

Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE  
Fundação Getúlio Vargas

## Modelos de Ciclos Reais de Negócios em Pequena Economia Aberta Aplicados ao Brasil

Dissertação submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia  
da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do  
Título de Mestre em Economia

Aluno: Felipe de Olívio Derzi Pinheiro

Orientador: Pedro Cavalcanti Ferreira

Rio de Janeiro  
2005

Escola de Pós-Graduação em Economia - EPGE  
Fundação Getúlio Vargas

## Modelos de Ciclos Reais de Negócios em Pequena Economia Aberta Aplicados ao Brasil

Dissertação submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia  
da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do  
Título de Mestre em Economia

Aluno: Felipe de Olívio Derzi Pinheiro

Banca Examinadora:  
Pedro Cavalcanti Ferreira (Orientador, EPGE/FGV)  
Ricardo Cavalcanti (EPGE/FGV)  
Arlton Teixeira (FUCAPE)

Rio de Janeiro  
2005

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é testar diversas especificações de modelos de ciclos reais de negócios em pequena economia aberta e avaliar em que medida eles conseguem reproduzir as características dos ciclos econômicos brasileiros. Um problema recorrente nos modelos de pequena economia aberta é que sua dinâmica de equilíbrio depende de condições iniciais e apresenta características não estacionárias. Neste trabalho estão presentes três diferentes especificações de modelos, que diferem na forma como a estacionariedade é induzida, são eles: 1) modelo com taxa de desconto endógena; 2) modelo com prêmio de risco elástico à dívida; 3) modelo com mercados completos. Também é testada a sensibilidade dos modelos a duas especificações de preferências - como em Greenwood et alii(1988) e como em Hansen(1985). Os modelos conseguiram replicar características importantes dos ciclos internacionais - como a correlação negativa entre a balança comercial e o produto, e a característica pró-cíclica das outras variáveis. Apenas o modelo com prêmio de risco conseguiu reproduzir a alta volatilidade do consumo brasileiro, sendo este resultado sensível à especificação de preferências. O choque de juros mostrou-se pouco importante para a dinâmica de todos os modelos e o custo de ajustamento foi essencial para a obtenção dos principais resultados.

# Sumário

<b>Lista de Tabelas</b>	<b>v</b>
<b>Lista de Figuras</b>	<b>vi</b>
<b>Agradecimentos</b>	<b>vii</b>
<b>1 Introdução</b>	<b>1</b>
<b>2 Modelos</b>	<b>7</b>
2.1 Modelo 1: Fator de Desconto Endógeno . . . . .	7
2.2 Modelo 2: Prêmio de Risco Elástico à Dívida . . . . .	10
2.3 Modelo 3: Mercado de Ativos Completo . . . . .	11
<b>3 Dados</b>	<b>13</b>
<b>4 Fatos estilizados</b>	<b>16</b>
<b>5 Calibração</b>	<b>19</b>
5.1 Modelo 1: Fator de Desconto Endógeno . . . . .	19
5.2 Modelo 2: Prêmio de Risco Elástico à Dívida . . . . .	22
5.3 Modelo 3: Mercado de Ativos Completo . . . . .	23
5.4 Modelos com choque de juros . . . . .	23
<b>6 Resultados da Simulação</b>	<b>23</b>
<b>7 Análise de Sensibilidade</b>	<b>31</b>
7.1 Nova Especificação de Preferências . . . . .	31
7.2 Calibração do Modelo . . . . .	32
7.2.1 Resultados da Simulação . . . . .	34
7.3 Parâmetros . . . . .	47
<b>8 Conclusão</b>	<b>51</b>
<b>Referências</b>	<b>53</b>

## Lista de Tabelas

<b>Tabela 1: Momentos Observados</b>	<b>17</b>
<b>Tabela 2: Parâmetros Calibrados Modelo 1</b>	<b>22</b>
<b>Tabela 3: Parâmetros Calibrados Modelo 2</b>	<b>22</b>
<b>Tabela 4: Momentos Observados e Simulados</b>	<b>24</b>
<b>Tabela 5: Parâmetros Calibrados Modelo 1</b>	<b>34</b>
<b>Tabela 6: Momentos Observados e Simulados</b>	<b>35</b>
<b>Tabela 7: Sensibilidade do Modelo 1</b>	<b>48</b>
<b>Tabela 8: Sensibilidade do Modelo 2</b>	<b>49</b>
<b>Tabela 9: Sensibilidade do Modelo 3</b>	<b>49</b>
<b>Tabela 10: Sensibilidade do Modelo 1 (Juros)</b>	<b>50</b>
<b>Tabela 11: Sensibilidade do Modelo 1 (Produtividade)</b>	<b>50</b>
<b>Tabela 12: Sensibilidade do Modelo 2 (Juros)</b>	<b>50</b>
<b>Tabela 13: Sensibilidade do Modelo 2 (Produtividade)</b>	<b>51</b>

## Lista de Figuras

Figura 1: Logaritmo do PIB e sua Tendência	15
Figura 2: Ciclo do PIB	15
Figura 3: Ciclos: Produto e Consumo	18
Figura 4: Ciclos: Produto e Investimento	18
Figura 5: Ciclos: Produto e Razão Balança Comercial-Produto	18
Figuras 6-9: Resposta a Impulso - Produtividade	27
Figuras 10-12: Resposta a Impulso - Produtividade	28
Figuras 13-14: Resposta a Impulso - Choque de Juros	29
Figuras 15-18: Resposta a Impulso - Choque de Juros	30
Figura 19: Resposta a Impulso - Choque de Juros	31
Figuras 20-23: Resposta a Impulso - Produtividade	37
Figuras 24-25: Resposta a Impulso - Produtividade	38
Figura 26: Resposta a Impulso - Produtividade	39
Figuras 27-28: Resposta a Impulso - Produtividade	39
Figuras 29-32: Resposta a Impulso - Produtividade	40
Figuras 33-35: Resposta a Impulso - Produtividade	41
Figuras 36-39: Resposta a Impulso - Produtividade	42
Figuras 40-41: Resposta a Impulso - Choque de Juros	43
Figuras 42-45: Resposta a Impulso - Choque de Juros	44
Figura 46: Resposta a Impulso - Choque de Juros	45
Figuras 47-50: Resposta a Impulso - Choque de Juros	46
Figuras 51-53: Resposta a Impulso - Choque de Juros	47

## Agradecimentos

À minha mãe Rachel e minha avó Lia, pelo amor e dedicação em todos os momentos de minha vida.

À Cibele, pelo amor e compreensão, sobretudo nos momentos em que não pudemos estar juntos.

Aos familiares que de alguma forma me ajudaram ao longo desta jornada.

Ao professor Pedro Cavalcanti Ferreira, pela orientação sempre dedicada e paciente.

Aos membros da banca examinadora, Prof. Ricardo Cavalcanti e Prof. Arilton Teixeira, pelas valiosas críticas e sugestões a este trabalho

Aos amigos da EPGE, pela amizade e companheirismo durante estes anos de convivência.

Aos funcionários da EPGE, sempre prestativos.

Finalmente ao CNPQ, pelo patrocínio fundamental à conclusão deste trabalho.

# 1 Introdução

Uma característica interessante dos ciclos reais de negócios está relacionada às variáveis que conectam diferentes economias e transmitem flutuações entre os países. Muitos países apresentam regularidade não só nos indicadores domésticos de atividade econômica, como também nos indicadores internacionais. Backus e Kehoe(1989) documentaram várias dessas regularidades em um estudo envolvendo dez países com ao menos um século de dados anuais. Não obstante as grandes diferenças entre esses países - no que concerne à estrutura de suas instituições; às políticas monetárias e fiscais; à estrutura de suas indústrias e suas taxas de crescimento - foi encontrado um comportamento bastante regular no comportamento cíclico de seus agregados reais. As relações entre as variáveis apresentaram um comportamento bastante similar entre os países, embora, diferissem na magnitude das variações do produto. O consumo mostrou-se quase tão volátil quanto o produto; o investimento apresentou uma alta volatilidade, entre duas e quatro vezes maior que a volatilidade do produto; tanto o investimento quanto o consumo mostraram-se altamente pró-cíclicos e os balanços de transações correntes e comercial apresentaram-se contra-cíclicos.

Uma série de trabalhos em ciclos reais de negócios internacionais foi publicada, estendendo a análise de Kydland e Prescott(1982) para o contexto de economia aberta. Utilizando um modelo de pequena economia aberta, Mendoza(1991), tentou replicar as principais características dos ciclos reais de negócios internacionais. O modelo - com um único ativo comercializado com o resto do mundo, e um título, cuja taxa de juros era tomada como exógena pelos agentes - foi calibrado de acordo com os dados do Canadá, e os principais momentos estatísticos gerados pela simulação do modelo foram comparados com os verdadeiros momentos dos dados canadenses. Este modelo simples conseguiu replicar vários fatos estilizados típicos dos ciclos reais de negócios encontrados nos dados canadenses. Em particular, duas regularidades empíricas “chave” de economias abertas: a correlação positiva entre poupança e investimento, e os comportamentos contra-cíclicos da balança comercial e da conta-corrente.

Em outro artigo importante nessa área, Baxter e Crucini(1993) utilizaram um modelo de crescimento estocástico com dois países e um setor, regido por um choque de produtividade, conseguindo replicar a alta correlação entre poupança e investimento encontrada em diversos países e refutaram a idéia de que economias com alta mobilidade de capitais são incompatíveis com esta regularidade. Seu modelo também previu, corretamente, que economias maiores



apresentam maiores correlações entre poupança e investimento.

Dentro da abordagem de pequena economia aberta, Correia et alli(1995) estudaram um modelo na linha proposta por Mendoza(1991), porém, introduzindo outros choques, além dos choques de produtividade e juros. Eles também analisaram a sensibilidade do modelo à introdução de uma outra especificação de função utilidade – a usada por Hansen(1985) em seu modelo de trabalho divisível – diferente da usada por Mendoza, que recorreu à função utilidade proposta por Greenwood et alli(1988). Estes autores concluíram que a habilidade dos modelos de pequena economia aberta em replicar os fatos estilizados dos ciclos de negócios depende fortemente da especificação de preferências utilizada. Sendo a função a utilidade proposta por Greenwood et alli mais indicada para os modelos de pequena economia aberta.

Outra questão que foi alvo de controvérsia nos modelos de pequena economia aberta diz respeito à estacionariedade. Nos modelos clássicos de pequena economia aberta, os residentes têm acesso a um único ativo livre de risco, cuja taxa de retorno é determinada exogenamente. Deste modo, o estado estacionário do modelo depende da condição inicial da dívida do país, em outras palavras, se a taxa de retorno dos títulos externos for maior(menor) que a taxa de impaciência, o modelo apresenta um crescimento(decrescimento) perpétuo. Ou seja, a dinâmica de equilíbrio do modelo é não estacionária, no sentido das variáveis econômicas reproduzidas pelo modelo possuírem raiz unitária<sup>1</sup>. A propriedade de passeio aleatório da dinâmica de equilíbrio destes modelos faz com que a variância incondicional de algumas variáveis, como consumo e dívida, sejam infinitas. Isso, a princípio, não seria um problema, visto que grande parte das séries temporais macroeconômicas são não-estacionárias, no entanto, como todas as técnicas computacionais disponíveis são válidas somente em torno de uma trajetória de equilíbrio estacionária, a não estacionariedade acaba gerando sérias complicações operacionais.

Mendoza(1991) lidou com o problema da não-estacionariedade através da introdução de um fator de desconto endógeno, que aumenta com o nível de consumo passado. Com isso, os agentes, ao alocarem consumo intertemporalmente, enfrentam não só os efeitos das mudanças na utilidade marginal, mas um efeito chamado por Mendoza de “efeito impaciência”. Esse efeito faz com que um aumento do consumo presente reduza o peso atribuído a todos os benefícios provenientes do consumo futuro. Essa abordagem foi proposta por Obstfeld(1981)

---

<sup>1</sup> Este problema não ocorre nos modelos de economia fechada, pois a taxa de juros é igual a produtividade marginal do capital, portanto, os desequilíbrios entre a taxa de desconto e o retorno são corrigidos pela endogeneidade desse último.

- seguindo os princípios formulados por Uzawa(1968) - para estudar a dinâmica da conta-corrente em modelos determinísticos de pequenas economias abertas. No modelo de Obstfeld, a acumulação de ativos externos atinge o estado estacionário quando a taxa de impaciência atinge o nível da taxa de juros internacional, que é exógena para as pequenas economias abertas. Enquanto a taxa de impaciência é menor que a taxa de retorno, os indivíduos escolhem acumular ativos estrangeiros, de modo a financiar um maior consumo futuro, ocorrendo o inverso quando ela é maior.

Através da equação de Euler,  $\lambda_t = E_t(\beta(c_t)(1 + r_t)\lambda_{t+1})$  - onde  $\lambda_t$  denota a utilidade marginal da riqueza e  $r_t$  a taxa de juros internacional - pode-se ver como a introdução da taxa de desconto endógena soluciona o problema da não-estacionariedade. Quando a taxa de retorno dos títulos é maior que a taxa de impaciência, os agentes escolhem acumular ativos para aumentar seu consumo futuro; o aumento do consumo futuro, por sua vez, reduz a taxa de desconto(aumenta a taxa de impaciência) induzindo o estado estacionário. O inverso ocorre quando a taxa de impaciência é maior que o retorno dos títulos, já que a redução na trajetória do consumo induz um aumento na taxa de desconto(redução da taxa de impaciência) e, conseqüentemente, induz o estado estacionário. No estado estacionário, o consumo também torna-se independente da condição da dívida do país, como se pode ver na equação de Euler  $\beta(c_t)(1 + r_t) = 1$ , sendo função da taxa de juros e dos parâmetros que definem a taxa de desconto  $\beta(\cdot)$ .

Uma outra forma de indução de estacionariedade é a introdução de um prêmio de risco para a taxa de juros internacional elástico ao nível da dívida. Nesses modelos, cada país se depara com um nível individual para a taxa de juros internacional, uma vez que a taxa de juros é acrescida de um prêmio de risco que depende do nível da dívida externa, e este é individual para cada país. Quando a taxa de retorno dos títulos é maior que a taxa de impaciência, há uma acumulação de ativos estrangeiros, que por sua vez reduz o prêmio de risco dos agentes - já que o prêmio de risco é crescente com a dívida externa - e, conseqüentemente, reduz a taxa de juros. Quando o retorno dos títulos é menor que a taxa de impaciência, os agentes endividam-se externamente, aumentando o prêmio de risco e os juros, induzindo, dessa forma, a estacionariedade. Esta abordagem foi utilizada em artigos recentes como: Mendoza e Uribe(2000) e Schmitt-Grohé e Uribe(2001). Também em artigo recente, Neumeyer e Perry(2001) usaram um modelo com custo de ajustamento de portfólio para induzir a estacionariedade.

A questão da estacionariedade, nos modelos de pequena economia aberta, foi analisada

detalhadamente em dois recentes trabalhos. Kim e Kose(2001) examinaram duas especificações de modelos de pequena economia aberta – um com preferências separáveis no tempo e fator de desconto fixo, e outro com preferências não separáveis e fator de desconto endógeno – a fim de avaliarem as implicações sobre a dinâmica de equilíbrio. Eles concluíram que as duas especificações geram ciclos de negócios com momentos quase idênticos, e que as distribuições das variáveis geradas pelos diferentes modelos não são estatisticamente diferentes. Schmitt-Grohé e Uribe(2003) testaram seis diferentes formas de indução de estacionariedade: (1) fator de desconto endógeno; (2) fator de desconto endógeno sem internalização; (3) prêmio de risco elástico à dívida; (4) custo de ajustamento de portfólio; (5) mercados completos; e (6) não-estacionário. Assim como Kim e Kose(2001), esses autores concluíram que os principais momentos gerados pelos modelos pouco diferiam entre si, assim como as funções impulso-resposta implicadas por eles.

O objetivo deste trabalho é avaliar em que medida os modelos de ciclos reais de negócios, em um ambiente de pequena economia aberta, conseguem replicar as principais características dos ciclos brasileiros e comparar os resultados de três tipos de especificações de modelos, que diferem na forma como induzem a estacionariedade, quando calibrados de acordo com os dados brasileiros. Avaliou-se a dinâmica dos ciclos econômicos gerados por modelos sujeitos a dois tipos de choque exógenos: um choque de produtividade e um choque sobre a taxa de juros internacional, comparando-se a importância relativa de cada um destes.

Pode-se argumentar que o Brasil, do ponto de vista do comércio internacional, não é uma pequena economia aberta. A rigor, quando analisamos o volume de comércio como proporção do PIB, isso fica mais evidente. No entanto, dado o grande fluxo de capitais estrangeiros e a dependência brasileira de poupança externa nos anos recentes, não seria adequado modelar-se o Brasil como uma economia fechada. Tampouco, poderia o país ser modelado como uma grande economia aberta, haja visto que pela simplicidade dos modelos, implicaria o Brasil ter a capacidade de influenciar a taxa de juros internacional, o que evidentemente não tem. Kose(2002) adaptou um modelo de pequena economia aberta para algumas características comuns a países em desenvolvimento, na tentativa de explicar a importância dos choques de preços internacionais nos ciclos econômicos destas economias. No entanto, algumas das hipóteses utilizadas - como, por exemplo, a economia só produzir bens primários para a exportação - não adaptavam-se adequadamente à realidade brasileira, além dos resultados não diferirem muito dos obtidos pelos modelos tradicionais de pequena economia aberta. Sendo assim, julgou-se relevante a aplicação dos modelos "padrão" de economia aberta e

pequena para o Brasil.

O trabalho segue a linha dos artigos de Schmitt-Grohé e Uribe(2003), Correia et alli(1995) e Mendoza(1991). Do primeiro, replica para o Brasil a comparação entre as diferentes abordagens de indução de estacionariedade, limitando-se a comparar somente três destas abordagens. Visto a grande similaridade dos resultados que as seis especificações estudadas originalmente apresentavam entre si, escolheu-se replicar somente as três especificações julgadas mais importantes e cujos resultados apresentavam maior diferença. Foram elas: (1) modelo com fator de desconto endógeno; (2) modelo com prêmio de risco endógeno à dívida; e (3) modelo com mercados completos. O último modelo é interessante visto que a maioria dos métodos de indução de estacionariedade compartilham a característica de possuírem mercados incompletos, de modo que torna-se atrativo o estudo de um modelo com mercados completos. Esse modelo também é capaz de induzir a estacionariedade à dinâmica de equilíbrio, conforme ficará claro mais adiante.

Seguindo a abordagem proposta por Correia et alli(1995), comparou-se os resultados dos diferentes modelos quando sujeitos a choques exógenos sobre a produtividade e sobre a taxa de juros internacional – e não só de produtividade, como feito por Schmitt-Grohé e Uribe(2003) – e analisou-se em que medida a função utilidade de Greenwood et alli era essencial para a obtenção dos resultados – sendo esta última análise também empreendida por Schmitt-Grohé e Uribe. Do trabalho de Mendoza, a qual os outros dois trabalhos também se baseiam, extraiu-se as sugestões para a calibração de vários parâmetros e utilizou-se seus resultados sobre o Canadá para uma breve comparação com o Brasil.

Kanczuk(2001) aplicou um modelo de pequena economia aberta - como em Correia et alli(1995) - para o Brasil e também testou a robustez dos resultados à alteração da especificação da função utilidade. O modelo com custo de ajustamento e utilidade à la Greenwood et alli(1988) conseguiu replicar o comportamento dos ciclos econômicos brasileiros, embora, tenha subestimado a volatilidade do consumo. Este trabalho estende a análise, pois compara a robustez dos resultados de Kanczuk a diferentes formas de indução de estacionariedade, além de avaliar o comportamento dessas formas alternativas quando calibradas com as duas diferentes especificações de utilidade.

