

Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira*

PAULO ROGÉRIO DA COSTA VAL**

PEDRO CAVALCANTI FERREIRA***

O objetivo deste trabalho é testar modelos clássicos de real business cycles para a economia brasileira. Em um primeiro estágio buscam-se fatos estilizados, o que foi feito por meio da escolha de séries adequadas, da separação dos componentes cíclicos e da análise dos ciclos resultantes. Os parâmetros dos diversos modelos foram estimados utilizando o Método Generalizado dos Momentos (MGM). Esses parâmetros foram empregados na elaboração de diversas economias artificiais que, após simulação, foram confrontadas com os dados da economia brasileira. Dentre todos os modelos testados, o que melhor se adequou aos dados foi o de cash in advance com taxa-ção distorciva. Entretanto, alguns fatos estilizados importantes, como por exemplo o excesso de volatilidade do consumo, não foram adequadamente reproduzidos pelos modelos testados.

1 - Introdução

Um dos grandes focos de interesse na economia, antes da publicação da Teoria Geral de Keynes, consistia no estudo da flutuação recorrente de várias séries macroeconômicas ao redor do que poderia ser considerado sua tendência de longo prazo, bem como o fato de essas flutuações serem correlacionadas no decorrer dos ciclos. Esse fenômeno, conhecido como *business cycles* (ciclos de negócios), atraiu a atenção de vários economistas, que buscavam desde uma definição apropriada para o ciclo e sua documentação (Burns e Mitchell, por exemplo) até o estudo da relação das séries durante cada ciclo (como Frederick Mills), procurando indícios sobre suas causas.

A publicação da Teoria Geral, e a chamada revolução keynesiana que se seguiu, teve como conseqüência a alteração do objetivo de grande parte dos pesquisadores para a tentativa de se prever qual seria o nível dos agregados econômicos em determinado período, considerando dados os valores anteriores a estes. Ao fazer isso, esperava-se poder reverter os efeitos negativos dos ciclos com políticas específicas, bem como com alterações institucionais, conforme o caso.

* Os autores agradecem a Mirta Bugarin e Samuel Pessoa os comentários e agradecem também ao CNPq e ao Pronex pelo financiamento.

** Do Banco BBM.

*** Da EPGE/FGV.

Por outro lado, essa escola criticava a tentativa de se trabalhar com modelos de equilíbrio, principalmente pela observação do comportamento do mercado de trabalho. Segundo ela, o desemprego não poderia ser explicado como uma consequência da escolha dos indivíduos, sendo involuntária a natureza desse fenômeno. Uma evidência utilizada para justificar esse ponto é a aparente contradição entre grandes flutuações nas horas trabalhadas e pequenas variações nos salários, o que colocaria em dúvida o argumento segundo o qual os agentes estavam respondendo voluntariamente a variações nos preços.

Para tratar a aparente contradição entre equilíbrio e ciclos econômicos no mercado de trabalho, Keynes e seus sucessores supuseram que os salários nominais seriam rígidos e argumentaram que em tal situação modelos de equilíbrio seriam inadequados. Deve-se mencionar que a escola keynesiana foi responsável pela criação de alguns modelos econométricos que se adequavam razoavelmente aos dados, tanto qualitativa como quantitativamente [Lucas (1977, p. 10-11)], utilizando uma metodologia para a aplicação dos modelos muito mais sofisticada do que as experiências anteriores.

No decorrer da década de 70, autores como Robert Lucas e Edward Prescott foram responsáveis por uma renovação do interesse dos estudos dos *business cycles*, além de expor motivos para voltar a se utilizar modelos de equilíbrio geral como ferramenta para seu estudo. Uma crítica importante de Lucas aos modelos econométricos que vinham sendo usados residia no fato de que, apesar de eles possuírem uma aderência boa aos dados, as regras de decisão obtidas não eram invariantes às alterações de políticas econômicas que esses mesmos modelos eram utilizados para avaliar. Acontecia que, apesar de um determinado modelo conseguir se adaptar bem às séries históricas, as suas previsões para as consequências de novas políticas econômicas eram bastante duvidosas. Por outro lado, devia-se esperar que modelos que partissem de parâmetros tecnológicos e de preferências dos agentes para alcançar seus resultados atingissem regras de decisão invariantes a mudanças de políticas, uma vez que não se espera que mudanças tecnológicas ou nas preferências sejam causadas por alterações em políticas econômicas. Dessa forma, modelos macroeconômicos com fundamentos micro — nos quais o comportamento dos indivíduos e firmas fossem derivados de um comportamento maximizador — deveriam produzir resultados mais adequados que aqueles em que o comportamento dos agentes seria feito de acordo com regras *ad hoc*.

Lucas argumenta que um modelo de equilíbrio é construído exatamente para mostrar como os agentes reagirão a mudanças. Contudo, um modelo que seja construído utilizando regras que parecem descrever adequadamente o comportamento dos agentes em um determinado período de tempo é inútil para analisar o impacto de mudanças não-triviais na economia.

Kydland e Prescott (1982) apresentam um modelo de equilíbrio geral dinâmico com o objetivo de tentar estudar os *business cycles*. Nesse artigo, choques de produtividade seriam os únicos responsáveis pela geração do ciclo.¹ Esses choques seriam propagados para as outras variáveis através das regras de decisão, obtidas do comportamento maximizador das famílias e das firmas — portanto, regras derivadas dos parâmetros tecnológicos e de preferências —, e das leis de movimento das variáveis de estado.

