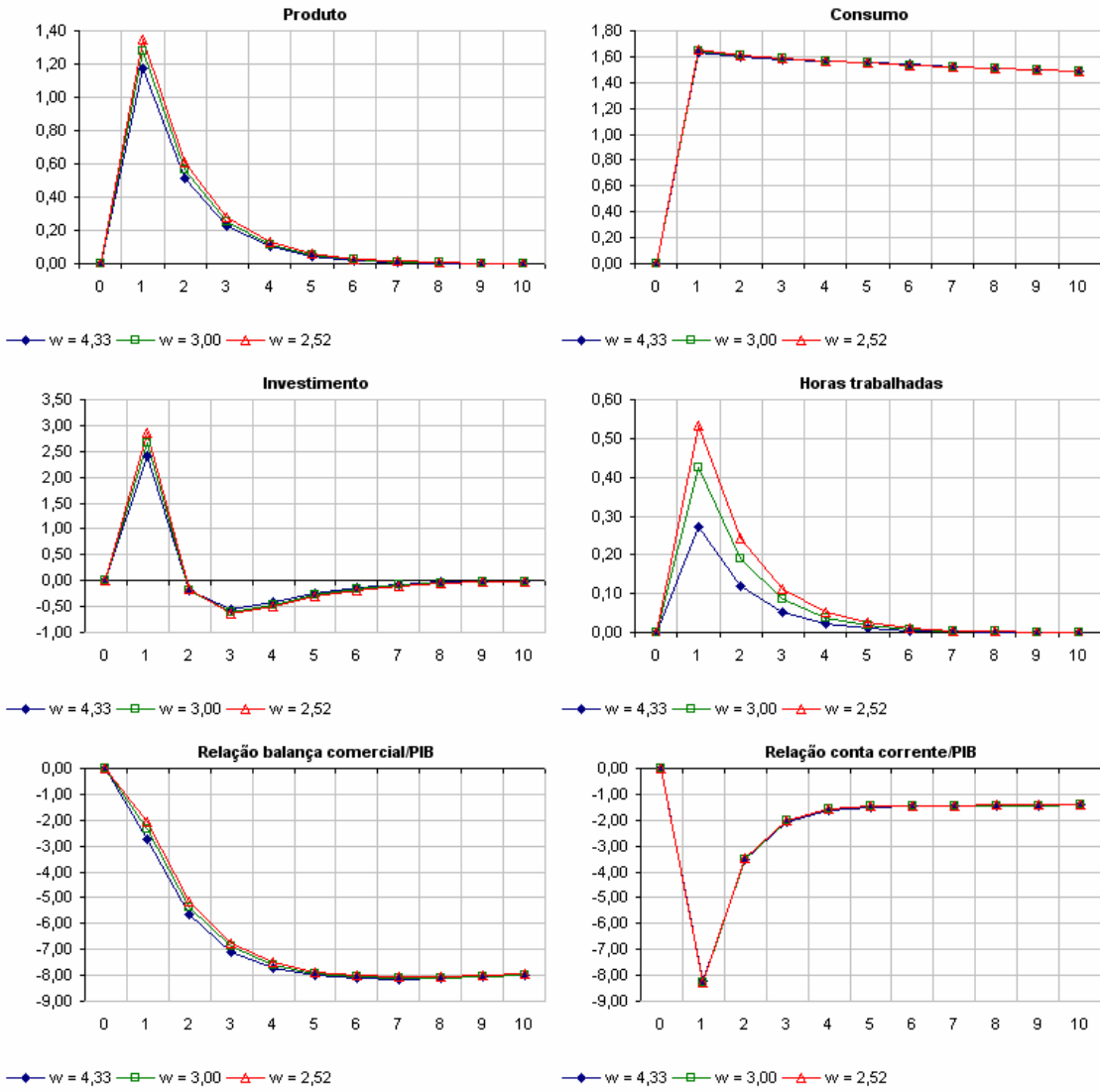


Figura E.10. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 2,00, taxa real de juros internacionais em 3,5% ao ano e com os dois choques.