As três especificações de modelo conseguiram, em maior e menor grau, replicar várias características dos ciclos econômicos brasileiros. No aspecto qualitativo, os modelos se comportaram de forma similar. Todos reproduziram aspectos importantes dos ciclos, como os comportamentos contra-cíclico da balança comercial e pró-cíclico do consumo e do investi-

mento. Quantitativamente, alguns modelos se saíram melhores que outros, em particular, no que diz respeito à volatilidade do consumo e à correlação entre balança comercial e produto. Os modelos com taxa de desconto endógena e com mercados completos subestimaram a volatilidade do consumo, sendo que o segundo mais fortemente que o primeiro. Nesse aspecto, o modelo com prêmio de risco saiu-se melhor, e foi o único que conseguiu replicar a alta volatilidade do consumo brasileiro, além de ter conseguido reproduzir a característica anômala desta volatilidade, que apresenta-se maior que a volatilidade do produto. A correlação da balança comercial com o produto foi subestimada por todos os modelos, mas de forma mais acentuada pelo modelo com mercados completos.

A desvinculação entre as decisões de consumo e investimento, gerada pelo livre acesso ao crédito nos modelos de economia aberta, provoca uma volatilidade exagerada do investimento, que acaba distorcendo o comportamento das outras variáveis. Deste modo, a introdução de uma função custo de ajustamento, como observado por Mendoza, foi fundamental para que os modelos conseguissem replicar características importantes dos ciclos econômicos brasileiros, como a característica contra-cíclica da balança comercial.

Conforme demonstrado por Correia et alii(1995) e por Kanczuk(2001), a função utilidade como em Greenwood et alii(1988) foi fundamental para a obtenção de alguns resultados. Os momentos mais afetados pela mudança de especificação de preferências foram, novamente, a volatilidade do consumo e a correlação entre balança comercial e produto. Todos os modelos sob a especificação de preferências à la Hansen(1985) observaram uma queda acentuada na volatilidade do consumo, embora o modelo com prêmio de risco ainda sustentasse volatilidade maior que as dos outros. Quanto à correlação entre produto e balança comercial, nenhum modelo conseguiu sustentar sua característica contra-cíclica.

A introdução de outra perturbação, o choque de juros, teve pequeno impacto sobre a dinâmica dos modelos, afetando, levemente, os momentos simulados por eles. Este resultado está de acordo com o obtido por Mendoza para o Canadá, mas é sensível ao grau de endividamento externo. O momento mais afetado por essa perturbação, como era de se esperar, foi a volatilidade do investimento, que cresceu em todos os modelos.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: na seção 2 são apresentados os três modelos que foram implementados; na seção 3 são apresentados os dados utilizados neste trabalho e que serviram de base de comparação para os modelos; na seção 4 são apresentados alguns fatos estilizados dos ciclos de negócios internacionais, verificando-se em que medida os dados brasileiros correspondem a eles; na seção 5 é apresentada a calibração do modelo;

na seção 6 são apresentados os resultados das simulações com os momentos das variáveis geradas pelos modelos e as respectivas funções resposta a impulso em relação aos choques de produtividade e juros; na seção 7 é feita uma análise de robustez dos modelos, com alteração da função utilidade e modificações nos parâmetros calibrados; e, finalmente, na seção 8, o trabalho é concluído.

## 2 Modelos

### 2.1 Modelo 1 - Fator de Desconto Endógeno

**Tecnologia:** A economia produz um único bem comercializável internacionalmente ( $y_t$ ) de acordo com a seguinte função utilidade, linearmente homogênea nos insumos:

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

onde  $k_t$  é o estoque de capital,  $h_t$  é o trabalho e  $A_t$  é um choque estocástico exógeno de produtividade, com  $F(\cdot)$  atendendo às condições de Inada. Como o modelo ignora a presença de bens não-comercializáveis internacionalmente, o efeito substituição, derivados de alterações nos termos de troca, são ignorados, de modo que avalia-se somente o efeito renda, proveniente das alterações dos preços internacionais.

O estoque de capital segue a seguinte dinâmica:

$$k_{t+1} = i_t + (1 - \delta)k_t, \quad (2)$$

onde  $\delta \in (0, 1)$  é a taxa de depreciação do capital físico e  $i_t$  é o investimento bruto. Os agentes têm acesso a um mercado de capitais internacional perfeitamente competitivo, onde podem comercializar um ativo livre de risco, que paga a taxa de juros internacional,  $r_t$ , tomada como exógena pelos residentes<sup>2</sup>. A evolução da dívida externa ( $d_t$ ) dos residentes é dada por:

$$d_t = (1 + r_{t-1})d_{t-1} + tb_t, \quad (3)$$

---

<sup>2</sup>Nesta seção a taxa de juros internacional é considerada não-estocástica. Mais adiante será introduzido um choque exógeno nesta variável.

onde  $tb_t$  denota a balança comercial.

A restrição de recursos da economia determina que a soma do consumo( $c_t$ ), investimento( $i_t$ ) e da balança comercial( $tb_t$ ) não exceda o produto interno bruto, líquido do custo de ajustamento, conforme abaixo:

$$c_t + i_t + tb_t = y_t - \Phi(k_{t+1} - k_t), \quad (4)$$

onde  $\Phi(\cdot)$  representa a função custo de ajustamento do estoque de capital, como função do investimento líquido. A função custo de ajustamento é introduzida com o objetivo de reduzir a volatilidade no investimento típica dos modelos de pequena economia aberta, que pode ser induzida por diferenciais entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional. A função  $\Phi(\cdot)$  segue as seguintes hipóteses:  $\Phi'(\cdot) > 0$ ,  $\Phi''(\cdot) > 0$  e  $\Phi(0) = \Phi'(0) = 0$ . As restrições impostas sobre  $\Phi(\cdot)$  garantem que, no estado estacionário não estocástico, o custo de ajustamento seja zero, e que a taxa de juros doméstica iguale a produtividade marginal do capital líquida da depreciação. As famílias estão sujeitas também a uma restrição de não-endividamento explosivo (Condição de Ponzi), da seguinte forma:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t \left[ \frac{d_{t+j}}{\prod_{s=1}^j (1 + r_s)} \right] \leq 0 \quad (5)$$

**Preferências:** Considere uma pequena economia aberta habitada por um grande número de famílias idênticas e com preferências descritas a seguir:

$$E_0 \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \theta_s U(c_s, h_s) \right] \quad (6)$$

$$\theta_0 = 1 \quad (7)$$

$$\theta_{t+1} = \beta(c_t, h_t) \theta_t \quad t \geq 0, \quad (8)$$

onde  $U(\cdot)$  representa a função utilidade sobre os níveis de consumo e trabalho com  $U \in C^2$ ,  $U'(\cdot) > 0$  e  $U''(\cdot) < 0$ , e  $\theta_t$  representa o fator de desconto endógeno, que também depende dos níveis de consumo e trabalho. Esta especificação de utilidade permite obter estacionariedade para dinâmica de equilíbrio, tornando o estado estacionário não estocástico

independente das condições iniciais do modelo( nível inicial de riqueza financeira  $d_0$ , capital físico  $k_0$  e produtividade total dos fatores  $A_0$ ). A função  $\beta(\cdot)$  atende as seguintes hipóteses:  $\beta \in C^2$ ,  $\beta_c < 0$  e  $\beta_h > 0$ , de modo que o fator de desconto é decrescente com o nível de consumo e crescente com o nível de trabalho. Estas hipóteses fazem com que um aumento no nível de consumo presente reduza o peso atribuído a todo fluxo de consumo futuro, de forma que os agentes passam a estar sujeitos ao fenômeno denominado por Mendoza de "Efeito Impaciência".

As famílias escolhem os processos  $\{c_t, h_t, i_t, y_t, k_{t+1}, d_t, \theta_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$  de forma a maximizar a utilidade (6) sujeito às restrições (1)-(5) e às restrições (7) e (8). Fazendo  $\eta_t$  e  $\lambda_t$  os multiplicadores de Lagrange das equações (8) e (4), as condições de 1ª ordem do problema de maximização das famílias são: as equações (1) - (5); a equação(8), todas valendo com igualdade; e a as condições (9) – (13):

$$\lambda_t = U_c(c_t, h_t) - \eta_t \beta_c(c_t, h_t) \quad (9)$$

$$\eta_t = E_t [\eta_{t+1} \beta(c_{t+1}, h_{t+1})] - E_t [U(c_{t+1}, h_{t+1})] \quad (10)$$

$$\lambda_t = E_t [\lambda_{t+1} (1 + r_t) \beta(c_t, h_t)] \quad (11)$$

$$\lambda_t A_t F_h(k_t, h_t) = -U_h(c_t, h_t) + \eta_t \beta_h(c_t, h_t) \quad (12)$$

$$\lambda_t (1 + \Phi'(k_{t+1} - k_t)) = E_t \left[ \beta(c_t, h_t) \lambda_{t+1} \left( \begin{array}{c} A_{t+1} F_k(k_{t+1}, h_{t+1}) + \dots \\ \dots (1 - \delta) + \Phi'(k_{t+2} - k_{t+1}) \end{array} \right) \right]. \quad (13)$$

Essas condições são próximas das usuais, exceto pelo fato da utilidade marginal do consumo não ser dada só por  $U_c(c_t, h_t)$ , mas por  $U_c(c_t, h_t) - \eta_t \beta_c(c_t, h_t)$ . O segundo termo reflete o fato que um incremento no consumo corrente reduz o fator de desconto( $\beta_c < 0$ ). Por outro lado, a redução de uma unidade no fator de desconto reduz a utilidade do período t em  $\eta_t$ , que é igual ao valor presente descontado das utilidades do período t+1 em diante. A desutilidade marginal do trabalho também é modificada, tornando-se  $U_h(c_t, h_t) - \eta_t \beta_h(c_t, h_t)$ . Observando-se a equação de Euler (11), fica claro porque o estado estacionário torna-se independente das condições iniciais. No estado estacionário (11) torna-se:

$$E_t [(1 + r) \beta(c, h)] = 1,$$

fazendo com que o estado estacionário do consumo seja função apenas de  $r$  e dos parâmetros que definem a função  $\beta(\cdot)$ . A taxa de juros internacional é considerada constante e igual a:



$$r_t = r. \quad (14)$$

A lei de movimento do choque de produtividade é dada por:

$$\ln A_{t+1} = \rho_A \ln A_t + \epsilon_{A,t+1}; \quad \epsilon_{A,t+1} \sim NIID(0, \sigma_A^2) \quad t \geq 0. \quad (15)$$

O equilíbrio competitivo é um conjunto de processos  $\{d_t, c_t, h_t, y_t, k_{t+1}, \eta_t, \lambda_t\}$  satisfazendo as equações (1)-(5) e (9)-(13) valendo com igualdade, dado as equações (14),(15),  $A_0$ ,  $d_{-1}$  e  $k_0$ .

## 2.2 Modelo 2: Prêmio de risco elástico à dívida

No modelo 2, a estacionariedade é induzida assumindo que a taxa de juros enfrentada pelos agentes domésticos,  $r_t$ , é acrescida de uma função prêmio de risco,  $p(\cdot)$ , que é crescente com o nível agregado de dívida externa, que será denotado por  $\tilde{d}_t$ . Especificamente,  $r_t$  é dado por:

$$r_t = r + p(\tilde{d}_t), \quad (16)$$

onde  $r$  denota a taxa de juros internacional e  $p(\cdot)$  denota o prêmio de risco específico do país. A função  $p(\cdot)$  é assumida estritamente crescente. Em palavras, quanto maior o nível da dívida externa do país, maior será a taxa de juros internacional individual cobrada deste para se endividar. Com este tipo de especificação, torna-se desnecessária a utilização de um fator de desconto endógeno, como no modelo 1, de maneira que esse é assumido constante; formalmente:

$$\theta_t = \beta^t, \quad (17)$$

onde  $\beta \in (0, 1)$ , a taxa de desconto subjetiva, é um parâmetro constante. Ademais, todas as especificações feitas para o modelo 1 continuam valendo para o modelo 2.

As condições de 1ª ordem do agente representativo são as equações (1)-(5) valendo com igualdade e as equações a seguir<sup>3</sup>:

$$\lambda_t = E_t [\beta \cdot \lambda_{t+1} \cdot (1 + r_t)] \quad (18)$$

$$\lambda_t = U_c(c_t, h_t) \quad (19)$$

---

<sup>3</sup>Notem que  $\lambda_t$  continua sendo o multiplicador associado à restrição (4).

$$-U_h(c_t, h_t) = \lambda_t \cdot A_t \cdot F_h(k_t, h_t) \quad (20)$$

$$\beta \cdot E_t \left[ \lambda_{t+1} \cdot \begin{pmatrix} A_{t+1} \cdot F_k(k_{t+1}, h_{t+1}) + \dots \\ \dots (1 - \delta) + \Phi'(k_{t+2} - k_{t+1}) \end{pmatrix} \right] = \lambda_t \cdot (1 + \Phi'(k_{t+1} - k_t)) \quad (21)$$

Como os agentes são assumidos idênticos; em equilíbrio, o nível de dívida per-capita é igual ao nível individual, ou seja:

$$\tilde{d}_t = d_t. \quad (22)$$

Um equilíbrio competitivo é um conjunto de processos  $\{d_t, \tilde{d}_{t+1}, c_t, h_t, y_t, i_t, k_{t+1}, r_t, \lambda_t\}$  satisfazendo as equações (1)-(5), (16)-(22) todas valendo com igualdade, dado a equação (15),  $A_0, d_{-1}$  e  $k_0$ .

### 2.3 Modelo 3: Mercado de ativos completo

Nos modelos 1 e 2, dado a estrutura dos mercados, é impossível a elaboração de contratos definindo pagamentos contingentes a cada realização dos estados da natureza. Sendo assim, os agentes não conseguem se segurar totalmente contra os riscos domésticos, embora, como salientado por Mendoza, a aquisição de ativos internacionais ofereçam alguma proteção. No modelo estudado nesta seção, os agentes têm acesso a um vetor completo de ativos estado-contingentes. Como ficará claro mais adiante, essa hipótese, por si só, é capaz de induzir estacionariedade aos modelos dinâmicos.

As preferências e tecnologias são as mesmas do Modelo 2. A restrição orçamentária período-a-período das famílias é dada por

$$E_t(r_{t+1}b_{t+1}) = b_t + y_t - c_t - i_t - \Phi(k_{t+1} - k_t), \quad (23)$$

onde  $b_{t+1}$  denota uma variável aleatória indicando o número de ativos comprados no período  $t$  a serem entregues em cada período  $t+1$ . A variável  $r_{t+1}$  denota o preço no período  $t$ , de um ativo que paga uma unidade do bem em um estado particular no período  $t+1$ , dividido pela probabilidade de ocorrência deste estado, dado a informação disponível no período  $t$ . As famílias também estão sujeitas a uma restrição de não existência de endividamento explosivo da forma:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t(q_{t+j}b_{t+j}) \geq 0, \quad (24)$$

em todas as datas e sobre todas as contingências. A variável  $q_t$  representa o preço do período zero de uma unidade de bem a ser entregue em um determinado estado do período  $t$ , dividido

pela probabilidade de ocorrência daquele estado, dado as informações disponíveis em zero, e é dado por:

$$q_t = r_1.r_2...r_t,$$

com  $q_0 \equiv 1$ . As condições de 1ª ordem associadas ao problema de maximização das famílias são as equações: (1); (2); (19)-(21); (23) e (24), valendo com igualdade; e

$$\beta.\lambda_{t+1} = \lambda_t.r_{t+1}. \quad (25)$$

Diferente das equações de Euler estudadas nas duas últimas seções, sob mercados completos, existe uma única equação de Euler para cada possível estado da natureza existente no período  $t+1$ , enquanto que sob mercados incompletos, esta equação vale somente sob expectativas.

No resto do mundo, os agentes têm acesso ao mesmo vetor de ativos financeiros que na economia doméstica, conseqüentemente, uma condição de primeira ordem dos agentes estrangeiros é uma equação similar à equação (25). Colocando estrelas sobre as variáveis estrangeiras ou funções, temos:

$$\beta.\lambda_{t+1}^* = \lambda_t^*.r_{t+1} \quad (26)$$

Assumiui-se que os agentes domésticos e estrangeiros partilham da mesma taxa de desconto subjetiva, de modo que ao combinar-se as equações de Euler, doméstica e estrangeira, tem-se:

$$\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} = \frac{\lambda_{t+1}^*}{\lambda_t^*}$$

Esta expressão vale para todas as datas e sobre todas as contingências. Isto significa que a utilidade marginal do consumo é proporcional a sua contrapartida estrangeira. Formalmente,

$$\lambda_t = \xi.\lambda_t^* \quad (27)$$

onde  $\xi$  é um parâmetro constante determinando diferença de renda entre países. Assumimos que a economia é pequena. Isso significa que  $\lambda_t^*$  deve ser tomado como uma variável exógena. Como estamos interessados somente nos efeitos dos choques de produtividade domésticos, assumimos que  $\lambda_t^*$  é constante e igual a  $\lambda^*$ , que é um parâmetro. A condição de equilíbrio acima torna-se:

$$\lambda_t = \xi.\lambda^* = \psi_3 \quad (28)$$

onde  $\psi_3 \equiv \xi.\lambda^*$  é um parâmetro constante. Em outras palavras, a condição acima implica que:

$$U_c(c) = \xi U_c^*(c^*),$$

de modo que a estacionariedade do consumo externo ( $c^*$ ) - que é exógeno - implica a estacionariedade do consumo interno.

Um equilíbrio competitivo é um conjunto de processos  $\{c_t, h_t, y_t, i_t, k_{t+1}, \lambda_t\}_{t=0}^{\infty}$  satisfazendo as equações: (1); (2); (19)-(21) e (27) , dado a equação (15),  $A_0$  e  $k_0$ .

## 2.4 Modelos com choque de juros

Além dos choques exógenos de produtividade, aos dois primeiros modelos foi introduzida uma segunda perturbação, um choque exógeno na taxa de juros internacional. O choque de juros traz três tipos de efeito à economia: gera um efeito riqueza cujo sinal depende da situação do país analisado - devedor líquido(choque negativo) e credor líquido(choque positivo); um efeito substituição entre consumo presente e consumo futuro, tendo em vista a alteração no preço relativo do consumo; e um terceiro efeito redistributivo sobre as decisões de poupança entre capital e títulos externos, já que a taxa de juros internacional é a taxa de retorno do título externo.

A lei de movimento que rege o choque na taxa de juros é dada por:

$$\log r_{t+1} = \rho_r \log r_t + \epsilon_{r,t+1} \quad \epsilon_{r,t+1} \sim NIID(0, \sigma_r^2) \quad t \geq 0.$$

## 3 Dados

Para a análise do comportamento dos agregados macroeconômicos brasileiros e posterior calibração dos modelos a serem simulados foi elaborada uma base de dados formada, em sua maioria, por séries extraídas das Contas Nacionais. Essas contas foram responsabilidade, até 1972, do Instituto Brasileiro de Economia(IBRE), da Fundação Getúlio Vargas(FGV). Em 1973, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística(IBGE) passou a ser o responsável por sua elaboração, mas só em 1986 passou a efetivamente calculá-las. Todas as séries foram expressas em reais de 1995, utilizando-se o deflator implícito do PIB para isso.

Algumas das séries utilizadas neste trabalho apresentam problemas, já que não retratam exatamente as variáveis que compõem os modelos simulados, tornando, assim, mais difícil a análise de adequação dos modelos. A série de consumo mais adequada, por exemplo, seria a

de consumo de bens não-duráveis, sendo os bens duráveis incluídos em investimentos. Como salientado por Ferreira e Val(2001), espera-se que o consumo de bens duráveis apresente mais variabilidade que o consumo de bens não-duráveis, deste modo, a série de consumo utilizada deve apresentar uma volatilidade maior do que a série ideal. Outro problema relativo a essa série é a metodologia empregada para seu cálculo. Como o consumo das Contas Nacionais é obtido como resíduo, todos os problemas de mensuração das outras séries afetam também o consumo.