Os autores utilizaram simulações numéricas para produzir séries de variáveis aleatórias, elaboradas de forma a reproduzir características dos choques de produtividade.² Uma vez obtidos esses choques, uma economia artificial, calibrada de forma a refletir os parâmetros da economia americana, foi simulada com os agentes respondendo de forma ótima às variações. Em seguida, os componentes cíclicos e de tendência foram separados e calcularam-se os desvios-padrão dos primeiros. A simulação foi repetida um certo número de vezes e, no final, a média dos momentos foi calculada e comparada aos momentos dos ciclos dos Estados Unidos.

Os resultados obtidos foram excelentes, principalmente considerando a simplificação do modelo; por exemplo, a moeda, vista por muitos como causa dos ciclos, não era sequer considerada. Dentre esses resultados, podemos citar aquele em que o modelo simulado possuía um comportamento cíclico similar ao da economia verdadeira — o consumo e o capital simulados possuíam ciclos mais suaves que o produto, enquanto o ciclo do investimento era mais acentuado. Quantitativamente, o modelo não conseguia resultados tão bons, sobretudo pela simulação ter gerado séries de consumo e horas trabalhadas suaves demais.

Entretanto, um dos avanços mais importantes desse artigo consiste na aplicação da teoria de equilíbrio geral dinâmico — que estava muito associada ao campo teórico, tendo até então poucas aplicações práticas — a um problema econômico concreto, tentando designar valores aos parâmetros e assim obter resultados quantitativos.

Abria-se, então, um caminho alternativo à teoria então dominante. A linha de pesquisa aberta por Kydland e Prescott, denominada real *business cycles* (RBC), foi desenvolvida por vários outros pesquisadores, buscando incorporar aspectos existentes nas economias verdadeiras, de forma a tornar os modelos cada vez mais realistas.³

1 Como os ciclos afetam um grande número de setores da economia, uma escolha lógica para o fato gerador do ciclo seria um choque que atingisse todos os setores da economia. Lucas, anteriormente, havia descartado a hipótese de os *business cycles* serem causados por choques tecnológicos. Segundo ele, esse tipo de choque influenciaria positivamente algumas firmas e negativamente outras, sendo improvável que seu efeito agregado fosse relevante.

2 Os autores associam o choque de produtividade ao resíduo de Solow.

3 Por exemplo, Rios-Rull (1995) modela uma economia com agentes heterogêneos, Greenwood, Rogerson e Wright (1995) modelam produção doméstica etc.

Surge, então, a seguinte pergunta: os modelos desenvolvidos seguindo essa tradição podem ser aplicados a outros países? A resposta aparece com uma frase de Lucas (1977, p.10) sobre os *business cycles*: “There is, as far as I know, no need to qualify these observations by restricting them to particular countries or time periods: they appear to be regularities common to all decentralized market economies”, o que, ainda segundo o mesmo autor, parece apontar para a existência de uma lei geral capaz de explicar o comportamento cíclico presente em todas elas e não para explicações com base na estrutura institucional específica de cada uma.

O objetivo deste trabalho é testar alguns modelos de *real business cycles*, calibrados de forma a replicar a economia brasileira, visando experimentar qual a aderência destes aos dados do Brasil.⁴ O primeiro estágio foi a busca de fatos estilizados da economia brasileira, o que foi feito por meio da escolha de séries adequadas, da separação dos componentes cíclicos e da análise dos ciclos resultantes.

Os parâmetros foram estimados utilizando o Método Generalizado dos Momentos (MGM), sendo os valores obtidos com essa estimação bastante próximos aos de outros autores que utilizaram métodos diferentes — desde calibração propriamente dita até outros estimadores.

Finalmente, utilizamos os parâmetros para a elaboração de uma economia artificial. Essa economia, propositalmente simples, foi simulada e os ciclos gerados comparados aos do Brasil, fornecendo indícios sobre quais aspectos deveriam ser modelados com mais detalhe. Em seguida foi simulado um modelo em que os agentes possuíam restrição de *cash in advance* e seus resultados comparados aos do modelo anterior e aos do Brasil.

2 - Dados

Inicialmente foi necessário elaborar uma base de dados capaz de fornecer o comportamento dos agregados macroeconômicos brasileiros, bem como os valores dos parâmetros para as economias artificiais que iremos simular. As séries de consumo e investimento empregadas foram retiradas das Contas Nacionais, calculadas inicialmente pelo Instituto Brasileiro de Economia (Ibre) da Fundação Getulio Vargas e posteriormente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Em relação ao consumo, a série mais adequada deveria consistir apenas em consumo de bens não-duráveis, sendo os duráveis incluídos em investimento; como se espera que o consumo de bens duráveis seja mais variável que o de não-duráveis, a série de consumo que utilizamos provavelmente é mais volátil

4 Kanczuck e Faria Jr. (2000) e Ellery Jr., Gomes e Sachsida (2000) possuem objetivos semelhantes, embora os artigos tenham sido desenvolvidos simultaneamente e de maneira independente. No primeiro caso, os autores trabalham somente com dados para a indústria e, no segundo, embora haja um trabalho mais minucioso na elaboração das séries de dados, os autores trabalham somente com um modelo mais simples de ciclos, semelhante ao primeiro estudado neste artigo.

que a série ideal. Um outro problema relativo a essa série é a metodologia empregada para o seu cálculo, pois a série de consumo das Contas Nacionais do Brasil é obtida como resíduo, depois da retirada da formação bruta de capital do produto.⁵ Conseqüentemente, problemas como erro de mensuração das outras séries também afetam o valor do consumo e podem aumentar a volatilidade do consumo calculado.