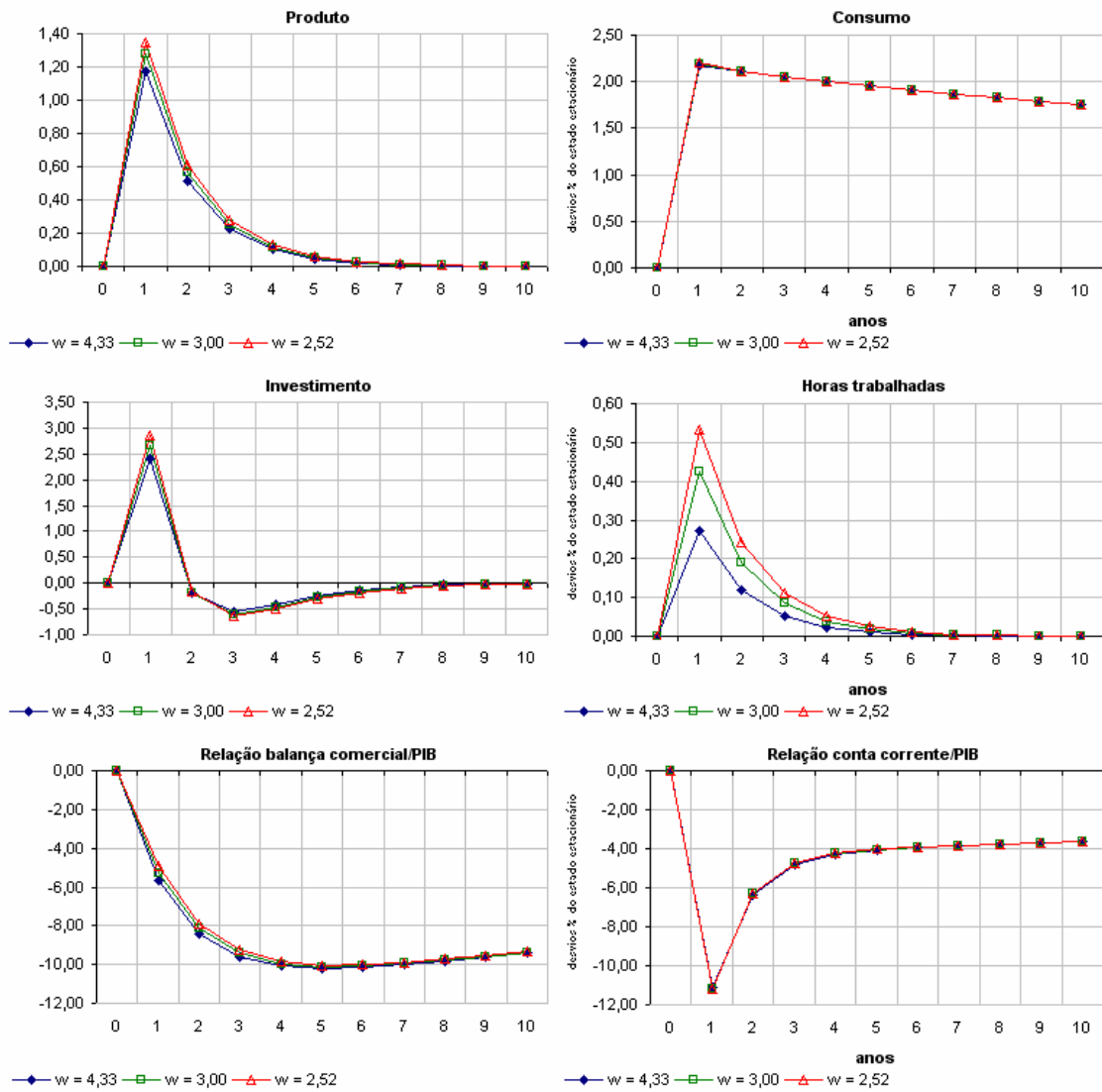


Figura E.11. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 4,89, taxa real de juros internacionais em 3,5% ao ano e com os dois choques.