As séries medidas em moeda estrangeira, como o balanço de transações correntes e a balança comercial, também não são as ideais. A conversão dessas séries para o real ou para a moeda da época se dá através da taxa de câmbio nominal média do período. Com isso, a volatilidade dessas séries pode ser afetada pela volatilidade da taxa de câmbio. Além disso, o deflacionamento dessas séries deveria ser feito de acordo com a inflação estrangeira e não a doméstica, como foi feito. Uma alternativa seria a análise dos agregados em dólar, através do conceito de paridade do poder de compra, entretanto, devido ao tamanho reduzido que as séries que seguiam esse conceito apresentavam, optou-se pela utilização das séries em reais, mesmo com o problema descrito anteriormente. A não exclusão do consumo e do investimento do governo, que não estão presentes em nenhum dos modelos simulados, também pode gerar distorções nos momentos das séries, prejudicando ainda mais a análise de adequação dos modelos.

A série de horas trabalhadas foi elaborada como sugerido por Ferreira e Val(2001). A partir do índice de horas trabalhadas na produção, da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo(FIESP), e de algumas hipóteses<sup>4</sup>, foi construída uma série que refletisse as horas trabalhadas por família. Conforme aqueles autores argumentaram, o procedimento utilizado não é o ideal, mas devido a ausência de dados, teve que ser adotado. A série de capital utilizada foi aquela construída por Morandi e Reis(2003).

Todas as séries, com exceção da série de horas trabalhadas e de capital<sup>5</sup>, compreendiam o período de 1947 e 2003, com frequência anual<sup>6</sup>. Os ciclos das séries foram isolados através do

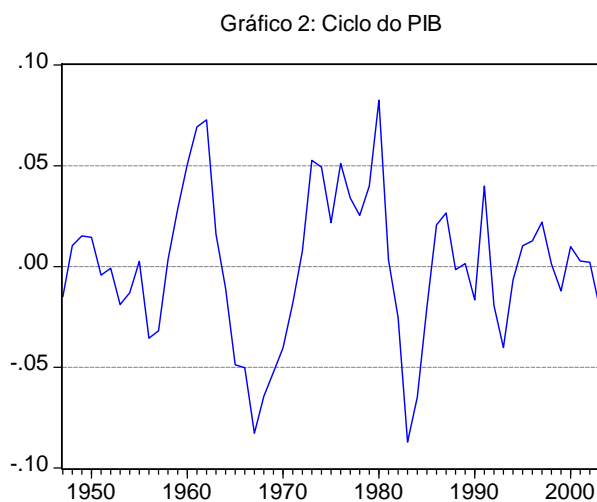
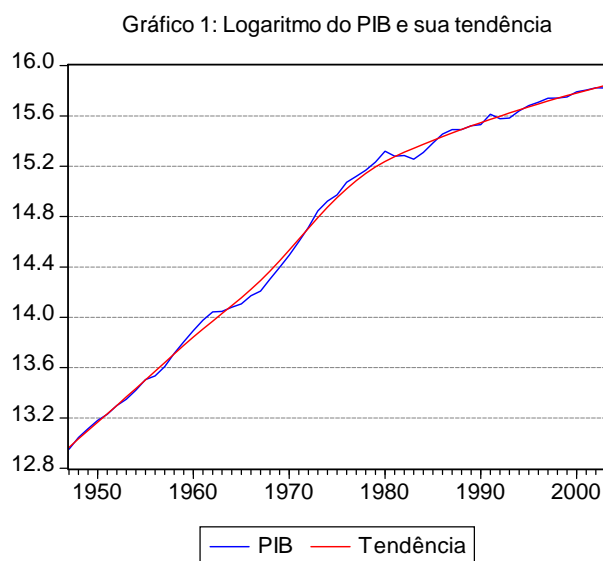
---

<sup>4</sup>Supôs-se que cada família ocupada trabalhasse 8 horas por dia, durante 21 dias úteis, em julho de 1998. Chegou-se, assim, ao número de horas trabalhadas nesse mês. Utilizando-se o índice da FIESP chegou-se ao número de horas totais. Dividindo-se pela PEA, obteve-se o número de horas trabalhadas por família.

<sup>5</sup>A série de horas trabalhadas compreendeu o período de 1982 e 2002, enquanto que a série de capital compreendeu o período de 1950 a 2003.

<sup>6</sup>Essa frequência foi utilizada por possuir um maior número de observação.

filtro Hodrick-Prescott(filtro HP), procedimento largamente utilizado na literatura de “Real Business Cycles”. Nas séries que possuíam somente valores positivos, a filtragem foi feita utilizando-se o logaritmo das mesmas, que faz com que o desvio-padrão seja expresso em taxa de variação. Não empregou-se o logaritmo nas séries da razão balanço de transações correntes - produto e na série da razão balanço comercial-produto, da mesma forma que o logaritmo não foi empregado nessas variáveis para efeito de simulação. Sendo assim, os momentos destas séries não podem ser comparados entre si, mas ainda podem ser comparados com os resultados gerados pelo modelo.



## 4 Fatos estilizados

Nesta seção é analisado em que medida os agregados macroeconômicos brasileiros correspondem aos fatos estilizados encontrados na literatura de ciclos reais de negócios internacionais. Backus e Kehoe(1992) documentaram uma série de fatos estilizados sobre as propriedades dos ciclos reais de negócios internacionais numa amostra de 10 países da OCDE. Entre os relevantes para a análise aqui empreendida estão os seguintes fatos: o investimento é, consistentemente, entre 2 e 4 vezes mais volátil que o produto; consumo é quase tão volátil quanto o produto; tanto o investimento quanto o consumo são fortemente pró-cíclicos; a balança comercial é geralmente contra-cíclica, exibindo déficits maiores nos períodos de expansão que nos períodos de recessão.

Grande parte dos modelos de ciclos reais internacionais, ajustados para uma pequena economia aberta, são testados usando-se dados do Canadá. O trabalho pioneiro nessa área foi o de Mendoza(1991), que modelou uma pequena economia aberta e testou em que medida esse modelo conseguia replicar as regularidades dos ciclos de negócios internacionais, comparando os resultados obtidos com os dados canadenses. Tendo em vista a grande quantidade de artigos nessa literatura que exploram os dados do Canadá, usarei os mesmos a fim de compará-los com os dados e resultados brasileiros.

Na tabela 1, a seguir, são apresentados os principais resultados estatísticos dos agregados

macroeconômicos brasileiros e canadenses.

<b>Tabela 1: Momentos observados</b>		
Momentos	Canadá	Brasil
Desvio-Padrão $\sigma(x_t)$		
$\sigma(y_t)$	2.81	3.68
$\sigma(c_t)$	2.46	4.51
$\sigma(i_t)$	9.82	9.93
$\sigma(h_t)$	2.02	3.43
$\sigma\left(\frac{tb_t}{y_t}\right)$	1.87	1.43
$\sigma\left(\frac{ca_t}{y_t}\right)$	—	1.24
$\sigma(k_t)$	1.38	1.82
Correlação serial $\rho(x_t, x_{t-1})$		
$\rho(y_t, y_{t-1})$	0.61	0.69
$\rho(c_t, c_{t-1})$	0.70	0.57
$\rho(i_t, i_{t-1})$	0.31	0.43
$\rho(h_t, h_{t-1})$	0.54	0.49
$\rho\left(\frac{tb_t}{y_t}, \frac{tb_{t-1}}{y_{t-1}}\right)$	0.66	0.38
$\rho\left(\frac{ca_t}{y_t}, \frac{ca_{t-1}}{y_{t-1}}\right)$	—	0.25
$\rho(k_t, k_{t-1})$	0.65	0.87
Correlação com o produto $\rho(x_t, y_t)$		
$\rho(c_t, y_t)$	0.59	0.86
$\rho(i_t, y_t)$	0.64	0.59
$\rho(h_t, y_t)$	0.8	0.11
$\rho\left(\frac{tb_t}{y_t}, y_t\right)$	-0.13	-0.45
$\rho\left(\frac{ca_t}{y_t}, y_t\right)$	—	0.26
$\rho(k_t, y_t)$	-0.384	0.54

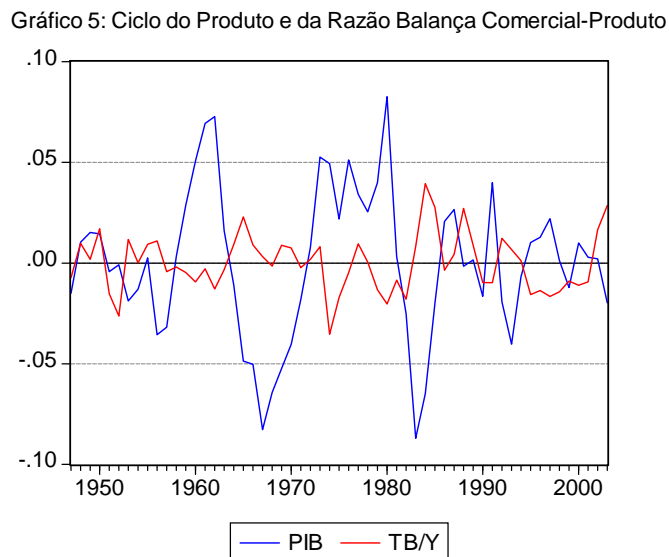
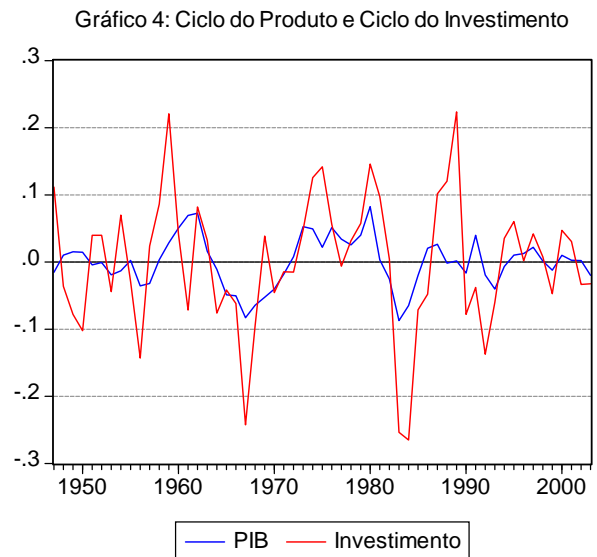
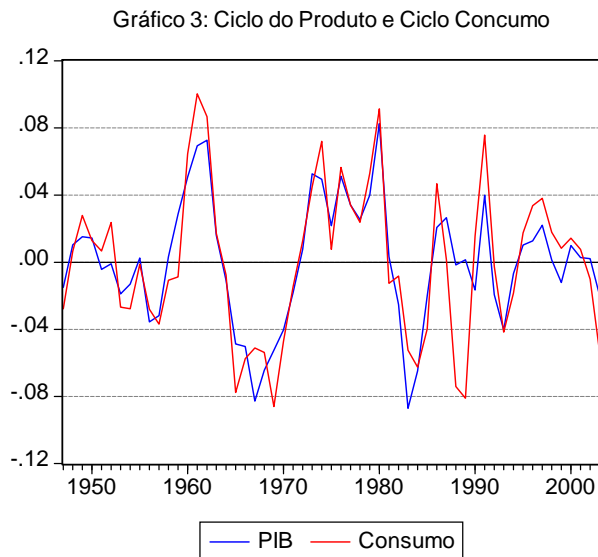
Comparando os dados brasileiros com os canadenses, percebe-se que apesar de diferirem quantitativamente; qualitativamente, os ciclos econômicos de Brasil e Canadá comportam-se de forma parecida. A única diferença significativa relaciona-se ao consumo, que é mais volátil que o produto no Brasil<sup>7</sup>. De resto, o consumo e o investimento de ambos os países

---

<sup>7</sup>Como foi salientado anteriormente, a série de consumo para o Brasil apresenta problemas de mensuração



mostraram-se pró-cíclicos; o investimento apresentou volatilidade muito mais alta que o produto - dentro da margem sugerida por Backus e Kehoe - e a balança comercial mostrou-se contra-cíclica em ambos os países. Os gráfico, a seguir, apresentam os ciclos das séries aqui estudadas.



e inclui bens duráveis, de forma que sua volatilidade pode estar sendo superestimada. Ellery et al. (2000) construíram uma série de consumo brasileira que excluía os bens duráveis, no entanto, não houve uma redução significativa da volatilidade do consumo que continuou superior a volatilidade do produto.

## 5 Calibração

### 5.1 Modelo 1: Fator de desconto endógeno

O modelo 1 foi parametrizado usando as seguintes formas funcionais:

$$U(c, h) = \frac{[c - \omega^{-1} \cdot h^\omega]^{1-\gamma} - 1}{1 - \gamma} \quad (29)$$

$$\beta(c, h) = [1 + c - \omega^{-1} \cdot h^\omega]^{-\psi_1} \quad (30)$$

$$F(k, h) = k^\alpha h^{1-\alpha} \quad (31)$$

$$\Phi(x) = \frac{\phi}{2} \cdot x^2 \quad \phi > 0. \quad (32)$$

As equações (29) e (30), da função utilidade instantânea e da função que rege o fator de desconto endógeno, foram parametrizadas como proposto por Greenwood et alli(1988), ou seja, em termos de um bem composto entre consumo e desutilidade do trabalho. A função de produção (31) escolhida foi uma Cobb-Douglas tradicional, enquanto que a função custo de ajustamento foi parametrizada como uma função quadrática e convexa.

As formas funcionais da utilidade instantânea e do fator de desconto implicam que a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer dependam somente do trabalho.

$$TMS_{l,c} = -\frac{U_h}{U_c} = h^{\omega-1}.$$

Combinando as condições (9) e (12):

$$\begin{aligned} \lambda_t &= U_c(c_t, h_t) - \eta_t \cdot \beta_c(c_t, h_t) \\ -U_h(c_t, h_t) + \eta_t \cdot \beta_h(c_t, h_t) &= \lambda_t \cdot A_t \cdot F_h(k_t, h_t) \\ -\frac{U_h(c_t, h_t) - \eta_t \cdot \beta_h(c_t, h_t)}{U_c(c_t, h_t) - \eta_t \cdot \beta_c(c_t, h_t)} &= A_t \cdot F_h(k_t, h_t) \\ h^{\omega-1} &= A_t \cdot F_h(k_t, h_t). \end{aligned} \quad (33)$$

O lado direito da expressão(33) nada mais é que a produtividade marginal do trabalho, que no equilíbrio iguala o salário real. O lado esquerdo, da mesma expressão, mostra a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer, de forma que o nível de emprego depende apenas do salário real, sendo independente do nível de riqueza.

O único parâmetro não convencional na literatura de ciclos reais de negócios é o parâmetro  $\psi_1$ , que define a elasticidade do fator de desconto com respeito ao bem composto  $1 + c -$

$\omega^{-1}h^\omega$ . Esse parâmetro é importante pois determina a estacionariedade do modelo e a velocidade de convergência para o estado estacionário. O valor de  $\psi_1$  é atribuído de modo que a razão balança comercial-produto do modelo iguale a média desta variável nos dados brasileiros. Para se ver como o estado estacionário é ligado ao parâmetro  $\psi_1$ , utiliza-se a equação (13), no estado estacionário.

$$\begin{aligned}
E_t [\beta(c, h) \cdot (A \cdot F_k(k, h) + (1 - \delta) + \Phi'(0))] &= (1 + \Phi'(0)) \\
\beta(c, h) \cdot A \cdot F_k(k, h) + (1 - \delta) &= 1 \\
A \cdot F_k(k, h) &= \frac{1}{\beta(c, h)} - 1 + \delta \\
\frac{1}{\beta(c, h)} = 1 + r &\text{ pela equação (11) avaliada no estado estacionário} \\
A = 1 &\text{ no estado estacionário} \\
\alpha \cdot \left(\frac{k}{h}\right)^{\alpha-1} &= r + \delta \\
\frac{h}{k} &= \left(\frac{r + \delta}{\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}.
\end{aligned} \tag{34}$$

Chegando-se no expressão (34), que mostra que a razão capital-trabalho no estado estacionário é independente do parâmetro  $\psi_1$ . Dado a razão capital-trabalho, a condição de equilíbrio (33) implica que o estado estacionário das horas trabalhadas também é independente de  $\psi_1$  e é dado por:

$$\begin{aligned}
h^{\omega-1} &= (1 - \alpha) \cdot k^\alpha \cdot h^{-\alpha} \\
h &= \left[ (1 - \alpha) \cdot \left(\frac{\alpha}{r + \delta}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{\omega-1}}.
\end{aligned} \tag{35}$$

Dado o estado estacionário das horas e da razão capital-trabalho, encontra-se, trivialmente, o valor do capital

$$k = \left(\frac{\alpha}{r + \delta}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot \left[ (1 - \alpha) \cdot \left(\frac{\alpha}{r + \delta}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{\omega-1}}.$$

Com o capital, pode-se encontrar o investimento, a partir da lei de movimento do capital no estado estacionário ( $i = \delta \cdot k$ ), e com o capital e as horas trabalhadas encontra-se o produto:

$$y = k^\alpha h^{1-\alpha}.$$

Nota-se que todas essas variáveis são independentes de  $\psi_1$  no estado estacionário. Substituindo a expressão

$$c = y - i - tb$$

na expressão (11), no estado estacionário, e utilizando-se as formas funcionais apropriadas, chega-se a uma relação entre  $\frac{tb}{y}$  e  $\psi_1$ :

$$\begin{aligned} 1 &= (1+r) \cdot \beta(y-i-tb, h) \\ \left[ 1 + y - i - tb - \frac{h^\omega}{\omega} \right]^{-\psi_1} \cdot (1+r) &= 1 \\ \psi_1 &= \frac{\log \{(1+r)\}}{\log \left\{ y \cdot \left( 1 - \frac{tb}{y} \right) - i - \frac{h^\omega}{\omega} + 1 \right\}} \end{aligned} \quad (36)$$

Dados os seguintes parâmetros: razão balança comercial-produto( $\frac{tb}{y}$ ); participação do capital na renda( $\alpha$ ); taxa de juros internacional( $r$ ); taxa de depreciação( $\delta$ ) e a constante que rege a elasticidade de substituição na oferta de trabalho( $\omega$ ), é possível calcular o valor de  $\psi_1$ . Além desses, é necessário calibrar a taxa de aversão relativa ao risco( $\gamma$ ), o parâmetro da função custo de ajustamento( $\phi$ ) e os parâmetros do choque de produtividade( $\rho_A, \sigma_A, \epsilon$ ).

A participação do capital na renda e a taxa de depreciação do capital foram calibradas em  $\alpha = 0.4908$  e  $\delta = 0.065$ , de acordo com as estimativas de Araújo e Ferreira(1999). A taxa de juros internacional foi calibrada em  $r = 2,9\%$ , como em Kose(2002), que usou a taxa LIBOR(London Interbank Offer Rate) deflacionada por um índice de exportações de países em desenvolvimento não exportadores de petróleo, no período de 1970 a 1992. Calibrou-se a elasticidade de substituição da oferta de trabalho ( $\frac{1}{1-\omega}$ ) como em Mendoza(1991), o que implica um valor de  $\omega = 1.455$ . Para a taxa de aversão relativa ao risco, usou-se a estimativa de Reis et alli para o Brasil,  $\gamma = 3$ . Com esses parâmetros e os dados da razão balança comercial-produto calibrou-se, a partir da equação (36), o parâmetro  $\psi_1 = 0.011$ .