O produto utilizado foi obtido por intermédio da soma das séries de consumo e investimento, o que implica subtrair as exportações líquidas desse agregado. Isso é necessário pois as economias simuladas não apresentam setor externo. Uma outra simplificação é que o governo, quando existe, não possui consumo e não investe, limitando-se a tributar e devolver a receita resultante às famílias na forma de transferências e a emitir moeda. As séries foram expressas em reais de 1995, utilizando para isso o deflator implícito do PIB. Definimos cada família como sendo um indivíduo da população economicamente ativa (PEA).

A série de horas trabalhadas foi elaborada a partir da série de horas trabalhadas na produção da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (Fiesp). Como esse órgão possui apenas um índice de horas trabalhadas, foi necessário fazer algumas hipóteses para conseguir uma série que refletisse as horas trabalhadas por família. Adotamos o seguinte procedimento: supondo que cada indivíduo da população ocupada trabalhasse oito horas por dia, durante 19,25 dias⁶ em julho de 1998 chegamos ao total de horas trabalhadas neste mês. Utilizando o índice da Fiesp, chegamos a uma série de horas totais. Posteriormente, dividiu-se essa série pela PEA para obter o número de horas por família. Obviamente, essas hipóteses são fortes mas a ausência de dados nos obriga a fazê-las.

A série de capital também teve de ser elaborada, devido ao fato de não existirem estatísticas sobre esse agregado. Para tanto utilizamos a lei de movimento do capital $k_{t+1} = (1-\delta)k_t + i_t$, onde k_t representa o capital e i_t o investimento do período t . A taxa de depreciação δ foi fixada em 6,5% a.a., semelhante a Araújo e Ferreira (1999) e próxima à utilizada em Rosal e Ferreira (1998) e Hofman (1992). Como valor inicial da série de capital fizemos $k_0 = \frac{1}{\delta + (\phi - 1)} i_0$, onde

$(\phi - 1)$ representa a taxa de crescimento do investimento, suposta constante nos anos anteriores à série que possuímos.⁷

5 A partir 1987 esse procedimento torna-se ainda mais inadequado, pois nesse ano o IBGE parou de calcular a série de variação de estoques.

6 O número de dias foi escolhido de forma a refletir o número de dias úteis do mês, excluídas as férias.

7 A justificativa para tal procedimento é que, segundo a lei de movimento do capital, temos $k_0 = (1-\delta)k_{-1} + i_{-1}$. Substituindo recursivamente o investimento nessa equação, obtemos

$$k_0 = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\delta)^{\tau} i_{-(\tau+1)}. \text{ Agora, se a taxa de crescimento do investimento for uma constante dada por } \phi = \frac{i_t}{i_{t-1}}, \text{ obtemos: } k_0 = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{(1-\delta)^{\tau} i_0}{\phi^{1+\tau}} = \phi \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{(1-\delta)^{\tau}}{\phi^{\tau}} i_0 \Rightarrow k_0 = \{\delta + (\phi - 1)\}^{-1} i_0.$$

2.1 - Filtragem

O principal objetivo deste trabalho é avaliar a aderência de alguns modelos de *real business cycles* em relação à economia brasileira, identificando quais os aspectos nos quais as economias artificiais fornecem resultados satisfatórios e quais as alterações que devem ser feitas de forma a elaborar modelos cujo comportamento seja mais próximo do desejado.

O primeiro passo para isso é definir o que são tais ciclos de negócios e como calculá-los. Lucas (1977) os define como flutuações recorrentes do produto em relação a uma tendência de longo prazo, bem como o movimento pró-cíclico (em relação ao ciclo do produto) de outros agregados econômicos em torno de suas respectivas tendências.

Os ciclos das séries serão calculados utilizando o método empregado pela maioria dos trabalhos sobre *real business cycles*, o que permitirá a comparação dos resultados obtidos para o Brasil e os resultados originais para os Estados Unidos. Esse procedimento consiste em decompor as séries em ciclo e tendência, empregando o processo de filtragem conhecido como filtro de Hodrick-Prescott. O filtro H-P gera a seqüência que é solução para o seguinte problema:

$$\min_{\{x_\tau\}} \sum_{\tau=0}^T (X_\tau - x_\tau)^2$$

tal que:

$$\sum_{\tau=2}^{T-1} [(x_{\tau+1} - x_\tau) - (x_\tau - x_{\tau-1})]^2 \leq c$$

sendo essa seqüência a tendência da série X . Se fixarmos $c = 0$, obteremos uma tendência linear.⁸ Por outro lado, quanto maior for c teremos uma tendência cada vez mais próxima da série original e mais suave será o ciclo.⁹

8 Pode ser verificado que se procedermos dessa forma obteremos o estimador de mínimos quadrados ordinários para a tendência.

9 O problema de minimização pode ser reescrito como:

$$\min_{\{x_\tau\}_{\tau=0}^T} \sum_{\tau=0}^T (X_\tau - x_\tau)^2 + \lambda \sum_{\tau=2}^{T-1} [(x_{\tau+1} - x_\tau) - (x_\tau - x_{\tau-1})]^2$$
, na qual o componente $\sum_{\tau=0}^T (X_\tau - x_\tau)^2$ seria responsável pela aderência da tendência à série original, enquanto o componente $\sum_{\tau=2}^{T-1} [(x_{\tau+1} - x_\tau) - (x_\tau - x_{\tau-1})]^2$ seria responsável pela suavidade da tendência. Dessa forma, quanto maior o parâmetro λ , maior o peso do componente de suavização. Por outro lado, um λ muito pequeno produzirá uma tendência muito semelhante à série original.