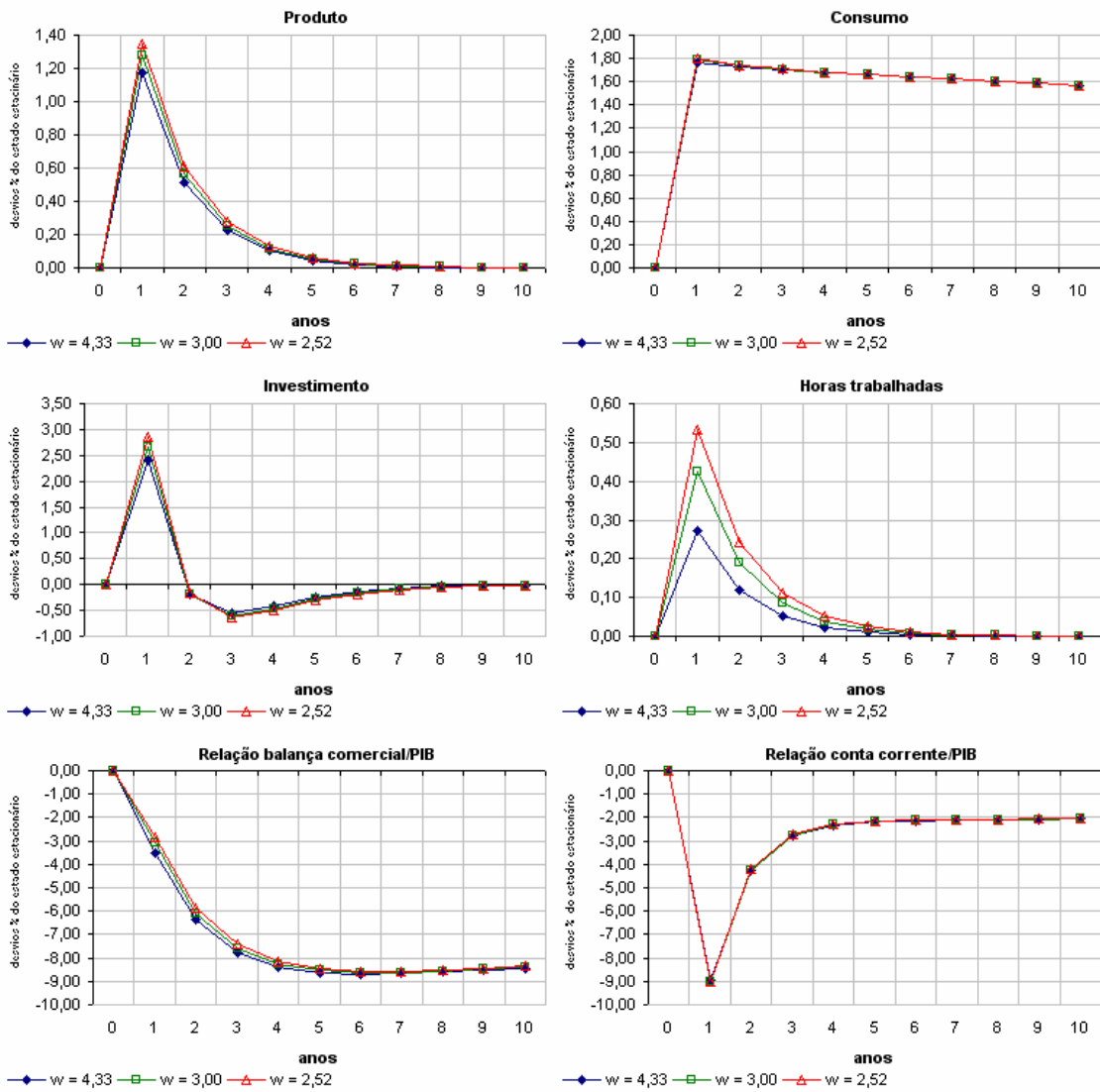


Figura E.12. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 1,00, taxa real de juros internacionais em 11,25% ao ano e com os dois choques.