Os parâmetros da função custo de ajustamento( $\phi$ ) e do choque de produtividade( $\rho_A, \sigma_A, \epsilon$ ) são calibrados, como sugerido por Mendoza(1991) e Kydland e Prescott(1982), para que a volatilidade do investimento, a correlação serial do produto e a volatilidade do produto

gerados pelo modelo iguaissem os mesmos momentos dos dados brasileiros. Com isso, o modelo 1 foi calibrado com os seguintes parâmetros:

<b>Tabela 2: Parâmetros calibrados (Modelo 1)</b>								
$\gamma$	$\omega$	$\psi_1$	$\alpha$	$\phi$	$r$	$\delta$	$\rho_A$	$\sigma_{A,\epsilon}$
3	1.455	0.011	0.4908	0.001	0.029	0.065	0.51	0.017

## 5.2 Modelo 2: Prêmio de risco elástico à dívida

As formas de  $U$ ,  $F$  e  $\Phi$  são iguais às do modelo 1. Para o prêmio de risco, usou-se a forma funcional sugerida por Schmitt-Grohé e Uribe(2003):

$$p(d) = \psi_2 \cdot (e^{d-\bar{d}} - 1), \quad (37)$$

onde  $\psi_2$  e  $\bar{d}$  são parâmetros constantes.

Os parâmetros  $\gamma, \omega, \alpha, \phi, r, \delta, \rho, \sigma_\epsilon$  são calibrados de acordo com a tabela 2. O fator de desconto é feito igual a taxa de juros internacional.

$$\beta = \frac{1}{1+r}.$$

Através das equações de equilíbrio (16) e (18), no estado estacionário, combinadas com a expressão do prêmio de risco (37), pode-se ver que o parâmetro  $\bar{d}$  é igual ao nível de estado estacionário da dívida externa.

$$1 = E_t \left[ \beta \cdot (1 + r + \psi_2 \cdot (e^{d-\bar{d}} - 1)) \right], \quad (38)$$

de forma que para atingir-se  $\beta = \frac{1}{1+r}$ , deve-se ter  $d = \bar{d}$ . Segue que no estado estacionário, o prêmio de risco sobre o juros é nulo. Calibra-se  $\bar{d}$  de modo que o nível de dívida externa do estado estacionário iguale àquele implicado pelo modelo 1. O parâmetro  $\psi_2$  é calibrado de modo que este modelo gere a mesma volatilidade na razão conta-corrente/PIB que o modelo 1. Temos então os seguintes parâmetros:

<b>Tabela 3: Parâmetros calibrados (Modelo 2)</b>		
$\beta$	$\bar{d}$	$\psi_2$
0.9718	0.752	0.0000067

### 5.3 Modelo 3: Mercados Completos

O modelo 3 é calibrado como na tabela 2, com exceção de  $\psi_3$  e  $\beta$ . O primeiro é calibrado de modo que o nível de estado estacionário do consumo seja igual ao implicado pelos modelos 1 e 2 e o segundo como na tabela 3.

### 5.4 Modelos com choque de juros

Seguindo a análise desenvolvida por Mendoza, a calibração dos parâmetros que regem o choque de juros,  $(\rho_r, \sigma_r)$ , foi feita de acordo com a seguinte metodologia: primeiro considerou-se que os parâmetros que regem ambos os choques (produtividade e juros) eram iguais, ou seja,  $\rho_r = \rho_A$  e  $\sigma_r = \sigma_A$ , e que os choques de juros e produtividade eram não correlacionados<sup>8</sup> - de modo a isolar-se os efeitos dos choques; depois avaliou-se os efeitos de diferentes incrementos na volatilidade do choque de juros ( $\sigma_r$ ) sobre a dinâmica dos modelos.

## 6 Resultados da Simulação

A partir das equações de equilíbrio dos modelos, foram calculadas aproximações de segunda-ordem log-lineares das dinâmicas de equilíbrio, de acordo com Schmitt-Grohé e Uribe(2004)<sup>9</sup>. A partir delas, foram gerados todos os momentos necessários para a comparação com os dados reais, além das funções resposta a impulso. A tabela 4, a seguir, mostra o resultado das simulações dos três primeiros modelos, apenas com o choque de produtividade, e com o choque de juros. As colunas com a extensão “J” referem-se aos modelos em que foram incluídos o choque de juros.

---

<sup>8</sup>Não testou-se os efeitos de correlação entre os choques já que, segundo Mendoza (91), os efeitos são desprezíveis.

<sup>9</sup>Os códigos dos três modelos em Matlab estão disponíveis na página pessoal de Martín Uribe ([www.econ.upenn.edu/~uribe](http://www.econ.upenn.edu/~uribe)). Os códigos modificados para a inclusão do choque de juros e da nova especificação de função utilidade são de minha responsabilidade e podem ser disponibilizados mediante solicitação.

Tabela 4 - Momentos observados e simulados						
Volatilidade $\sigma(x_t)$	Brasil	Modelo1	Modelo 1 <sup>J</sup>	Modelo 2	Modelo 2 <sup>J</sup>	Modelo 3
$\sigma(y_t)$	3.68	3.68	3.69	3.74	3.75	3.68
$\sigma(c_t)$	4.51	2.76	2.76	4.71	4.71	1.95
$\sigma(i_t)$	9.93	9.93	10.12	9.91	10.10	9.93
$\sigma(h_t)$	3.43	2.53	2.54	2.57	2.58	2.53
$\sigma\left(\frac{tb_t}{y_t}\right)$	1.43	2.23	2.34	3.13	3.20	2.26
$\sigma\left(\frac{ca_t}{y_t}\right)$	1.24	2.11	2.22	2.10	2.21	—
$\sigma(k_t)$	1.82	1.57	1.59	1.79	1.82	1.57
Correlação Serial $\rho(x_t, x_{t-1})$						
$\rho(y_t, y_{t-1})$	0.69	0.69	0.69	0.70	0.70	0.69
$\rho(c_t, c_{t-1})$	0.57	0.81	0.81	0.94	0.94	0.69
$\rho(i_t, i_{t-1})$	0.43	0.34	0.34	0.34	0.34	0.34
$\rho(h_t, h_{t-1})$	0.49	0.69	0.69	0.70	0.70	0.69
$\rho\left(\frac{tb_t}{y_t}, \frac{tb_{t-1}}{y_{t-1}}\right)$	0.38	0.49	0.47	0.75	0.73	0.54
$\rho\left(\frac{ca_t}{y_t}, \frac{ca_{t-1}}{y_{t-1}}\right)$	0.25	0.44	0.43	0.45	0.44	—
$\rho(k_t, k_{t-1})$	0.87	0.91	0.91	0.93	0.93	0.91
Correlação com o produto $\rho(x_t, y_t)$						
$\rho(c_t, y_t)$	0.86	0.87	0.88	0.63	0.63	1
$\rho(i_t, y_t)$	0.59	0.74	0.73	0.75	0.73	0.74
$\rho(h_t, y_t)$	0.50	1	1	1	1	1
$\rho\left(\frac{tb_t}{y_t}, y_t\right)$	-0.45	-0.19	-0.17	-0.24	-0.22	-0.05
$\rho\left(\frac{ca_t}{y_t}, y_t\right)$	0.26	-0.20	-0.19	-0.18	-0.16	-0.05
$\rho(k_t, y_t)$	0.54	0.89	0.88	0.85	0.84	0.89

Os resultados dos momentos simulados pelos 3 modelos são muito parecidos. O modelo1 não conseguiu captar a grande volatilidade do consumo no Brasil, apresentando um desvio-padrão de 2,76%, enquanto que os dados apontam uma volatilidade de 4,51% para esta variável. A volatilidade do investimento foi replicada ao custo de um pequeno valor para o parâmetro da função custo de ajustamento, apenas  $\phi = 0.001$ . A volatilidade do trabalho foi

subestimada pelo Modelo 1, no entanto, vale lembrar, que esta variável não é calculada no Brasil, de maneira que os momentos obtidos a partir desta série, construída artificialmente, podem apresentar problemas.

A volatilidade do capital obtida pelo modelo 1 (1.57%) ficou bem próxima do valor encontrado nos dados brasileiros (1.82%). As razões Balança Comercial - Produto e Transações Correntes - Produto apresentaram volatilidade próxima ao encontrado nos dados. A primeira razão apresentou um valor de 1.43% nos dados contra um valor simulado de 2.23%, enquanto que a segunda apresentou 1.24% nos dados, contra 2.11% na simulação. Em termos de correlação com o produto, o modelo 1 obteve um desempenho razoável do ponto de vista qualitativo, conseguindo replicar o movimento contra-cíclico da balança comercial e o movimento pró-cíclico das outras variáveis; com exceção da conta-corrente, que apresentou um movimento pró-cíclico nos dados e contra-cíclico na simulação.

O modelo 2 conseguiu captar a alta volatilidade do consumo brasileiro, tendo, inclusive, superestimado-o. No modelo, o desvio-padrão do consumo foi estimado em 4.71%, sendo, como nos dados, mais volátil que o produto. Esse resultado foi obtido sem alterar significativamente o comportamento das outras variáveis, que mostraram resultados bem semelhantes aos obtidos pelo modelo 1, tanto em termos de volatilidade, quanto em correlação com o produto. Uma explicação para a volatilidade mais alta do consumo no modelo 2 é a presença do prêmio de risco na taxa de juros. Quando sujeito a choques de produtividade o agente tende a poupar parte do incremento na renda de forma a poder aumentar também o consumo futuro, suavizando, assim, seu fluxo de consumo. A presença do prêmio de risco crescente com o nível da dívida faz com que esse movimento de poupança reduza a taxa de juros internacional enfrentada pelo país, já que reduz o prêmio de risco. A redução do juros, ou seja, a redução do custo de oportunidade de consumo presente, reduz o incentivo à suavização aumentando a volatilidade do consumo.

O modelo 3 também apresentou resultados bastante parecidos com os resultados dos outros dois modelos. A exceção ficou por conta do comportamento do consumo, bem menos volátil sob mercados completos. O comportamento do consumo pode ser explicado pela capacidade dos agentes, sob mercados completos, segurarem-se totalmente contra os possíveis choques que alterem seu nível de riqueza, de modo que a correlação entre o consumo e a renda, apresentada por esse modelo, foi perfeita. O modelo com mercados completos também alterou significativamente o efeito sobre a balança comercial, bem menos volátil que nos outros modelos e mais correlacionada com o produto.



A introdução do choque de juros, conforme observado por Mendoza(1991), pouco alterou os resultados da simulação. No modelo 1, as maiores alterações foram sentidas em termos de volatilidade. A volatilidade do investimento passou de 9.93% para 10.12% e a volatilidade da razão balança comercial-produto passou de 2.22% para 2.34%. As demais variáveis tiveram alterações bem pequenas, sendo que algumas só tiveram a volatilidade afetada a partir da terceira casa decimal. Os efeitos sobre o modelo 2 foram semelhantes aos observados no modelo 1. Novamente, a volatilidade do investimento alterou-se um pouco, indo de 9.91% para 10.10%, e a volatilidade do estoque de capital aumentou de 1.79% para 1.82%, mesmo valor apresentado pelos dados brasileiros.

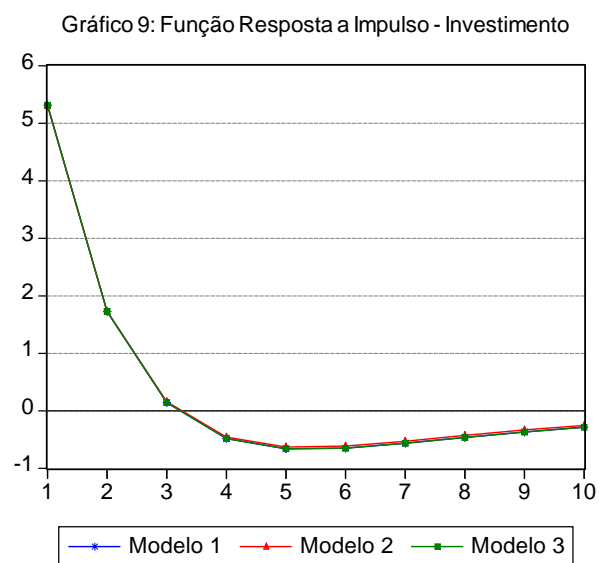
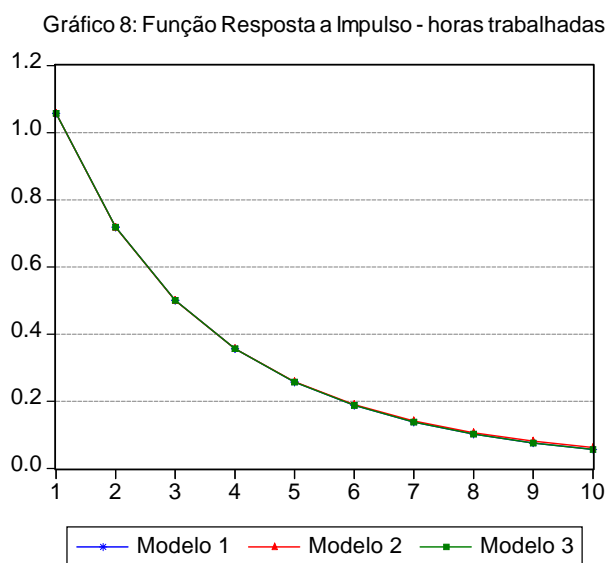
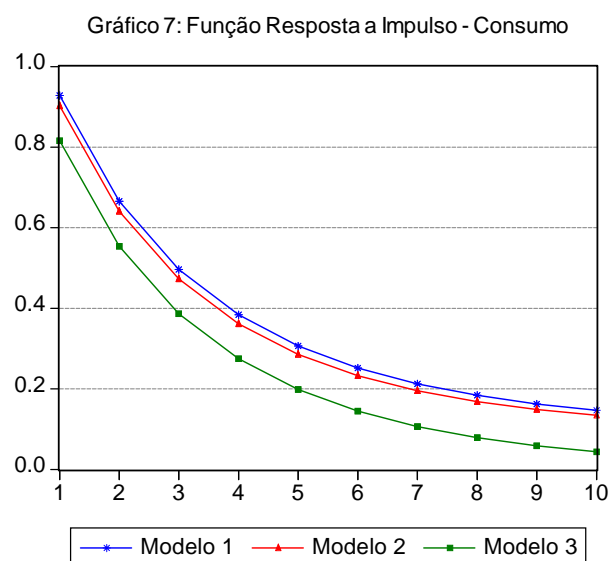
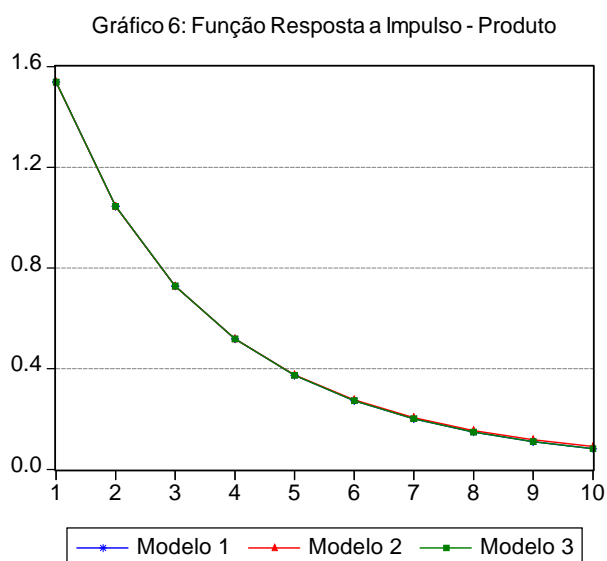
Os gráficos, a seguir, mostram as funções resposta a impulso dos modelos aos choques de produtividade e de juros; este último, somente quando existir.

### Choque de Produtividade

Todos os modelos apresentaram resultados muito semelhantes<sup>10</sup>. As únicas diferenças visíveis podem ser encontradas nas respostas do consumo e da razão balança comercial produto. O modelo 1 apresentou uma maior resposta do consumo ao choque de produtividade, mantendo-se maior após 10 períodos, embora próximo de zero. A resposta do consumo no modelo 2 foi bem próxima da obtida pelo modelo 1, com uma persistência um pouco maior. Como era de se esperar, a menor resposta do consumo aconteceu no modelo 3, com o choque quase que totalmente dissipado após 10 períodos.

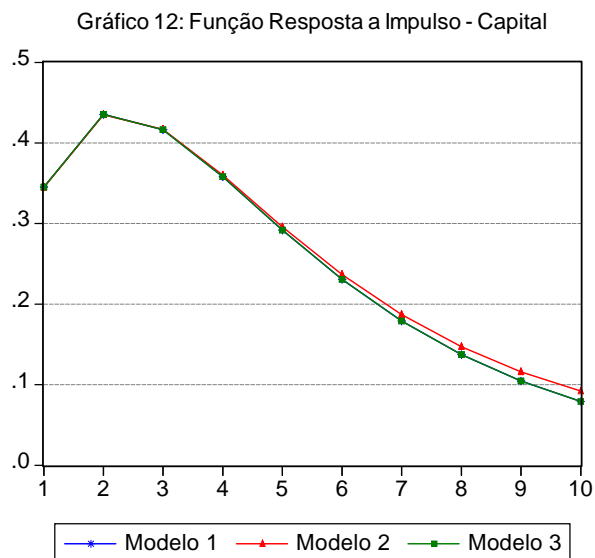
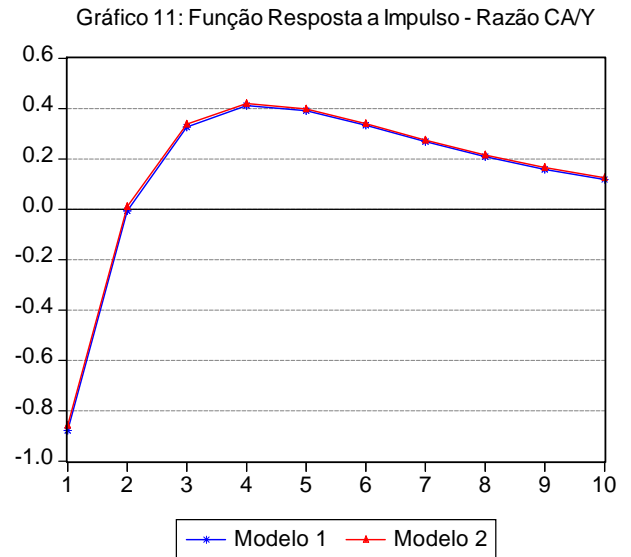
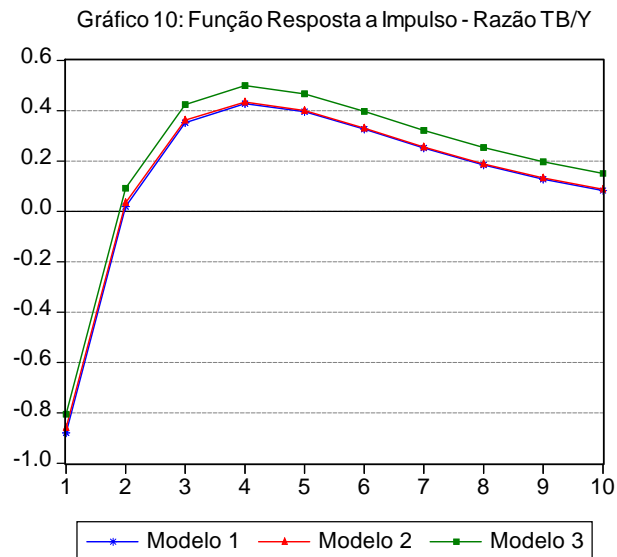
---

<sup>10</sup>A resposta de algumas variáveis nos 3 modelos diferiu muito pouco, de forma que em alguns gráficos a função resposta a impulso parece coincidir perfeitamente.