Para séries trimestrais, o procedimento-padrão é escolher um c tal que o multiplicador de Lagrange do problema descrito anteriormente seja $\hat{\lambda} = 1.600$. A escolha desse valor tem sido justificada na literatura com o argumento de que a série de ciclos resultante da operação ciclo(X_t) = $X_t - x_t$ estaria isenta de efeitos que se tenham originado a partir de aproximadamente 32 trimestres, o que enfatizaria as flutuações de frequência mais alta [Cooley e Prescott (1995)]. Como as séries que utilizaremos possuem periodicidade anual,¹⁰ devemos usar lambda análogo, para que se reflita essa diferença. O valor escolhido foi $\hat{\lambda} = 100$. Os Gráficos 1 e 2 ilustram a aplicação do filtro H-P à série de PIB brasileira e o ciclo resultante de seu emprego, respectivamente.

Apesar de ocasionalmente criticado por alguns pesquisadores, que argumentam que o filtro H-P não mede o ciclo de negócios adequadamente, Prescott (1998) defende-se dizendo que a definição do ciclo como a série resultante da filtragem é operacional e como tal não pode ser classificada nem como certa, nem como errada. Além disso, Prescott (1986) argumenta que:

“If business cycles were sensitive to the detrending procedure employed, there would be a problem. But the key facts are not sensitive to the procedure if the trend curve is smooth.”¹¹

Uma observação final deve ser feita sobre o processo utilizado para calcular os ciclos. Em geral utiliza-se no processo de filtragem o logaritmo da série, o que tem como vantagem o fato de o desvio-padrão do ciclo ser expresso em taxa de variação. Entretanto, o objetivo dos trabalhos de *real business cycles* é a análise dos ciclos, com as economias simuladas não possuindo crescimento e, por isso, os ciclos gerados pelos modelos apresentados no decorrer desse trabalho algumas vezes possuíam valores negativos, impossibilitando a utilização do logaritmo. Para contornar esse problema utilizamos a seguinte aproximação:

$$\ln\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right) \approx \frac{x_t}{x_{t-1}} - 1$$

$$\ln(x_t) \approx \left(\frac{x_t}{x_{t-1}} - 1\right) + \ln(x_{t-1})$$

10 Um dos motivos para a escolha da frequência anual foi a inexistência de estatísticas oficiais sobre consumo e investimento trimestral quando este trabalho foi executado (recentemente o IBGE passou a divulgar a série do PIB trimestral pela ótica da demanda). Além disso, a série de PIB trimestral calculada pelo IBGE começa em 1990, resultando em 32 observações no período analisado sendo, portanto, inferior ao número de observações utilizado. Finalmente, o uso de dados anuais permite obter um maior número de ciclos econômicos, sendo provavelmente mais adequado para este estudo.

11 Essa opinião não é um consenso, como pode ser visto, por exemplo, em Stadler (1994).

GRÁFICO 1
Logaritmo do produto e sua tendência

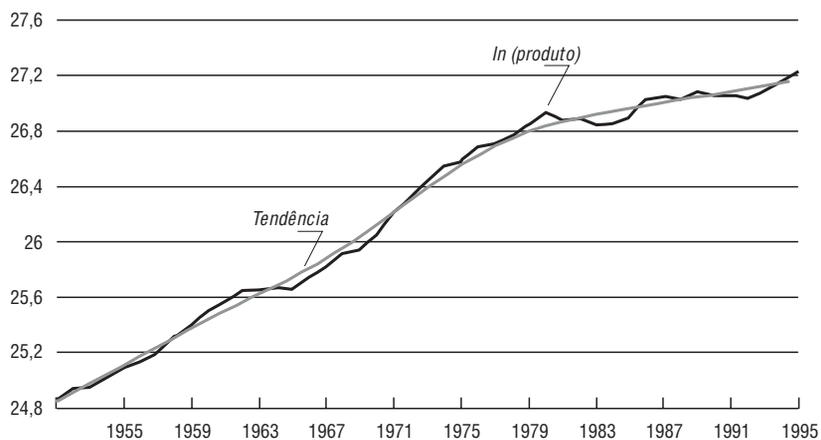
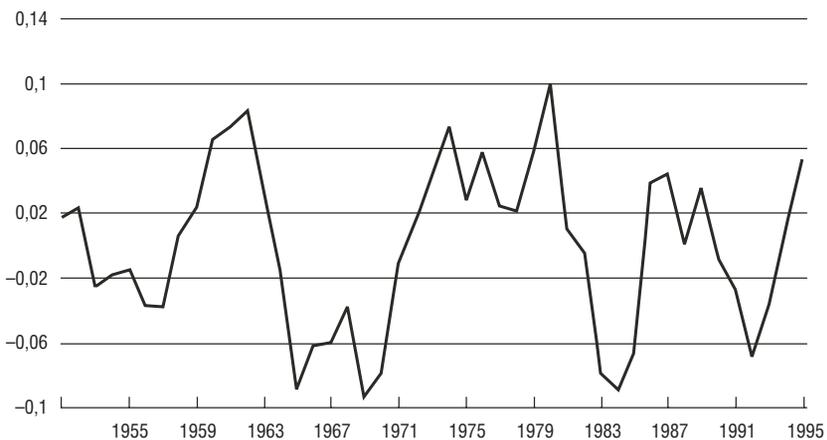


GRÁFICO 2
Ciclo do produto



Aplicamos logaritmo na primeira observação de cada série e as observações seguintes foram calculadas de acordo com essa equação. A vantagem de proceder dessa forma é continuar com a interpretação em percentagem do desvio das séries.