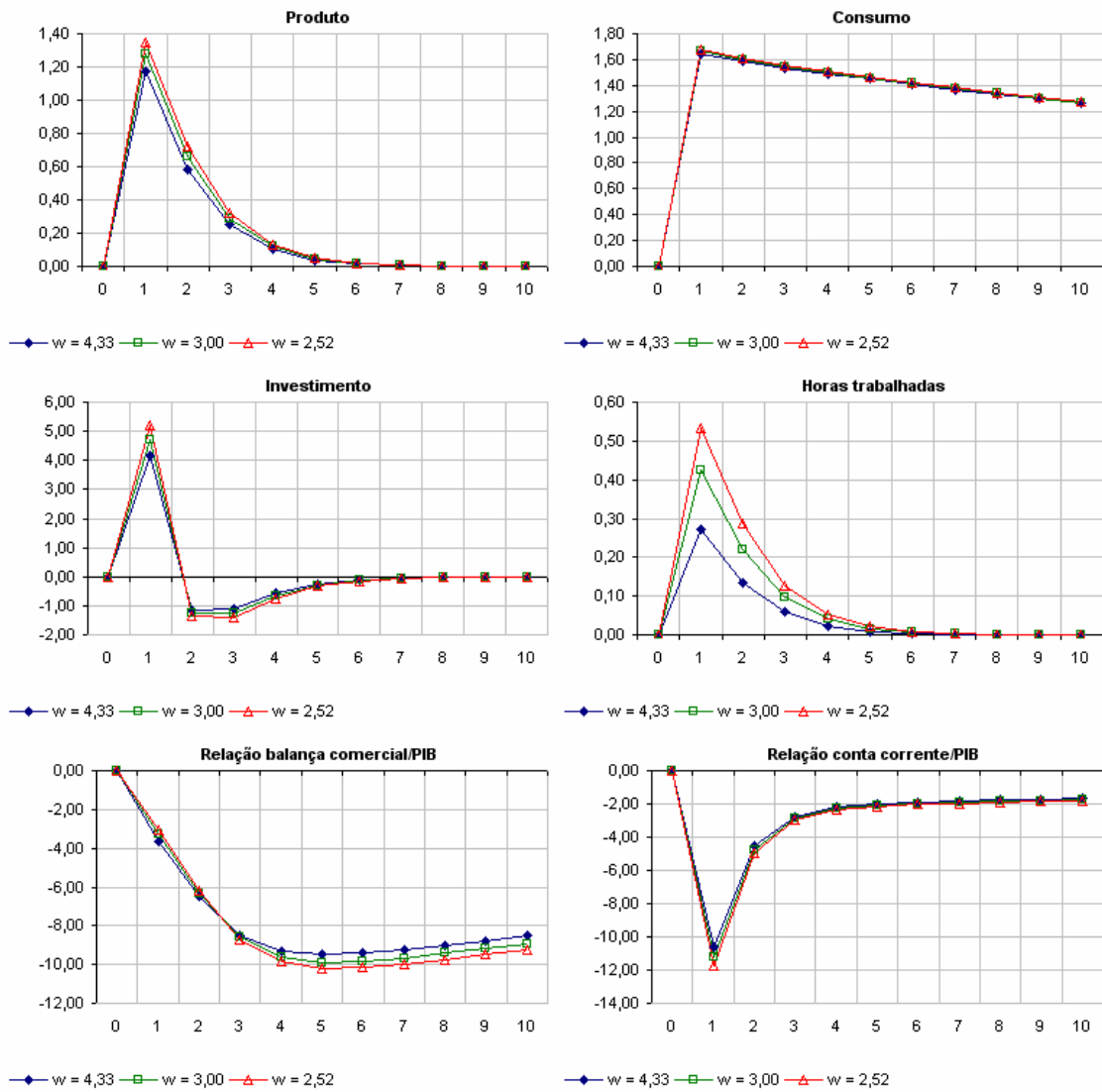


Figura E.13. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 2,00, taxa real de juros internacionais em 11,25% ao ano e com os dois choques.