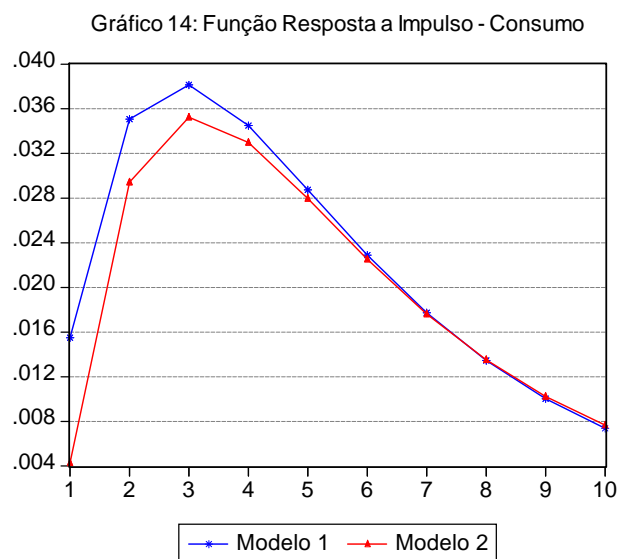
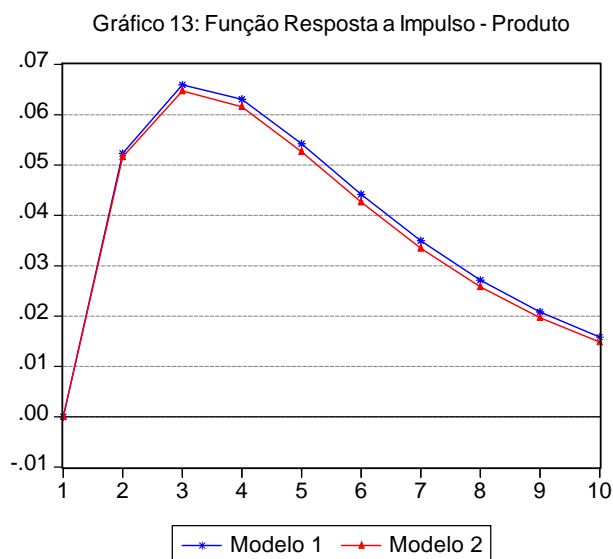
O modelo 1 apresentou a maior resposta imediata da balança comercial em relação ao choque de produtividade - relacionado ao aumento das importações derivados do aumento da renda -, enquanto que o modelo 3 obteve o maior limite superior, que ocorreu, em todos os modelos, no quarto período. A maior suavização do consumo no modelo 3, devido à

completude dos mercados, causou a menor resposta no primeiro momento, já que o consumo reagiu menos (conforme pode ser observado no gráfico) e explica a maior reação da balança comercial nos períodos subsequentes, uma vez que distribuiu-se de forma mais suave o choque de renda ao longo do tempo.



## Choque de Juros

Os gráficos, a seguir, mostram as funções resposta a impulso, para os modelos 1 e 2, das variáveis quando sujeitas a um choque que reduza a taxa de juros internacional. Assim como no choque de produtividade, reação dos modelos é muito semelhante; a única diferença visível ocorre na resposta do consumo, que apresenta resposta mais intensa no modelo 1.



O aumento do consumo decorre tanto ao efeito renda positivo - visto que o país é um devedor líquido - quanto de um efeito substituição, devido a queda do preço relativo do consumo presente. A resposta imediata do primeiro modelo, como pode ser observado, foi mais forte, assim como foi mais forte o pico de aumento do consumo - que ocorre no terceiro período - devido ao aumento de renda proveniente do maior investimento, que decorre da recomposição da poupança em favor do capital. A menor resposta do consumo no modelo 2, assim como no caso do choque de produtividade, está relacionado à presença do prêmio de risco. A redução da taxa de retorno dos títulos estrangeiros faz com que os agentes aumentem tanto o consumo quanto o investimento e, conseqüentemente, a dívida, de forma que a redução do juros é atenuada pelo aumento do prêmio de risco. Vale notar que os efeitos sobre produto, consumo e horas trabalhadas são bem pequenos. Efeitos mais significativos são vistos no investimento e sobre as contas externas, diretamente afetadas por mudanças na taxa de juros internacional.

Gráfico 15: Função Resposta a Impulso - horas trabalhadas

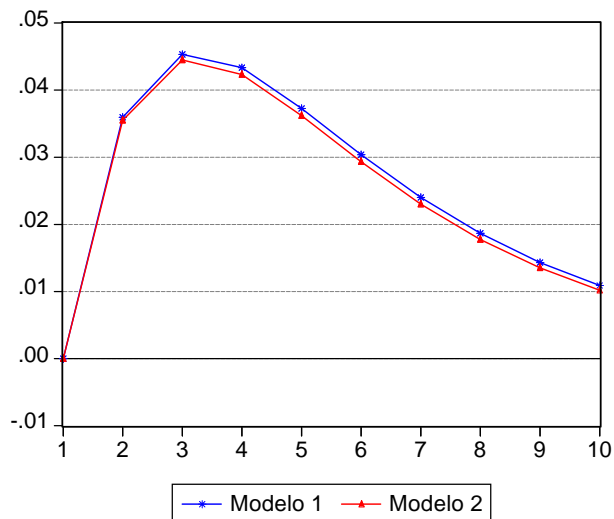


Gráfico 16: Função Resposta a Impulso - Investimento

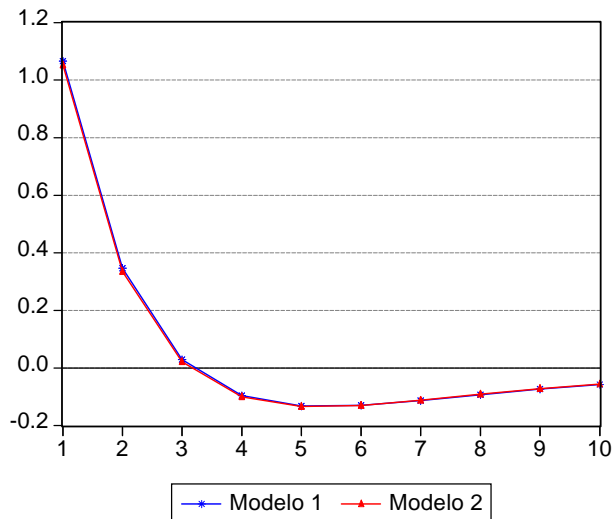


Gráfico 17: Função Resposta a Impulso - Razão CA/Y

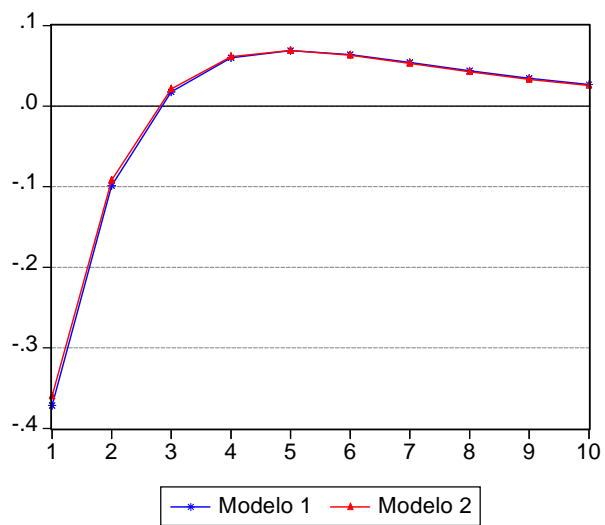


Gráfico 18: Função Resposta a Impulso - Razão TB/Y

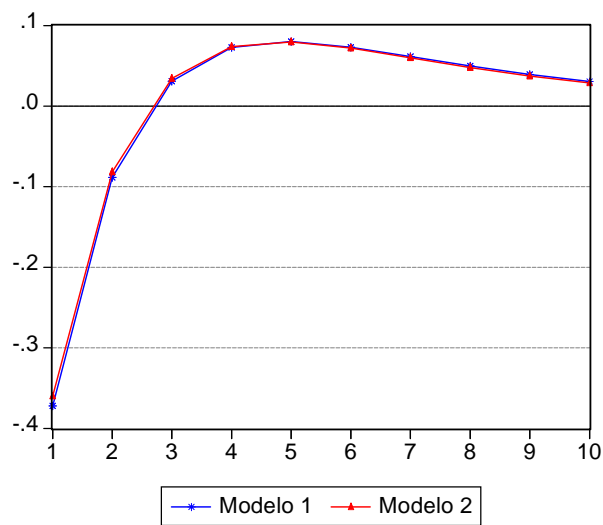
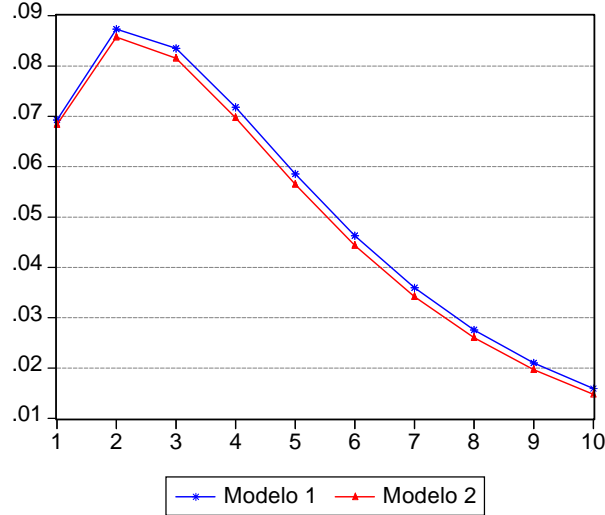


Gráfico 19: Função Resposta a Impulso - Capital



Observou-se que as três formas de indução de estacionariedade geram dinâmicas de equilíbrio muito semelhantes. As diferenças resumem-se, basicamente, ao comportamento do consumo, mais volátil no modelo 2. Os modelos apontam uma maior importância do choque de produtividade em relação ao choque de juros, sugerindo que este último tem pouca importância para o Brasil. Em todos os modelos conseguiu-se replicar os movimentos pró-cíclicos do investimento e do consumo, e o movimento contra-cíclico da balança-comercial. A alta volatilidade do investimento foi replicada ao custo de um pequeno valor do parâmetro da função custo de ajustamento ( $\phi = 0.001$ ), entretanto, com a ausência completa do custo de ajustamento ( $\phi = 0$ ) todos os modelos geraram volatilidades bem mais altas que as apresentadas pelos dados.

## 7 Análise de Sensibilidade

### 7.1 Nova Especificação de Preferências

Nesta seção será analisado o comportamento do modelo quando introduzida uma especificação de função utilidade alternativa. A função utilidade será aquela utilizada por Hansen(1985) em seu modelo de trabalho divisível e, diferente da especificação anterior, a oferta de trabalho - derivada a partir desta utilidade - é afetada por variações na riqueza dos agentes. A

função utilidade e o novo fator de desconto endógeno implicado por elas são apresentados a seguir:

$$U(c, h) = \frac{[c^\omega(1-h)^{1-\omega}]^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (39)$$

$$\beta(c, h) = [1 + c^\omega(1-h)^{1-\omega}]^{-\psi_1}. \quad (40)$$

Sob essas preferências, a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer é dada por:

$$\begin{aligned} TMS_{c,l} &= \frac{-U_h(c, h)}{U_c(c, h)} = -\frac{-(1-\omega)[c^\omega(1-h)^{1-\omega}]^{-\gamma} c^\omega(1-h)^{-\omega}}{\omega[c^\omega(1-h)^{1-\omega}]^{-\gamma} c^{\omega-1}(1-h)^{1-\omega}} \\ TMS_{c,l} &= \frac{(1-\omega)}{\omega} \frac{c}{1-h}, \end{aligned} \quad (41)$$

dependendo do nível do consumo.

## 7.2 Calibração do Modelo

Sob a nova especificação do modelo, a calibração de alguns parâmetros mudam em relação ao que foi feito previamente. Como anteriormente, obtem-se a relação entre a  $TMS_{c,l}$  e a produtividade marginal do trabalho.

$$\frac{(1-\omega)}{\omega} \frac{c}{1-h} = (1-\alpha) \frac{y}{h}$$

Rearrmando, fica-se com uma expressão para a razão consumo-produto:

$$\frac{c}{y} = \frac{1-h}{h} \frac{\omega}{(1-\omega)} (1-\alpha).$$

Lembrando que

$$\frac{c}{y} = 1 - \frac{i}{y} - \frac{tb}{y},$$

e que no estado estacionário

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

$$y = \left( \frac{r + \delta}{\alpha} \right) k$$

$$i = \delta k,$$

fica-se com uma expressão em função das horas trabalhadas, da razão balanço comercial-produto e de parâmetros, expressa a seguir:

$$\frac{1-h}{h} \frac{\omega}{(1-\omega)} (1-\alpha) = 1 - \left( \frac{\delta\alpha}{r+\delta} \right) - \frac{tb}{y}.$$

Colocando o parâmetro  $\omega$  em função de  $h$ ,  $\frac{tb}{y}$  e dos outros parâmetros, fico com:

$$\omega = \left[ 1 - \left( \frac{\delta\alpha}{r+\delta} \right) - \frac{tb}{y} \right] \left[ \frac{(1-h)}{h} (1-\alpha) + 1 - \left( \frac{\delta\alpha}{r+\delta} \right) - \frac{tb}{y} \right]^{-1}.$$

O parâmetro  $\omega$  é calibrado de modo que o estado estacionário de  $h$ , gerado pelo modelo, seja 0.2. O que significa que os agentes alocam 20% de seu tempo no mercado de trabalho. Na prática, fixa-se o valor de  $h = 0.2$ , e com o valor da relação  $\frac{tb}{y}$  - retirada dos dados - e dos outros parâmetros, encontra-se o valor de  $\omega$ .

Com o valor de  $\omega$ , chega-se ao valor do parâmetro  $\psi_1$ , a partir da expressão (40), do fator de desconto. Avaliando a expressão (40) no estado estacionário:

$$(1+r)^{-1} = [1 + c^\omega (1-h)^{1-\omega}]^{-\psi_1},$$

e combinando essa expressão com a expressão para o consumo de estado estacionário

$$c = \frac{(1-h)\omega}{(1-\omega)} (1-\alpha) \left( \frac{r+\delta}{\alpha} \right)^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}},$$

obtem-se uma expressão para  $\psi_1$

$$\psi_1 = \frac{\ln(1+r)}{\ln(1 + c^\omega (1-h)^{1-\omega})}.$$

Deste modo, com os valores de  $\omega$ ,  $h$  e dos outros parâmetros, encontra-se  $\psi_1$ . O parâmetro  $\sigma_A$  é calibrado de modo que a volatilidade do produto gerado pelo modelo iguale à volatilidade dos dados. Da mesma forma, o parâmetro que rege a função custo de ajustamento ( $\phi$ ) é calibrado para que a volatilidade do investimento do modelo iguale àquela encontrada nos dados.



O parâmetro  $\psi_2$  é calibrado de forma que o Modelo 2 obtenha a mesma volatilidade da razão conta-corrente - produto que o modelo 1 e  $\bar{d}$  é escolhido, novamente, de maneira que o nível da dívida no estado estacionário seja o mesmo que o obtido pelo Modelo 1. O parâmetro  $\psi_3$  é escolhido, como anteriormente, de modo a obter-se o mesmo valor para o estado estacionário do consumo que o Modelo 1. Os demais parâmetros são calibrados como nas tabelas 2 e 3. A tabela 5, a seguir, sumariza os parâmetros calibrados:

<b>Tabela 5: Parâmetros calibrados (Modelo 1)</b>										
$\gamma$	$\omega$	$\psi$	$\alpha$	$\phi$	$r$	$\delta$	$\rho_A$	$\sigma_{A,\epsilon}$	$\bar{d}$	$\bar{c}$
3	0.24	$\psi_1 = 0.05$ $\psi_2 = 0.00013$	0.4908	0.04	0.029	0.065	0.51	0.015	0.019	0.65

### 7.2.1 Resultados da Simulação

Sob a nova especificação de utilidade há uma piora no ajuste entre o modelo e os dados. Em particular, na capacidade dos modelos gerarem a alta volatilidade do consumo brasileiro. Observa-se, também, que nenhum dos modelos conseguiu replicar o movimento contra-cíclico da balança comercial, além de terem(todos) subestimado a correlação entre produto e consumo. Novamente, percebe-se a pouca diferença entre os momentos gerados pelos diferentes modelos, além da pequena influência causada pelo choque de juros. Na tabela 6 são sumarizados os resultados da simulação dos modelos<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup>As colunas com a extensão “J” referem-se aos modelos com a inclusão do choque de juros não correlacionado com o choque de produtividade.

Tabela 6 - Momentos observados e simulados						
Volatilidade $\sigma(x_t)$	Brasil	Modelo1	Modelo1 <sup>J</sup>	Modelo2	Modelo 2 <sup>J</sup>	Modelo3
$\sigma(y_t)$	3.68	3.68	3.69	3.76	3.76	3.27
$\sigma(c_t)$	4.51	0.88	0.88	1.01	1.01	0.55
$\sigma(i_t)$	9.93	9.93	10.14	9.72	9.92	10.37
$\sigma(h_t)$	3.43	2.83	2.83	2.98	2.99	2.17
$\sigma\left(\frac{tb_t}{y_t}\right)$	1.43	2.95	3.04	3.02	3.12	2.58
$\sigma\left(\frac{ca_t}{y_t}\right)$	1.24	2.51	2.62	2.40	2.51	—
$\sigma(k_t)$	1.82	2.38	2.40	2.46	2.48	1.51
Correlação Serial $\rho(x_t, x_{t-1})$						
$\rho(y_t, y_{t-1})$	0.69	0.77	0.77	0.79	0.79	0.71
$\rho(c_t, c_{t-1})$	0.57	0.86	0.86	0.88	0.88	0.71
$\rho(i_t, i_{t-1})$	0.43	0.34	0.34	0.34	0.34	0.30
$\rho(h_t, h_{t-1})$	0.49	0.84	0.84	0.86	0.86	0.71
$\rho\left(\frac{tb_t}{y_t}, \frac{tb_{t-1}}{y_{t-1}}\right)$	0.38	0.76	0.73	0.78	0.76	0.62
$\rho\left(\frac{ca_t}{y_t}, \frac{ca_{t-1}}{y_{t-1}}\right)$	0.25	0.68	0.65	0.67	0.64	—
$\rho(k_t, k_{t-1})$	0.87	0.96	0.96	0.97	0.97	0.89
Correlação com o produto $\rho(x_t, y_t)$						
$\rho(c_t, y_t)$	0.86	0.28	0.28	0.15	0.15	1
$\rho(i_t, y_t)$	0.59	0.65	0.64	0.66	0.64	0.69
$\rho(h_t, y_t)$	0.50	0.97	0.97	0.96	0.96	1
$\rho\left(\frac{tb_t}{y_t}, y_t\right)$	-0.45	0.45	0.44	0.49	0.48	0.18
$\rho\left(\frac{ca_t}{y_t}, y_t\right)$	0.26	0.19	0.19	0.17	0.18	—
$\rho(k_t, y_t)$	0.54	0.87	0.87	0.88	0.88	0.92

Os gráficos, a seguir, apresentam as funções resposta a impulso dos modelos sobre a nova especificação da função utilidade. Tendo em vista a pouca diferença dos modelos - quando a função utilidade é igual para todos - os gráficos não trazem mais uma comparação entre os 3 tipos de modelo, mas uma comparação entre as duas especificações de funções utilidade<sup>12</sup>.