2.2 - Fatos estilizados

Antes de começar a trabalhar com os modelos propriamente ditos, torna-se necessário fazer algumas observações sobre as séries brasileiras. Para isso vamos analisar as características destas, bem como relacioná-las às séries americanas equivalentes. Trabalharemos sempre com séries filtradas através do filtro H-P, o que, como mencionado, permitirá trabalharmos apenas com o componente cíclico das séries originais. A Tabela 1 lista os desvios-padrão das séries brasileira e americana¹² para a comparação dos ciclos dos dois países.

Um dos aspectos mais visíveis ao se analisar essa tabela é a grande variação do consumo brasileiro em relação ao dos Estados Unidos. Esse ponto fica ainda mais evidente ao compararmos as séries de produto e consumo. Enquanto nos Estados Unidos o consumo possui um ciclo muito mais suave do que o produto, no Brasil as duas séries apresentam um comportamento bastante similar, sendo o ciclo do consumo quase tão acentuado quanto o do produto. Os Gráficos 3 e 4 ilustram esse fato, reproduzindo os componentes cíclicos do produto e consumo no Brasil e nos Estados Unidos, respectivamente.

TABELA 1

Desvios-padrão das séries

(Em %)

Séries	<i>Y</i>	<i>C</i>	<i>I</i>	<i>K</i>	<i>H</i>	$\frac{Y}{H}$
Brasileira	4,73	4,51	10,09	2,96	3,30	4,26
Americana	3,28	1,82	10,89	1,82	1,78	2,07

12 A série de consumo americana utilizada foi despesa em consumo privado, publicada pelo National Income and Products Account (Nipa). O investimento corresponde ao investimento privado bruto somado às variações de estoque, publicado pela mesma instituição. O produto foi obtido somando o consumo e o investimento, como em McGrattan (1994a). O capital foi obtido somando o estoque de capital não-residencial ao residencial, ambos publicados pelo Bureau of Economic Analysis, do Departamento de Comércio dos Estados Unidos. A série de horas corresponde à anualização da série horas trabalhadas semanalmente, e a de população à de população acima de 16 anos, obtidas pelo Household Survey.

GRÁFICO 3
Brasil: ciclo do produto e consumo

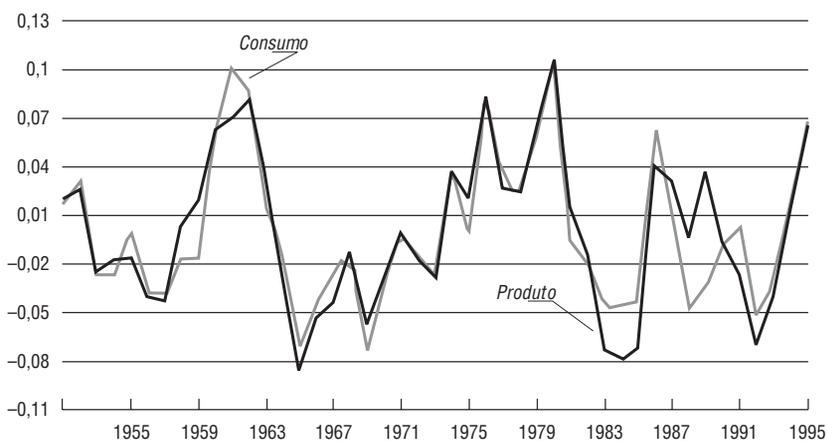
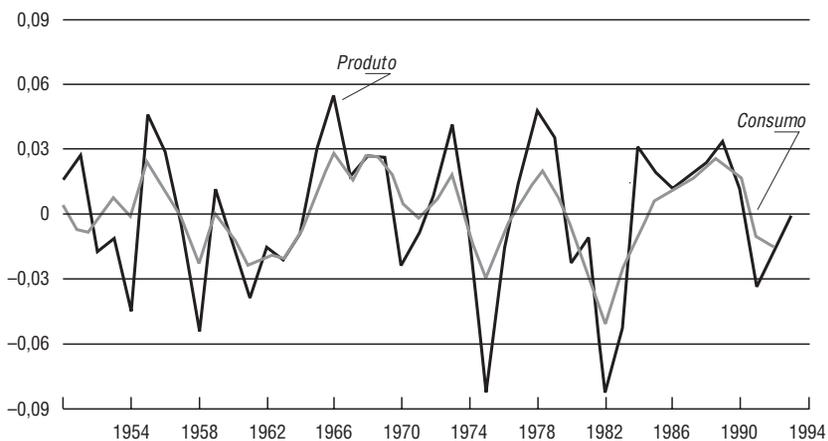


GRÁFICO 4
Estados Unidos: ciclo do produto e consumo



Uma explicação possível para esse fato estaria na forma como a série de consumo é calculada no Brasil. Como mencionado, o cálculo do consumo como resíduo implica a inclusão de vários tipos de erro em seu valor. Além disso, a partir de 1987 o IBGE parou de calcular o valor das variações de estoques, sendo o valor desse agregado incluído na série oficial de consumo.