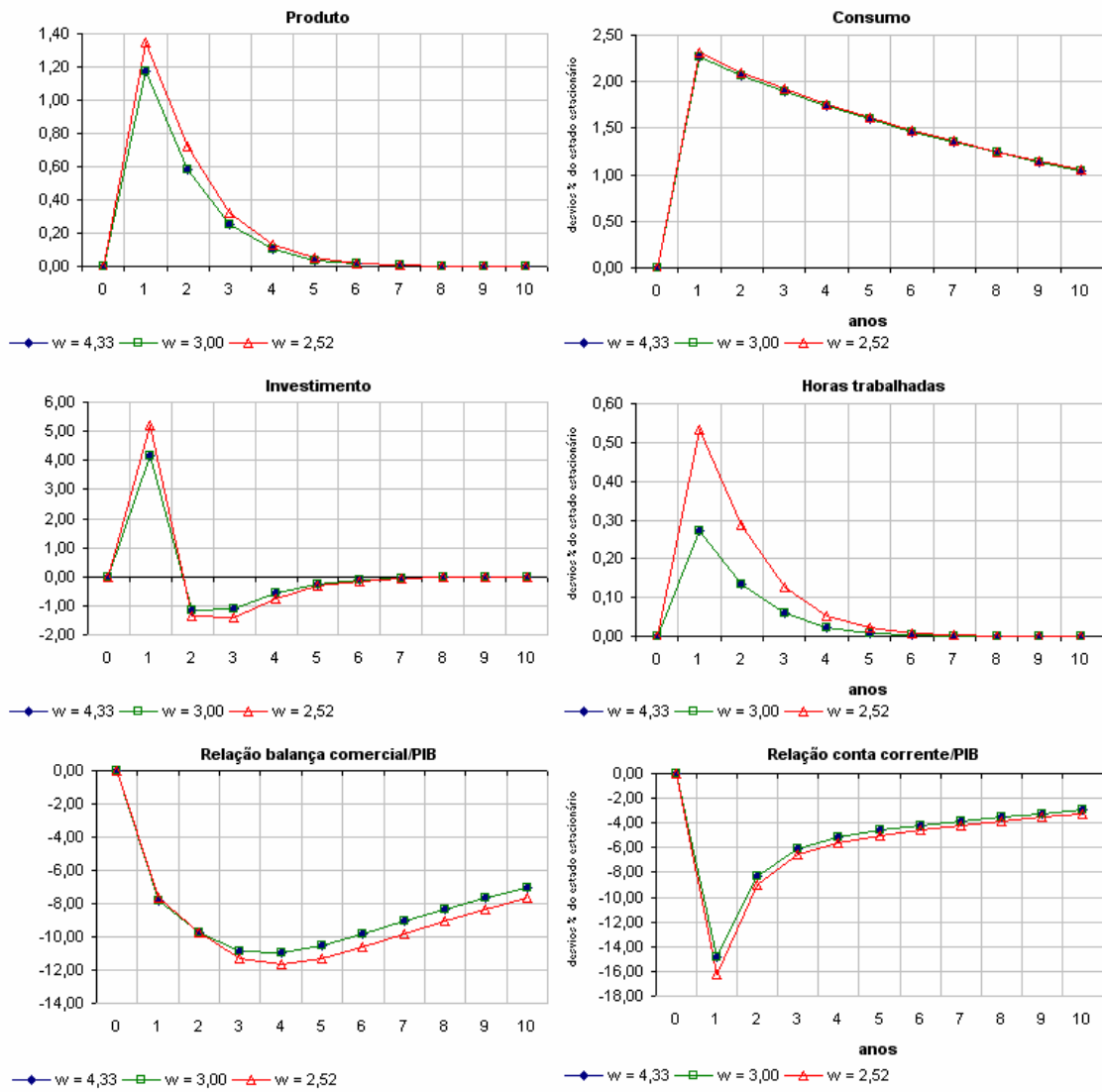
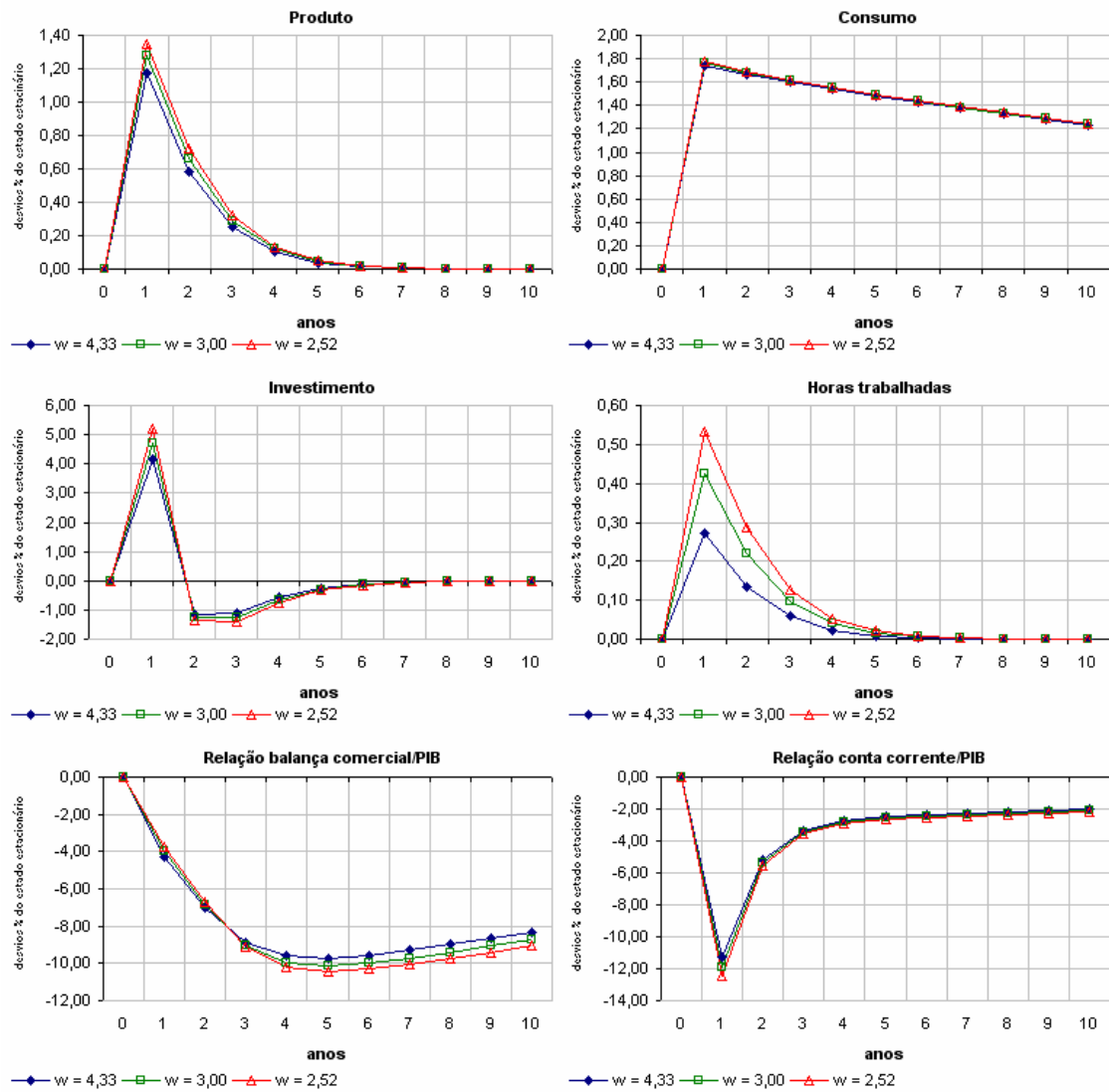