<sup>12</sup>Denomina-se de função utilidade 1, a função utilidade à la Greenwood et al.(1988). E de função utilidade

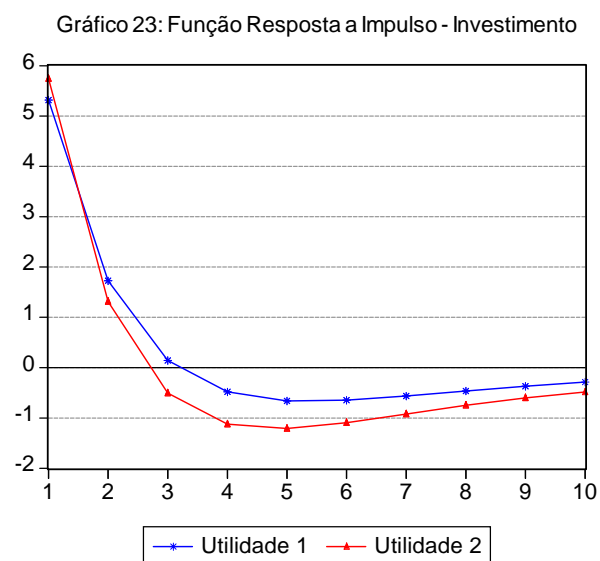
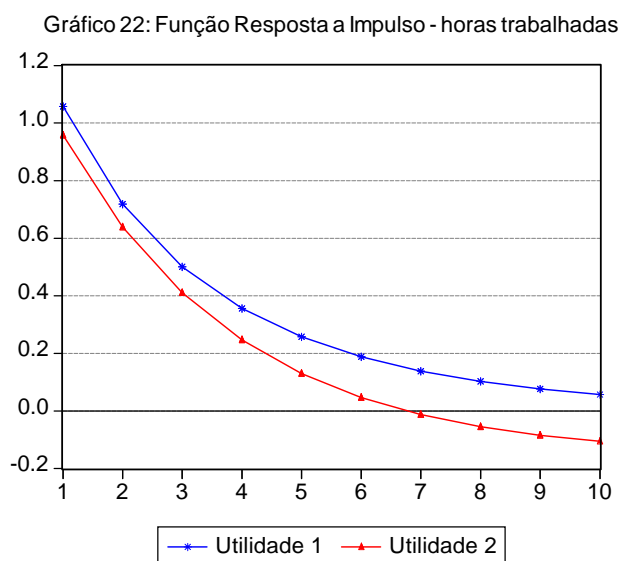
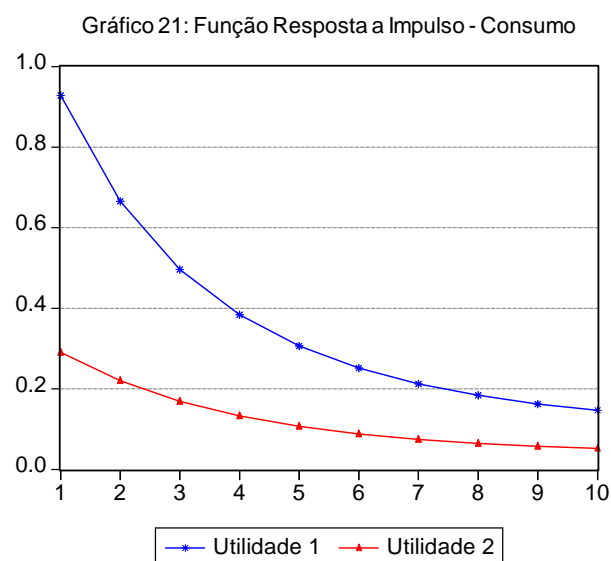
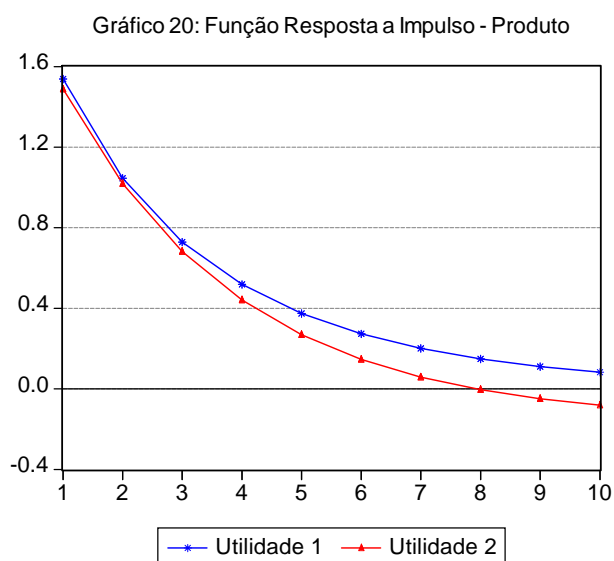
Ou seja, cada gráfico apresenta a resposta de uma variável de um mesmo modelo sob as duas especificações de utilidade apresentadas.

### Choque de Produtividade - Modelo 1

Através dos gráficos, percebe-se algumas diferenças entre as respostas das variáveis sob as duas especificações de função utilidade. Quando a função utilidade é do tipo 2, a oferta de trabalho passa a estar sujeita a um efeito riqueza, ou seja, aumentos na produtividade marginal do trabalho (que no equilíbrio iguala ao salário real) tem seu efeito sobre a oferta de trabalho reduzido, pois, agora, o efeito renda atua no sentido contrário ao efeito substituição. Com a utilidade não separável entre consumo e lazer, movimentos na oferta de trabalho, devido aos choques de produtividade, são acompanhados de movimentos adicionais no consumo. Como argumentado em Correia et al(1995), a suavização da utilidade marginal do consumo não implica que o consumo deva ser suavizado, mas que movimentos no consumo devam ser proporcionais a movimentos na oferta de trabalho. Sendo assim, como o efeito renda diminui a resposta da oferta de trabalho ao choque de produtividade, reduz também a resposta do consumo. Observando-se os gráficos 21 e 22, percebe-se a proporcionalidade entre os movimentos do consumo e da oferta de trabalho. Nota-se também, que os efeitos sobre a oferta de trabalho são mais fortes sob a especificação de utilidade 1, enquanto que sob a utilidade 2 observa-se, inclusive, um efeito negativo de longo-prazo sobre a oferta de trabalho. Esta diferença nas respostas da oferta de trabalho acabam determinando a maior capacidade da utilidade do tipo 1 em replicar os ciclos econômicos brasileiros.

---

2, a função utilidade à la Hansen(1985) .



Como observado em Correia et alli(1995), a balança comercial está sujeita a dois diferentes tipos de efeito por conta do choque de produtividade. O primeiro efeito faz com que os agentes poupem, na forma de títulos no exterior, parte do incremento de renda gerado pelo aumento de produtividade, a fim de usufruirmos de maior consumo no futuro. O segundo

efeito é o endividamento externo para aumento do investimento, de forma a beneficiarem-se da maior produtividade marginal do capital. Nos modelos com a utilidade do tipo 2, a volatilidade do consumo é pequena, ou seja, os agentes suavizam mais o consumo que no modelos com utilidade do tipo 1, sendo assim, o primeiro efeito é mais forte para a segunda especificação de utilidade. A maior influência do primeiro efeito ameniza a resposta contra-cíclica das contas externas quando essa especificação é utilizada. Já quando a utilidade é do tipo 1, o segundo efeito prevalece, de forma que o consumo é menos suavizado do que com a utilidade 2, e a resposta do investimento acaba prevalecendo, conseqüentemente, a resposta das contas externas é mais negativo. Este fenômeno pode ser visto com mais clareza na tabela 6, onde nenhum dos modelos com utilidade do tipo 2 conseguiu replicar o movimento contra-cíclico da balança comercial.

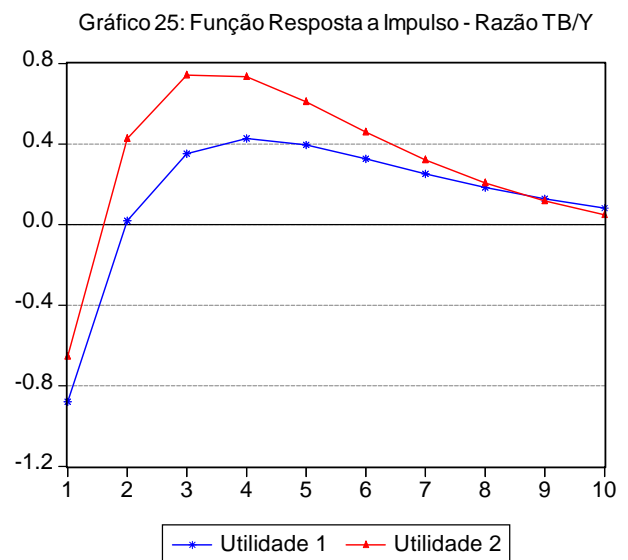
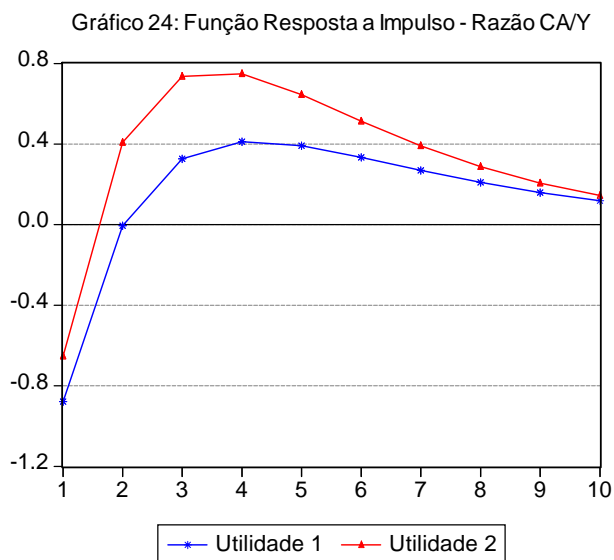
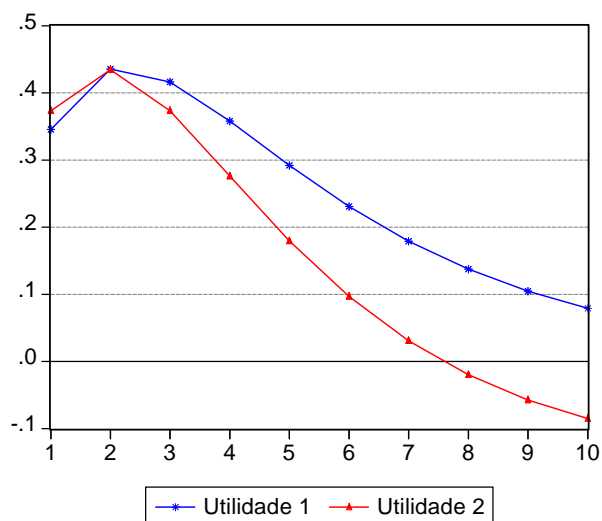


Gráfico 26: Função Resposta a Impulso - Capital



Como já foi salientado, as respostas das variáveis aos choques, de produtividade e juros, dos três modelos é praticamente a mesma. Os gráficos, a seguir, apresentam, de forma ilustrativa, as respostas das variáveis, nos modelos 2 e 3, a esses choques.

### Choque de Produtividade - Modelo 2

Gráfico 27: Função Resposta a Impulso - Produto

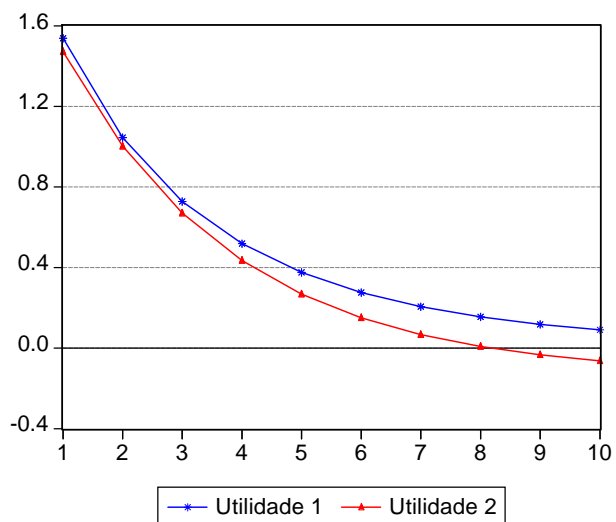


Gráfico 28: Função Resposta a Impulso - Consumo

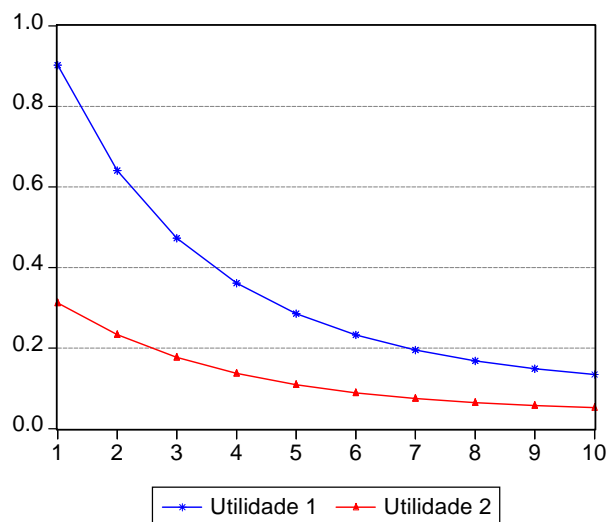


Gráfico 29: Função Resposta a Impulso - horas trabalhadas

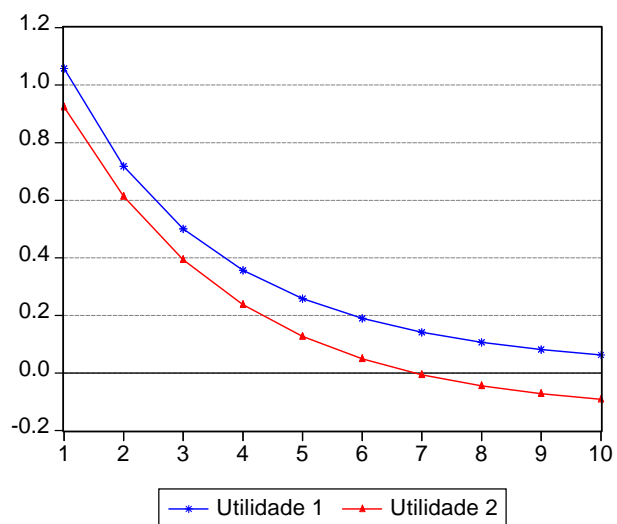


Gráfico 30: Função Resposta a Impulso - Investimento

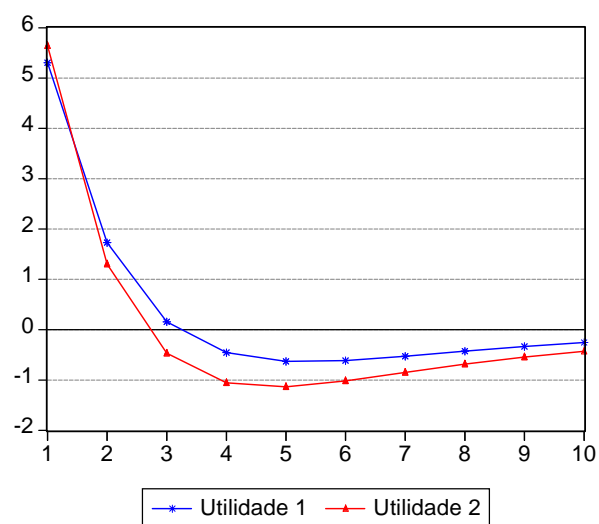


Gráfico 31: Função Resposta a Impulso - Razão CA/Y

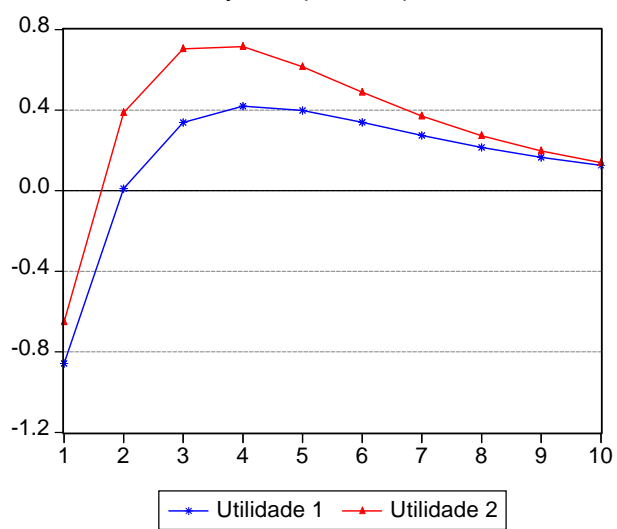


Gráfico 32: Função Resposta a Impulso - Razão TB/Y

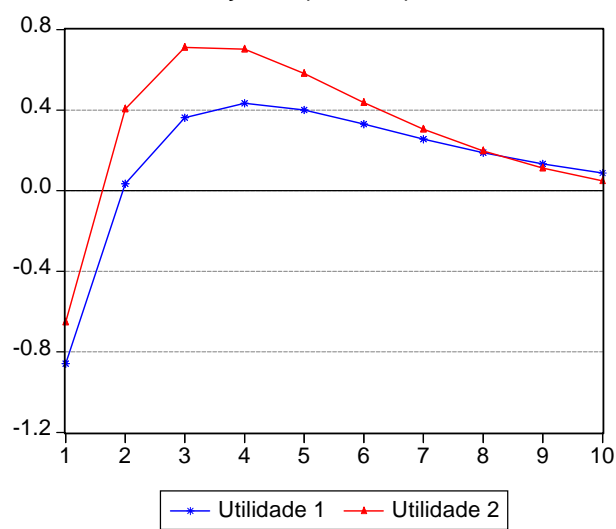
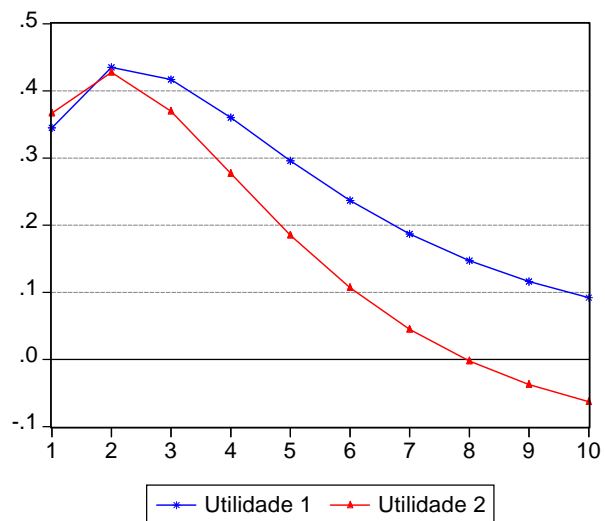