Entretanto, devido ao reduzido número de observações em que se verifica esse último problema, ele não parece fornecer uma explicação satisfatória. De fato, ao calcularmos o desvio-padrão para o período 1951/86 chegamos a um valor de 4,69, que é maior do que o desvio da amostra completa.

Uma explicação alternativa seria uma restrição à liquidez maior no Brasil do que nos Estados Unidos, a qual impediria as famílias brasileiras de suavizar o consumo como desejado. Caso essa hipótese seja verdadeira, o consumo brasileiro deveria ser mais correlacionado com o produto do que o americano. Os Gráficos 3 e 4 mostram que esse efeito deve ser verdadeiro, o que é ratificado pela Tabela 2.

A análise dos momentos na Tabela 2 revela que o consumo no Brasil é altamente correlacionado com o produto, sendo a magnitude desse momento maior do que a verificada para os Estados Unidos. Novamente, cabe lembrar que a série de consumo utilizada deveria ser a de consumo de não-duráveis e a série usada introduz um viés na estimativa obtida, uma vez que o consumo de duráveis deve apresentar um comportamento mais próximo da série de investimento.

A produtividade $\left(\frac{Y}{H}\right)$ e as horas trabalhadas brasileiras apresentam desvios-padrão muito mais altos do que as séries americanas, apesar de essas duas séries serem menos correlacionadas com o produto no Brasil. Uma outra estatística importante que envolve essas duas séries é a razão dos desvios-padrão de horas e produtividade, cujo valor é de aproximadamente 0,86 para a economia americana e 0,77 para a brasileira.¹³

TABELA 2

Correlação entre as séries e o produto

Séries	<i>Y</i>	<i>C</i>	<i>I</i>	<i>K</i>	<i>H</i>	$\frac{Y}{H}$
Brasileira	1,00	0,91	0,68	0,09	0,52	0,60
Americana	1,00	0,84	0,93	0,24	0,81	0,87

13 Para dados trimestrais, Kydland e Prescott (1982) e Hansen (1985) chegam a um valor de 1,4 para a série americana; se utilizarmos como produto a série de PIB americana, a razão dos desvios-padrão dos ciclos de horas e produtividade possui um valor de 1,31 para dados anuais.

GRÁFICO 5

Brasil: ciclo do produto e investimento

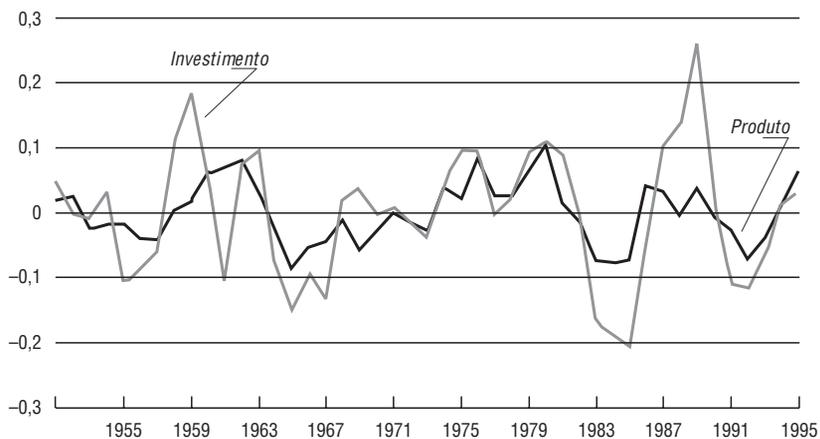
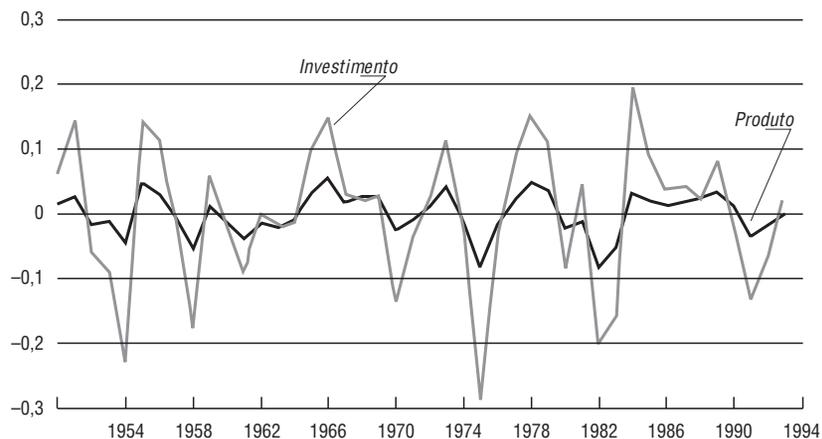


GRÁFICO 6

Estados Unidos: ciclo do produto e investimento



Em relação à série de investimento, podemos notar que, apesar de o desvio-padrão possuir valores bastante próximos nos dois países, a correlação com o produto nos Estados Unidos é muito mais elevada que a do Brasil, mostrando que essa série é mais sensível a variações do produto no primeiro país. Os Gráficos 5 e 6 refletem esse efeito.

Finalmente, as duas séries de capital são muito pouco correlacionadas com o produto, o que seria de se esperar dada a natureza desse agregado. Além disso, a forma como essa série foi construída para o Brasil mostra que a correlação mais forte deve ser em relação ao produto defasado.