Figura E.14. Impulso – resposta com coeficiente de aversão ao risco em 4,89, taxareal de juros internacionais em 11,25% ao ano e com os dois choques.



11. Apêndice F.

Este consiste no apêndice estatístico que visa apresentar as metodologias de cálculo das estatísticas utilizadas, bem como as respectivas fontes. Vale ressaltar, que se trabalha com dados anuais, referentes ao período de 1971 a 2003, e a preços constantes de 2000, obtidos através do deflator do produto interno bruto brasileiro.

Produto interno bruto (PIB): a série advém do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (IPEA);

Deflator do PIB do Brasil: a série advém do banco de dados do IPEA;

Consumo: consiste no somatório dos consumos das famílias e do governo advindos do banco de dados do IPEA. Enquanto a série de consumo do governo pode ser utilizada da maneira que é divulgada, a série que representa o consumo das famílias recebe um tratamento. Em outras palavras, são extraídas as variações de estoques e o consumo de bens duráveis da série de consumo das famílias, de acordo com a metodologia sugerida por ELLERY, GOMES e SACHSIDA (2002);

Variações de estoques: a série advém do banco de dados do IPEA;

Investimento: a série advém do banco de dados do IPEA, sendo que a ela são somadas as variações de estoques e o consumo de bens duráveis;

Estoque de capital: a série advém do estudo elaborado por MORANDI e REIS(2004);

Horas trabalhadas: a série advém da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD), divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e da metodologia sugerida por MCGRATTAN e ROGERSON (1998);

Exportação e importação de bens e serviços: as séries advêm do banco de dados do IPEA e são convertidas em reais pelo câmbio médio do ano (Ptax), divulgado pelo Banco Central do Brasil;

Yield dos Treasuries de 10 anos: a série advém do banco de dados do Tesouro dos EUA;

Yield do EMBI+ Br: consiste em uma média ponderada dos *yields* pagos pelos títulos que compõem a dívida externa pública brasileira. Essa série advém do banco de dados da corretora *JP Morgan*; e

Deflator do PIB dos EUA: a série advém do banco de dados do *Bureau of Economic Analysis*.