Gráfico 33 - Função Resposta a Impulso - Capital



## Choque de Produtividade - Modelo 3

Gráfico 34: Função Resposta a Impulso - Produto

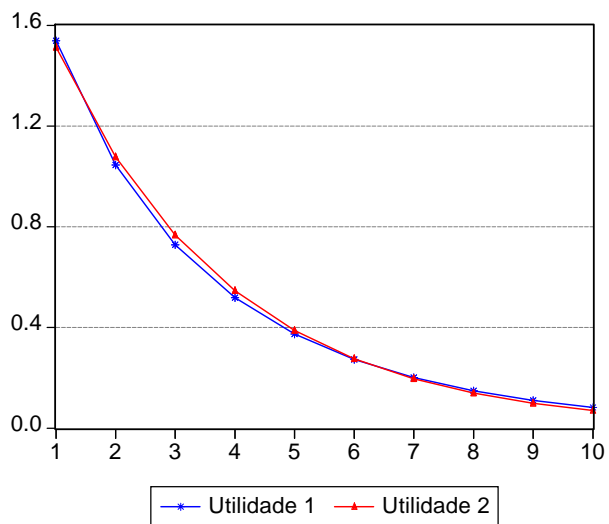


Gráfico 35: Função Resposta a Impulso - Consumo

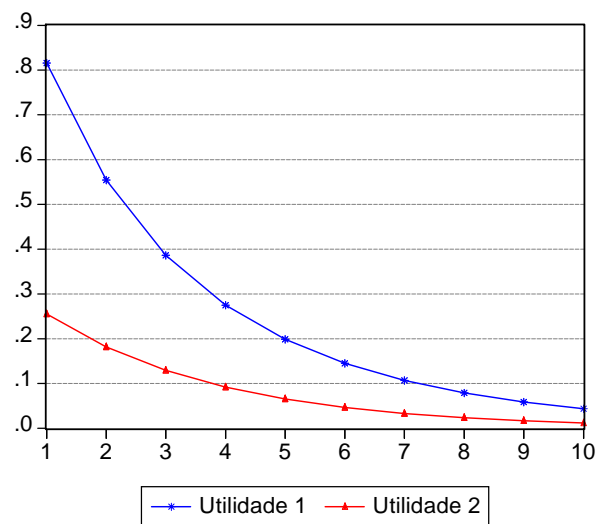




Gráfico 36: Função Resposta a Impulso - horas trabalhadas

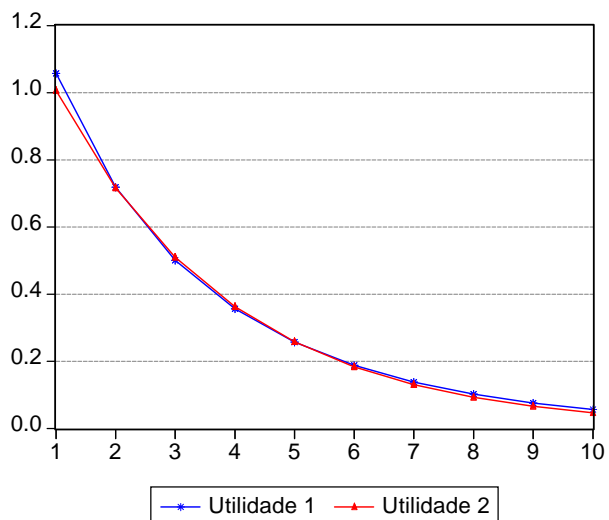


Gráfico 37: Função resposta a Impulso - Investimento

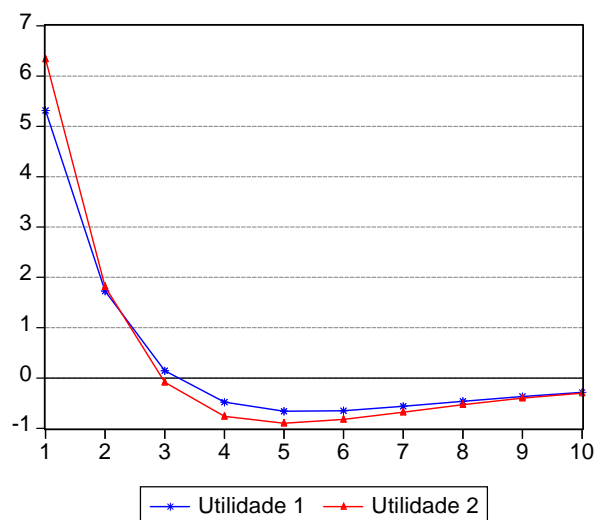


Gráfico 38: Função Resposta a Impulso - Razão TB/Y

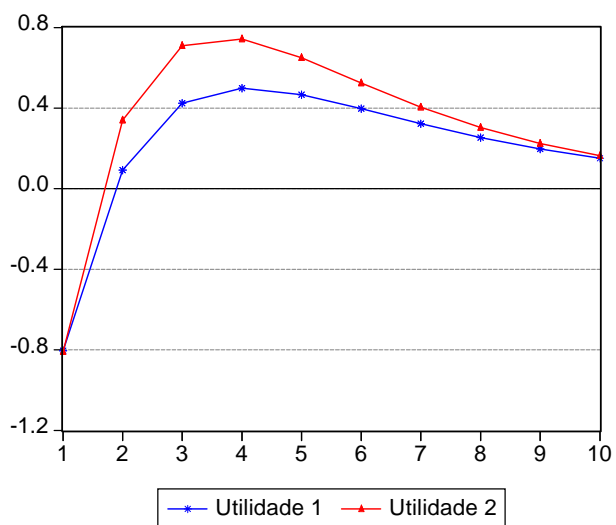
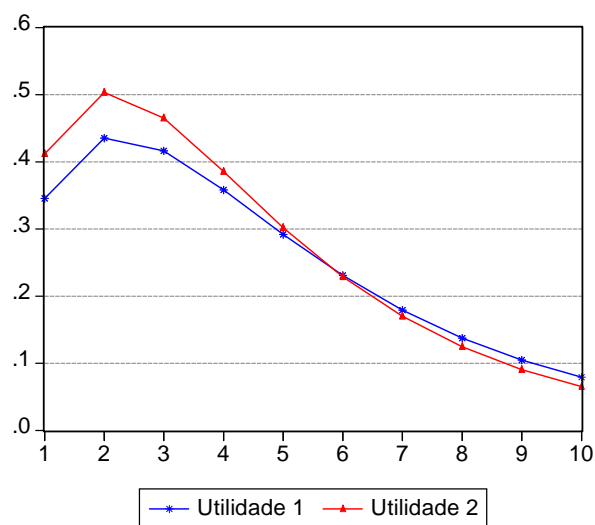


Gráfico 39: Função Resposta a Impulso - Capital



## Choque de Juros - Modelo 1

O choque de juros tem implicações diferentes do choque de produtividade para as duas especificações de utilidade. Dado que o país é devedor líquido, a redução da taxa de juros aumenta a renda presente dos agentes, sendo assim, o primeiro efeito é semelhante ao do

choque de produtividade, uma vez que os agentes poupam parte deste aumento para consumo futuro sob a forma de títulos. O segundo efeito também é um aumento do investimento, já que com juros mais baixos é mais barato se endividar para financiá-lo. O terceiro efeito é o de substituição de consumo futuro por consumo presente, já que com a queda dos juros cai o custo de oportunidade do consumo presente. A pequena volatilidade do consumo sob a utilidade 2 indicaria que, novamente, o primeiro efeito prevaleceria aos outros, no entanto, desta vez, as contas externas sob essa especificação ficam um pouco mais negativas do que com a primeira. A explicação está no pequeno efeito renda gerado pela queda dos juros, uma vez que o nível de endividamento externo é pequeno. Dessa forma, o efeito que prevalece em ambos os modelos é o de aumento do investimento. Nota-se também, o pequeno efeito do choque de juros sobre as contas internas da economia.

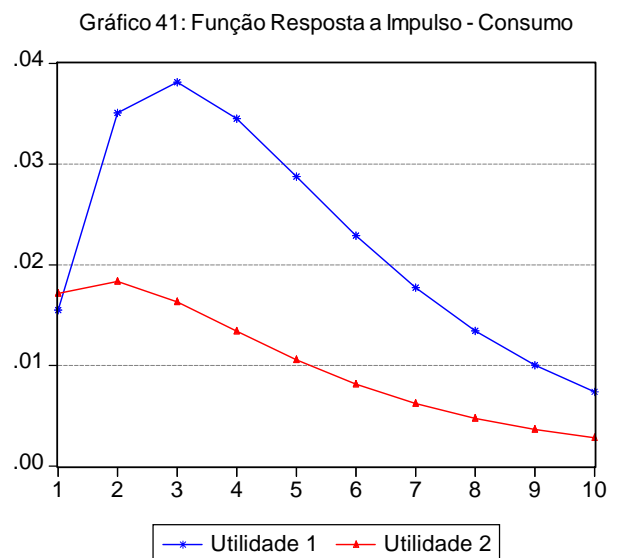
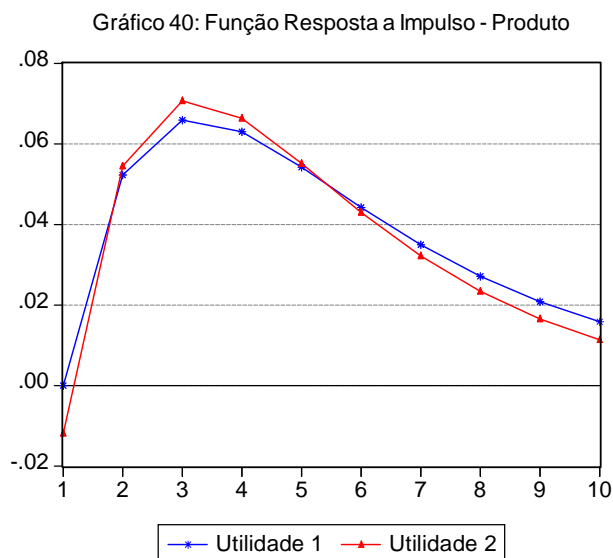


Gráfico 42: Função Resposta a Impulso - horas trabalhadas

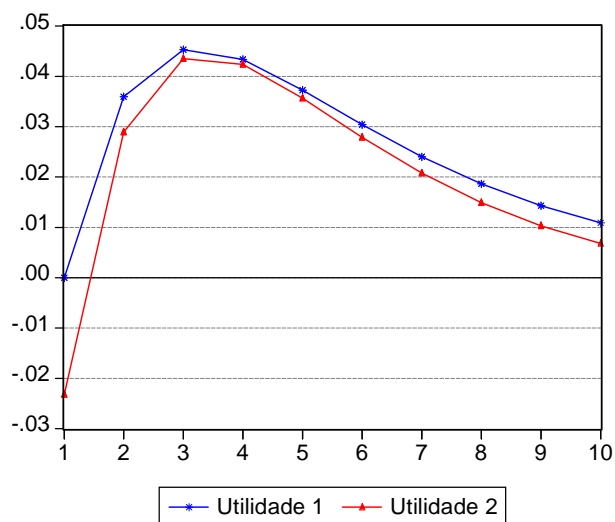


Gráfico 43: Função Resposta a Impulso - Investimento

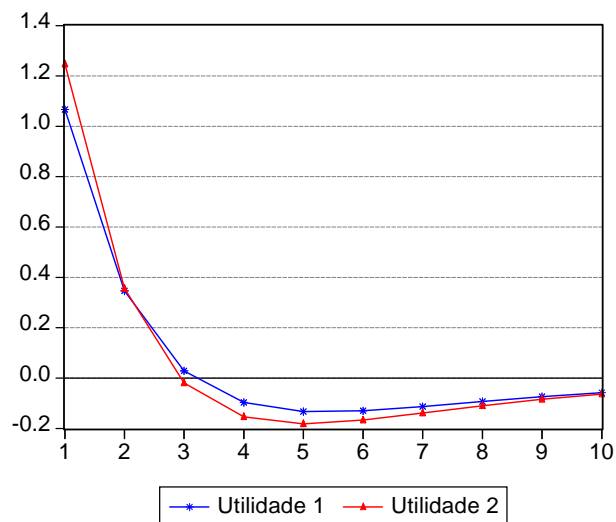


Gráfico 44: Função Resposta a Impulso - Razão TB/Y

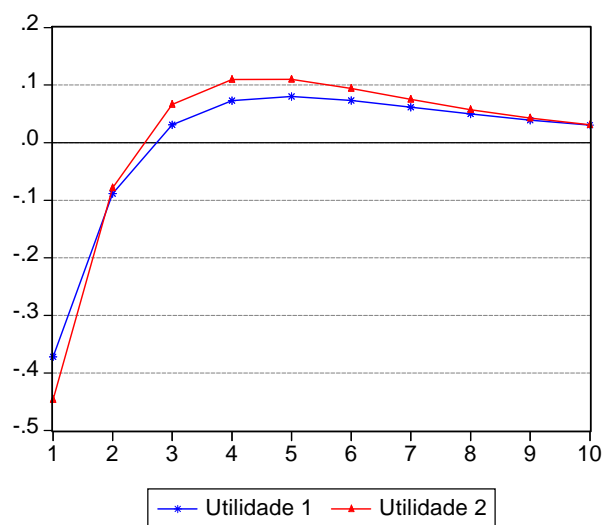
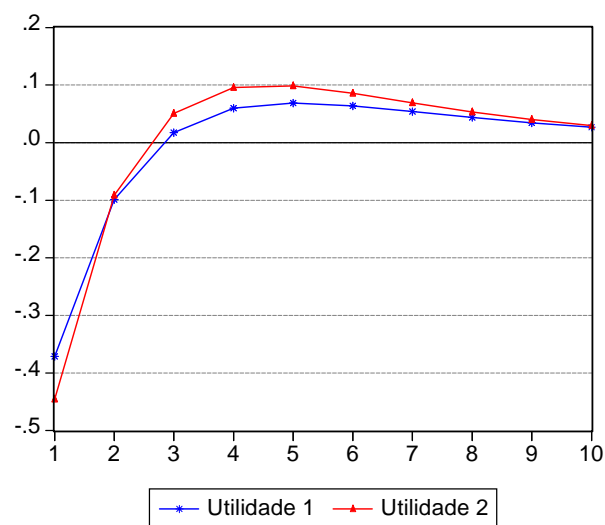
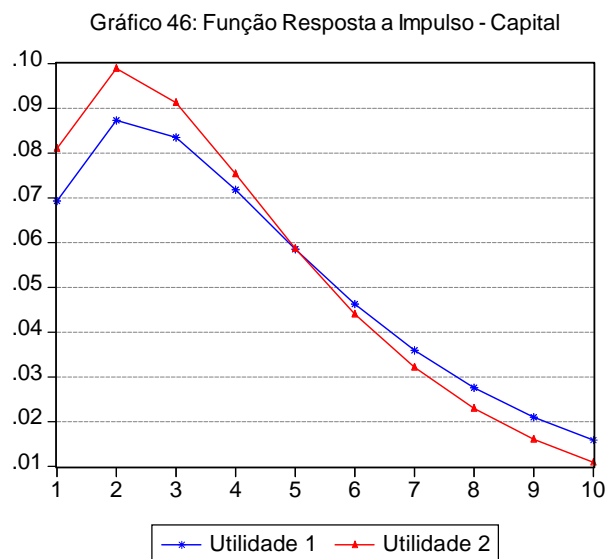


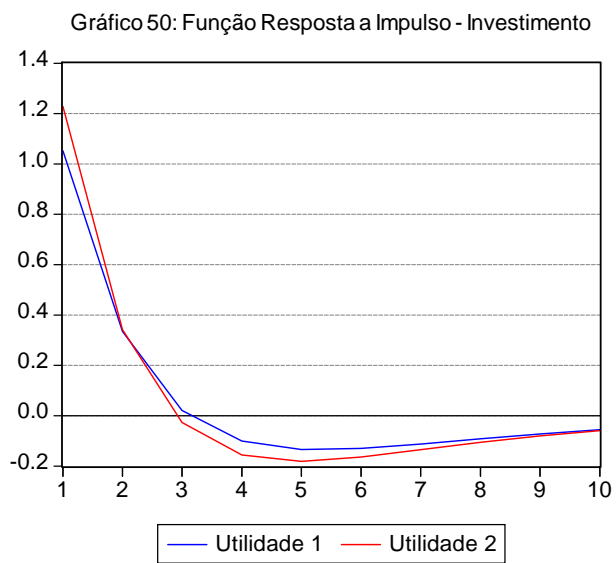
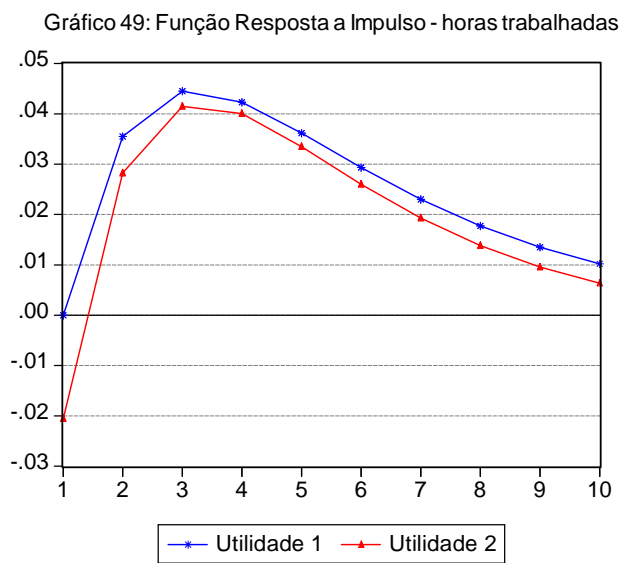
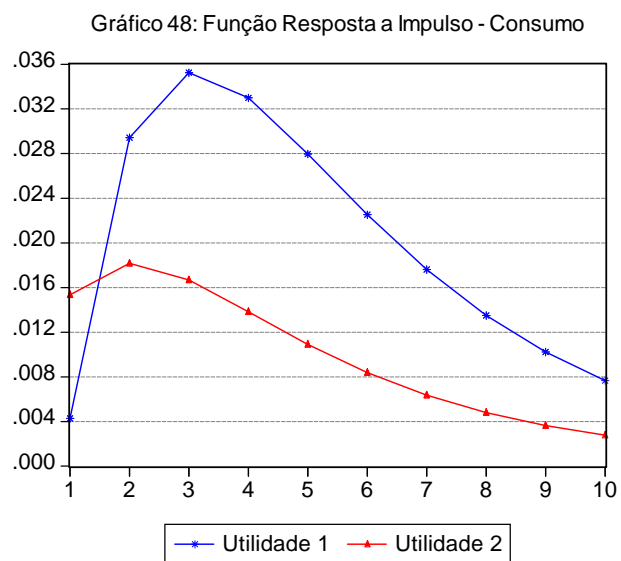
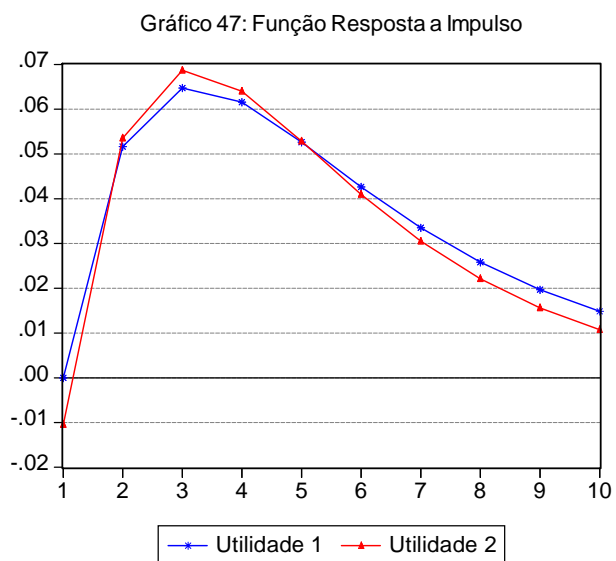
Gráfico 45: Função Resposta a Impulso - Razão CA/Y

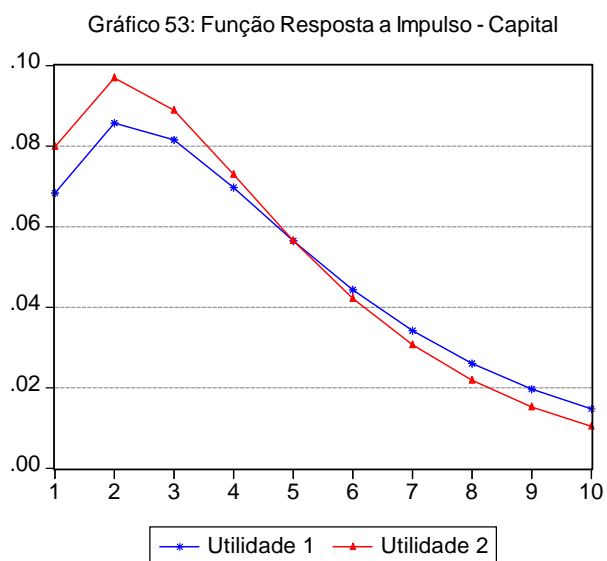
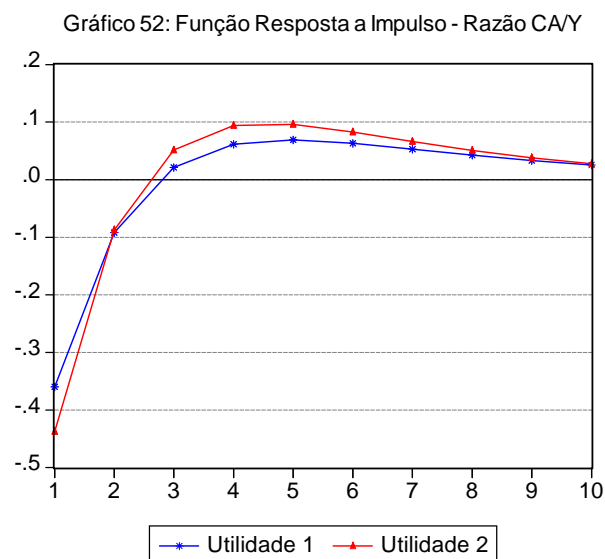
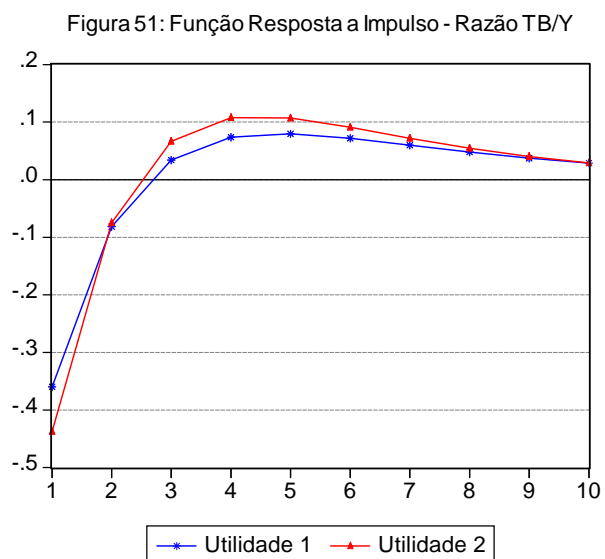




### Choque de Juros - Modelo 2

A resposta do consumo do modelo 2 intensifica algumas diferenças no comportamento do consumo entre as duas especificações de preferências. Dessa vez, sob a especificação 1, o salto do consumo causado pela queda dos juros é menos intenso do que para a especificação 2. A resposta está no prêmio de risco, já que a ao suavizar menos o consumo, o agente com a utilidade do tipo 1 se vê prejudicado por um aumento do prêmio de risco e, conseqüentemente, um aumento dos juros.