A Tabela 3 apresenta a correlação entre as séries brasileiras e *leads* e *lags* do produto, onde podemos verificar que a correlação do capital com o produto defasado, apesar de maior do que com o produto contemporâneo, não é alta e que a influência do produto no capital é bastante persistente.

TABELA 3
Correlação das séries brasileiras

	<i>Y</i>	<i>C</i>	<i>I</i>	<i>K</i>	<i>H</i>	$\frac{Y}{H}$
$\rho (y_{t-3}, x_t)$	-0,14	-0,07	-0,20	0,58	-0,63	0,26
$\rho (y_{t-2}, x_t)$	0,20	0,15	0,18	0,55	-0,41	0,41
$\rho (y_{t-1}, x_t)$	0,60	0,50	0,48	0,36	-0,11	0,54
$\rho (y_t, x_t)$	1,00	0,91	0,68	0,09	0,52	0,60
$\rho (y_{t+1}, x_t)$	0,60	0,52	0,43	-0,18	0,70	-0,20
$\rho (y_{t+2}, x_t)$	0,20	0,20	0,12	-0,35	0,45	-0,50
$\rho (y_{t+3}, x_t)$	-0,14	-0,06	-0,16	-0,35	-0,17	-0,44

2.3 - Simulação

O processo de simulação utilizado consiste nos seguintes passos:

a) Definidos os parâmetros, iremos calcular as regras de decisão para as variáveis de decisão. Isso será feito utilizando uma aproximação quadrática da função

utilidade em torno do *steady state*. As regras de decisão serão lineares, pois teremos um problema de maximização linear-quadrático.¹⁴

b) Calculadas as regras de decisão, um vetor de variáveis aleatórias com distribuição normal será gerado e conterà as variáveis aleatórias que responderão pelo termo estocástico na lei de movimento do choque tecnológico. Para o caso brasileiro, esse vetor conterà 145 observações e, para o caso americano, 144; o motivo para a dimensão desses vetores ficará claro a seguir.

c) O valor inicial das variáveis de estado será o seu valor de *steady state*; com as regras de decisão calculamos o valor das variáveis de decisão no período inicial e os estados do período seguinte utilizando a lei de movimento das variáveis de estado.

d) O último passo será repetido até que o número de observações de cada série seja igual ao número de variáveis aleatórias geradas no item *b*. As séries resultantes sofrem o processo semelhante à aplicação do logaritmo descrito anteriormente e, em seguida, as 100 observações iniciais são descartadas. As observações restantes são filtradas e seus momentos calculados — note-se que o número de observações utilizadas para cada país corresponde ao número de observações existentes nas séries verdadeiras.

e) Os três últimos passos são repetidos 100 vezes, e no final tira-se a média dos momentos de todas as simulações. Essa média será comparada com os momentos das séries brasileiras. Observamos que a variância do choque será estabelecida de forma a igualar o desvio-padrão do produto na economia simulada e na economia brasileira.

3 - Estimação

O modelo utilizado para encontrar os parâmetros das economias que serão simuladas é composto por um grande número de famílias com vida infinita, sendo todo indivíduo da PEA considerado como uma família. Além disso, elas são proprietárias do capital — alugado pelas firmas — e de uma dotação de tempo que, seguindo McGrattan (1994a), fixamos em 5.200 horas por ano (excluídas as horas dedicadas a cuidados pessoais e repouso). O lado produtivo da economia é representado por uma única firma, que utiliza capital e trabalho para produzir o único bem elaborado existente. A firma possui uma função produção do tipo Cobb-Douglas com retornos constantes de escala e emprega toda a receita obtida com a venda do bem na remuneração dos fatores de produção. O problema de

¹⁴ Explicações mais detalhadas desse método podem ser encontradas em Rosal e Ferreira (1998) ou Hansen e Prescott (1995).

equilíbrio competitivo não possui distorções, podendo ser resolvido por um planejador social na forma descrita a seguir:

$$\max_{h_t, c_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \{\beta^t [\ln(c_t) - B h_t]\}$$

tal que:

$$c_t + i_t \leq e^{z_t} k^\theta (e^{v+\mu t} h_t)^{1-\theta}$$

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

em que c_t representa a série de consumo; h_t as horas trabalhadas; i_t o investimento; k_t o capital; z_t o choque de produtividade; e $\eta_t = \frac{PEA_t}{PEA_{t-1}}$ representa a taxa de

crescimento populacional. Todas as séries aparecem divididas pela PEA, o que explica a lei de movimento do capital ser expressa de forma ligeiramente diferente daquela apresentada na seção relativa aos dados. A outra restrição do modelo é a de factibilidade, que nos diz apenas que a cada período a soma do consumo e do investimento pode ser, no máximo, igual ao produto.

Um ponto importante a ser notado é a introdução do lazer de forma linear na função utilidade. Essa característica, que se trata de uma aparente simplificação, foi introduzida em Hansen (1985). Na verdade essa é uma sofisticação do modelo com lazer log-linear e será explicada mais adiante.