### 7.3 Parâmetros

As tabelas 7-9 apresentam as respostas dos momentos dos 3 modelos quando os parâmetros da calibração original são alterados em 5%. Tendo em vista o desempenho ruim dos modelos

quando usada a utilidade 2, a análise de sensibilidade<sup>13</sup> foi feita apenas para a especificação de utilidade 1. A alteração de um dos parâmetros, mantendo-se os outros constantes, não representa uma medida exata da sensibilidade do modelo, uma vez que o parâmetro  $\psi$ , que determina a estacionariedade, é função de muitos desses parâmetros. No entanto, dado o pequeno efeito que mudanças diretas sobre o próprio  $\psi$  tiveram sobre os resultados dos modelos, julgou-se irrelevante o ajuste dessa variável a alterações dos outros parâmetros. A rigor, a não adequação do parâmetro  $\psi$  só piora o ajustamento dos modelos, de forma que qualquer mudança, ainda que pequena, nos momentos simulados, pode ser considerada superestimada.

Mudanças na taxa de aversão ao risco ( $\gamma$ ) tiveram impacto insignificante sobre os principais momentos dos 3 modelos; apenas o Modelo 2 foi afetado, ainda assim, somente na volatilidade do consumo, que teve pequeno aumento. O parâmetro ( $\omega$ ) teve forte efeito sobre a volatilidade do investimento e sobre a correlação entre a balança comercial e o produto nos 3 modelos. Os parâmetros que mais afetaram os resultados foram: a participação do capital na renda ( $\alpha$ ), a volatilidade do choque de produtividade ( $\sigma$ ) e o parâmetro da elasticidade da oferta de trabalho ( $\omega$ ). No entanto, com exceção da correlação entre balança comercial e o produto no modelo 3 - quando alterado ( $\omega$ ) - os resultados qualitativos não foram alterados.

<b>Tabela 7 - Sensibilidade do Modelo 1 - Incremento de 5% nos Parâmetros</b>									
Momentos	$\sigma_c$	$\sigma_I$	$\sigma_{tb/y}$	$\rho_c$	$\rho_I$	$\rho_{tby}$	$\rho_{c,y}$	$\rho_{I,y}$	$\rho_{tby,y}$
Modelo1 - Utilidade 1	<b>2.76</b>	<b>9.93</b>	<b>2.23</b>	<b>0.81</b>	<b>0.34</b>	<b>0.49</b>	<b>0.87</b>	<b>0.74</b>	<b>-0.19</b>
$\gamma$	2.76	9.93	2.23	0.81	0.34	0.49	0.87	0.74	-0.19
$\delta$	2.66	10.73	2.54	0.81	0.32	0.47	0.88	0.72	-0.14
$\alpha$	3.33	6.05	1.22	0.80	0.39	0.65	0.85	0.84	-0.27
$\psi$	2.92	9.93	2.25	0.81	0.34	0.45	0.88	0.74	-0.25
$\rho$	2.91	10.83	2.52	0.83	0.36	0.48	0.88	0.72	-0.19
$\omega$	2.37	11.61	2.78	0.82	0.30	0.46	0.87	0.69	-0.10
$\phi$	2.75	9.58	2.12	0.81	0.34	0.51	0.87	0.75	-0.17
$\sigma$	2.57	10.51	2.36	0.82	0.33	0.51	0.87	0.73	-0.11
r	2.90	10.43	2.34	0.81	0.34	0.49	0.88	0.74	-0.19

<sup>13</sup>Foram reportados apenas os momentos mais sensíveis à alterações nos parâmetros.

<b>Tabela 8 - Sensibilidade do Modelo 2 - Incremento de 5% nos Parâmetros</b>									
Momentos	$\sigma_c$	$\sigma_I$	$\sigma_{tb/y}$	$\rho_c$	$\rho_I$	$\rho_{tby}$	$\rho_{c.y}$	$\rho_{I.y}$	$\rho_{tby.y}$
Modelo 2 - Utilidade 1	<b>4.71</b>	<b>9.91</b>	<b>3.13</b>	<b>0.94</b>	<b>0.34</b>	<b>0.75</b>	<b>0.63</b>	<b>0.75</b>	<b>-0.24</b>
$\gamma$	4.80	9.91	3.17	0.94	0.34	0.75	0.63	0.75	-0.24
$\delta$	4.93	10.70	3.47	0.94	0.32	0.70	0.61	0.72	-0.24
$\alpha$	4.11	6.17	1.95	0.92	0.41	0.94	0.73	0.86	-0.15
$\psi$	4.65	9.91	3.08	0.94	0.34	0.74	0.64	0.75	-0.24
$\rho$	4.96	10.80	3.41	0.94	0.36	0.72	0.63	0.73	-0.24
$\omega$	4.93	11.56	3.76	0.95	0.30	0.67	0.56	0.70	-0.23
$\phi$	4.71	9.57	3.05	0.94	0.34	0.77	0.63	0.76	-0.23
$\sigma$	4.96	10.48	3.38	0.94	0.33	0.74	0.61	0.73	-0.24
r	4.95	10.41	3.28	0.94	0.34	0.75	0.63	0.75	-0.24

<b>Tabela 9: Sensibilidade do Modelo 3 - Incremento de 5% nos Parâmetros</b>									
Momentos	$\sigma_c$	$\sigma_I$	$\sigma_{tb/y}$	$\rho_c$	$\rho_I$	$\rho_{tby}$	$\rho_{c.y}$	$\rho_{I.y}$	$\rho_{tby.y}$
Modelo 3 -Utilidade 1	<b>1.95</b>	<b>9.93</b>	<b>2.26</b>	<b>0.69</b>	<b>0.34</b>	<b>0.54</b>	<b>1</b>	<b>0.74</b>	<b>-0.05</b>
$\gamma$	1.95	9.93	2.26	0.69	0.34	0.54	1	0.74	-0.05
$\delta$	1.80	10.73	2.58	0.71	0.32	0.55	1	0.72	0.04
$\alpha$	3.06	6.05	1.26	0.65	0.39	0.47	1	0.84	-0.39
$\rho$	2.04	10.83	2.55	0.73	0.36	0.53	1	0.72	-0.06
$\omega$	1.40	11.61	2.88	0.71	0.30	0.62	1	0.69	0.17
$\phi$	1.94	9.58	2.15	0.69	0.34	0.56	1	0.75	-0.03
$\sigma$	1.88	10.51	2.41	0.70	0.33	0.54	1	0.73	-0.02
r	2.05	10.43	2.37	0.69	0.34	0.54	1	0.74	-0.05

A fim de avaliar o impacto da introdução do choque de juros de forma mais consistente, foi testada a sensibilidade dos modelos quando sujeitos a alterações no desvio padrão dos choques de juros. Os efeitos sobre os resultados foram comparados com os efeitos gerados quando as mesmas mudanças eram feitas nos choques de produtividade. Ou seja, foram feitos incrementos de diferentes níveis( 1%, 3% e 5%) tanto no choque de juros, quanto no choque de produtividade, testando-se quais dos choques tinham os maiores efeitos sobre os



principais momentos dos modelos 1 e 2. As tabelas 10-13, a seguir, apresentam os resultados desta análise.

<b>Tabela 10 - Análise de Sensibilidade do Modelo 1</b>			
Variação Percentual ( $\sigma_r$ )	$\sigma_c$	$\sigma_I$	$\sigma_{tb/y}$
Modelo 1 - Calibração Padrão	<b>2.76</b>	<b>10.12</b>	<b>2.34</b>
1%	2.76	10.13	2.35
3%	2.76	10.14	2.35
5%	2.76	10.15	2.36

<b>Tabela 11 - Análise de Sensibilidade do Modelo 1</b>			
Variação Percentual ( $\sigma_A$ )	$\sigma_c$	$\sigma_I$	$\sigma_{tb/y}$
Modelo 1 - Calibração Padrão	<b>2.76</b>	<b>10.12</b>	<b>2.34</b>
1%	2.79	10.23	2.37
3%	2.85	10.42	2.41
5%	2.90	10.62	2.45

Observa-se que alterações no desvio-padrão do choque de juros implicam em pequenas alterações nos resultados dos modelos. Enquanto uma alteração de 5% em  $\sigma_r$  não alterou a volatilidade do consumo e alterou as volatilidade do investimento e da razão  $TB/Y$  em apenas 0.30% e 0.85% - respectivamente - uma alteração da mesma magnitude em  $\sigma_A$  alterou as volatilidades destes parâmetros em 5.07%, 6,32% e 4,40%. Os resultados para o modelo 2 são semelhantes, com o choque de juros tendo pequeno efeito sobre o modelo. Esses resultados, como salientado por Mendoza(1991), não são gerais, podendo países com altos graus de endividamento externo sofrerem maiores influências de mudanças na taxa de juros internacional.

<b>Tabela 12 - Análise de Sensibilidade do Modelo 2</b>			
Variação Percentual ( $\sigma_r$ )	$\sigma_c$	$\sigma_I$	$\sigma_{tb/y}$
Modelo 2 - Calibração Padrão	<b>4.71</b>	<b>10.10</b>	<b>3.20</b>
1%	4.72	10.11	3.20
3%	4.72	10.12	3.21
5%	4.72	10.13	3.21

<b>Tabela 13 - Análise de Sensibilidade do Modelo 2</b>			
Variação Percentual ( $\sigma_A$ )	$\sigma_c$	$\sigma_I$	$\sigma_{tb/y}$
Modelo 2 - Calibração Padrão	<b>4.71</b>	<b>10.10</b>	<b>3.20</b>
1%	4.76	10.20	3.23
3%	4.86	10.40	3.29
5%	4.95	10.59	3.35

## 8 Conclusão

Neste trabalho, testou-se três especificações de modelos de ciclos reais de negócios aplicados a pequenas economias abertas - sujeitos a dois tipos de choques exógenos: produtividade e juros. Estes modelos foram calibrados de acordo com os dados brasileiros e simulados para que as propriedades dos ciclos econômicos implicadas por eles pudessem ser comparadas com a propriedade dos ciclos econômicos do Brasil. Os três modelos diferiam, basicamente, na forma como a estacionariedade era induzida à dinâmica das variáveis macroeconômicas.

Os modelos simulados neste trabalho conseguiram capturar algumas características clássicas dos ciclos de negócios internacionais como: a grande volatilidade do consumo e do investimento e a grande correlação destas variáveis com o produto. Eles ainda conseguiram replicar a característica contra-cíclica da balança comercial. Em relação ao ajuste dos modelos aos dados brasileiros, o melhor desempenho ficou por conta do modelo 2, sem o choque de juros. Os modelos 1 e 3 não conseguiram capturar a alta volatilidade do consumo no Brasil, além de superestimarem a correlação do investimento com o produto e subestimarem a correlação da balança comercial, também com o produto. Nenhum modelo conseguiu replicar, quantitativamente, a correlação entre balança comercial e produto, mas todos captaram a característica contra-cíclica da mesma.

Com relação à série de consumo, o problema apresentado pelos modelos 1 e 3, de subestimação de sua volatilidade, é recorrente na literatura que trata da aplicação de modelos de “business cycles” para o Brasil. O problema foi mais grave no modelo 3 - com mercados completos - cujas simulações reproduziram volatilidades para o consumo bem abaixo do valor encontrado nos dados. A resposta para esse problema pode estar nos dados - que não retratam com exatidão o que é o consumo para os modelos simulados. Ellery, Gomes e Sachida(2000) calcularam uma série de consumo para o Brasil excluindo os bens-duráveis - que

pelos modelos, deveriam estar incluídos em investimento - no entanto, não houve melhora significativa, já que a volatilidade da nova série ainda era alta. Ferreira e Val(2001) argumentaram que o excesso de volatilidade das séries de consumo brasileiras talvez não fosse um problema de mensuração e, sim, uma característica da nossa economia. Segundo esses autores, os consumidores brasileiros podem estar sujeitos a algum tipo de restrição à liquidez que os impeça de suavizar consumo de forma adequada. O modelo 2 conseguiu replicar não só a alta volatilidade do consumo brasileiro, mas a característica dessa, de ser maior que a volatilidade do produto. A introdução de um prêmio de risco elástico ao nível da dívida reduziu a suavização do consumo, via endividamento externo, por aumentar a taxa de juros internacional.

O investimento é outra variável problemática nos modelos de RBC. Em geral, os modelos estimam volatilidades muito mais altas que as encontradas nos dados. Nos modelos de pequenas economias abertas, essa característica se agrava, tendo em vista a separação que o acesso ao crédito internacional cria entre a decisão de consumo e investimento. A solução implementada na literatura é a inclusão de uma função custo de ajustamento. Tal solução não é arbitrária, uma vez que o capital financeiro tem mais mobilidade que o capital físico. A introdução da função custo de ajustamento permitiu, ao custo de um pequeno valor para o seu parâmetro  $\phi = 0.001$ , replicar a volatilidade do investimento encontrada nos dados. O baixo valor desse parâmetro indicava que mesmo que fosse feito zero, os bons resultados seriam mantidos. Não foi o que ocorreu. Alterado o parâmetro do custo de ajustamento para  $\phi = 0$ , a volatilidade do investimento chegou a atingir 42%, ajustados os outros parâmetros da economia.

O desempenho dos diferentes modelos na reprodução da correlação entre produto e balança comercial foi bom no aspecto qualitativo, já que todos conseguiram capturar sua característica contra-cíclica. Entretanto, todos os modelos subestimaram seu valor. Os três modelos, devido a características das preferências e da tecnologia, superestimaram a correlação entre trabalho e produto. A correlação perfeita entre essas variáveis nos modelos é implicada pelas preferências, tecnologia e pela aproximação log-linear.

As funções de resposta a impulso dos três modelos pouco diferiu, tanto para o choque de produtividade quanto para o choque de juros. O choque de juros, em particular, mostrou-se pouco importante para o Brasil. A introdução desta nova perturbação aos modelos 1 e 2 alterou pouco os principais momentos observados. A magnitude das respostas das variáveis, de ambos os modelos, também foi perceptivelmente inferior à resposta ao choque de

produtividade.

Todos os modelos mostraram-se altamente sensíveis à especificação da função utilidade. A função utilidade tipo 2, usual nos modelos de ciclos reais de negócios em economia fechada, mostrou-se incapaz de reproduzir duas características básicas dos ciclos de negócios internacionais: a volatilidade do consumo e a correlação negativa entre balança comercial e produto. Esse resultado foi observado em Correia et al (1995) e mostrou-se robusto a alterações nos parâmetros.

Possíveis extensões a este trabalho seriam a observação de novas formas de indução de estacionariedade, a separação entre bens comercializáveis e não comercializáveis, a adequação dos modelos a características da economia brasileira - semelhante ao trabalho de Kose (2002) para as economias em desenvolvimento - e a introdução de outros tipos de choques.

## Referências

- [1] ARAÚJO, C., FERREIRA, P. C. Reforma tributária, Efeitos alocativos e impactos de bem-estar. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 2, p. 133-166, 1999.
- [2] BACKUS, D. K., KEHOE, P. J., International evidence on the historical properties of business cycles. *The American Economic Review*, v. 82, p. 864-888, 1992.
- [3] BAXTER, M., CRUCINI, M. J., Business cycles and the asset structure of foreign trade, *International Economic Review* v. 36, p. 821-854, 1995.
- [4] COOLEY, T. F., PRESCOTT, E. C. Economic growth and the business cycles. In: COOLEY, T.F.(ed.). *Frontiers of business cycle research*. New Jersey: Princeton University Press, 1995.
- [5] CORREIA, I., NEVES, J. C., REBELO, S., Business cycles in a small open economy. *European Economic Review* v. 39, p. 1089-1113, 1995
- [6] ELLERY Jr., R., GOMES, V., SACHIDA, A. Business cycle fluctuations in Brazil. Rio de Janeiro: Seminário IPEA/DIMAC, jun. 2000.
- [7] GREENWOOD, J., HERCOWITZ, Z., HUFFMAN, G., Investment, capacity utilization and the real business cycles. *American Economic Review* v. 78, p. 402-416, 1988.

- [8] KANCZUK, F., Business Cycles in a Small Open Brazilian Economy. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 3, p. 455-470, 2001
- [9] KYDLAND, F. E., PRESCOTT, C. E., Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, v. 50(6), p. 1345-1369, 1982.
- [10] KIM, S. H., KOSE, A., Dynamics of open economy business cycle models: understanding the role of the discount factor, Tufts University. *Macroeconomic Dynamics*, Macroeconomic Dynamics, a ser publicado, 2001.
- [11] KOSE, A., Explaining business cycles in small open economies ‘How much do world prices matter?’, *Journal of International Economics* v. 56, p. 299-327, 2002.
- [12] MENDOZA, E., Real business cycles in a small open economy. *American Economic Review* v. 81, p. 797-818., 1991.
- [13] MENDOZA, E., URIBE, M., Devaluation risk and the business-cycle implications of exchange-rate management. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* v. 53, p. 239-296, 2000.
- [14] MORANDI, L., REIS, E., Estoque de Capital Fixo no Brasil 1950-2000, working paper, 2003.
- [15] NEUMEYER, P. A., PERRI, F., Business Cycles in Emerging Markets: The role of interest rates, New York University, 2001.
- [16] OBSTFELD, M. Intertemporal dependence, impatience, and dynamics. *Journal of Monetary Economics* v. 26, p. 45-75, 1990.
- [17] REIS, E. J., J. V. ISSLER, F. BLANCO, L. CARVALHO, Renda Permanente e Poupança Precaucional: Evidências Empíricas para o Brasil no Passado Recente, *Pesquisa de Planejamento Econômico* v. 28, p. 233-272, 1998.
- [18] SCHMITT-GROHÉ, S., URIBE, M., Stabilization policy and the cost of dollarization. *Journal of Money, Credit, and Banking* v. 33, p. 482-509, 2001.
- [19] , Closing small open economy models. *Journal of International Economics* v. 61, p. 163-185, 2003.

- [20] , Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function. *Journal of Economic Dynamics Control* v. 28, p. 755-775, 2004.
- [21] UZAWA, H., Time preference, the consumption function and optimum asset holdings. Wolfe, J. N.(ed.), *Value, Capital and Growth: Papers in Honors of Sir John Hicks*. The University of Edinburgh Press, pp. 485-504, 1968.