Um dos problemas do modelo exposto anteriormente é apresentar um crescimento explosivo do produto. Para tornar o problema estacionário, trabalharemos com as seguintes variáveis normalizadas: $\hat{c}_t = \frac{c_t}{e^{v+\mu t}}$, $\hat{i}_t = \frac{i_t}{e^{v+\mu t}}$ e $\hat{k}_t = \frac{k_t}{e^{v+\mu t}}$, o que resultará na reformulação desse modelo como:

$$\max_{h_t, c_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \{\beta^t [\ln(\hat{c}_t) - B h_t]\}$$

tal que:

$$\hat{c}_t + \hat{i}_t \leq e^{z_t} \hat{k}_t^\theta h_t^{1-\theta}$$

$$\eta_t e^{\mu} \hat{k}_{t+1} = (1-\delta)\hat{k}_t + \hat{i}_t$$

$$z_{t+1} = \rho z_t + \varepsilon_{t+1}$$

Devido ao reduzido número de observações dessas séries (1951 a 1995 para todas as séries, exceto para a de horas, que começa em 1975), optamos por estimar isoladamente cada uma das equações e não o sistema como um todo, pois de outra forma perderíamos muitas observações. Assim, a estimativa, apesar de consistente, não é eficiente no sentido estatístico do termo. A equação relativa à função produção que deveria ser estimada seria:

$$\ln\left(\frac{y_t}{h_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln\left(\frac{k_t}{h_t}\right) + z_t$$

Entretanto, a presença de raiz unitária nas séries $\ln\left(\frac{y_t}{h_t}\right)$ e $\ln\left(\frac{k_t}{h_t}\right)$ nos levou a agir de forma diferente. O procedimento adotado foi estimar a primeira diferença dessa equação, estando a equação estimada, bem como os resultados obtidos,¹⁵ expostos a seguir:

$$\Delta\left[\ln\left(\frac{y_t}{h_t}\right)\right] = \beta_t + \beta_2 \Delta\left[\ln\left(\frac{k_t}{h_t}\right)\right] + u_t$$

Coeficiente	Estimativa	Estatística-t	p-value
β_1	-0,020	-2,02	0,06
β_2	0,492	4,56	0,00
Estatística-J		p-value	
2,18		0,54	

onde $\mu = \frac{\beta_1}{1-\beta_2} = -0,04$. A utilização do MGM como estimador¹⁶ mostra que para avaliar a validade do modelo estimado foi utilizada a estatística-J, que nos orienta a não rejeitar o modelo.

A participação do capital na renda, correspondente ao coeficiente β_2 , foi estimada em 0,492, sendo altamente significativa. Esse valor aproxima-se bastante do obtido por outros autores, como, por exemplo, Araújo e Ferreira (1999), que

15 Uma descrição mais detalhada do procedimento utilizado, bem como algumas estimações alternativas estão expostas no Apêndice.

16 Devido a uma possível autocorrelação serial, introduzida por trabalharmos com a primeira diferença da equação original, foi utilizada a correção de Newey-West.

obtem para esse parâmetro o valor de 0,4908, enquanto Rosal e Ferreira (1998) obtêm 0,55.¹⁷ Por outro lado, a estimativa do coeficiente da tendência (μ) apresentou um valor negativo. Como isso não possui sentido econômico, e além do que o módulo desse valor é bastante pequeno, iremos trabalhar com $\mu = 0$ nas estimações seguintes.

Neste ponto podemos descobrir o processo seguido pela série z_t da função produção (note-se que a estimativa de u_t não é suficiente). Isso será feito pela substituição dos coeficientes estimados na função produção, escolhendo a constante de forma que o choque, dado pela série z_t , tenha média zero. Ao fazer isso, observamos que essa série segue um processo auto-regressivo de ordem 1 (AR(1)), com o valor do coeficiente auto-regressivo bastante próximo de 1. Seguindo o procedimento-padrão na literatura para lidar com esse fato iremos fazer $\rho = 0,95$ na equação $z_{t+1} = \rho z_t + \varepsilon_{t+1}$. O passo seguinte foi empregar a equação de Euler para obter a estimativa de taxa de desconto subjetiva β .

$$E_t \left\{ \frac{\hat{c}_{t+1}}{\hat{c}_t} - \frac{\beta}{\eta_{t+1}} \left[\theta \frac{\hat{y}_{t+1}}{\hat{k}_{t+1}} + (1-\delta) \right] \right\} = 0$$

Coeficiente	Estimativa	Estatística-t	<i>p-value</i>
β	0,920	4,015	0,00
		Estatística-J	<i>p-value</i>
		0,831	0,93

O teste de sobreidentificação do modelo, representado pela estatística-J, nos aconselha a não rejeitá-lo. O valor obtido para o coeficiente β corresponde a uma taxa de desconto intertemporal trimestral de 0,979, também ficando próxima aos resultados obtidos anteriormente por outros autores. Rosal e Ferreira (1998) obtêm um valor de 0,96 e Araújo e Ferreira (1999) 0,983. Em geral, nos trabalhos relativos à economia americana, o valor desse parâmetro é 0,99.¹⁸

17 A utilização do teste de Wald para examinar a hipótese de que a estimativa obtida é igual a qualquer das duas estimativas anteriores nos orienta a não rejeitar a hipótese de igualdade, sendo o menor *p-value* igual a 0,59.

18 A utilização do teste de Wald para examinar a hipótese de que a estimativa obtida neste trabalho é igual às de Rosal e Ferreira (1998), Araújo e Ferreira (1999) ou às dos Estados Unidos nos aconselharia a não rejeitá-la.

Finalmente, o parâmetro B , que representa o peso do lazer na função utilidade, será definido de forma que o *steady state* das horas trabalhadas em cada modelo seja condizente com a observação das séries brasileiras (aproximadamente 1/3).

É importante ressaltar que a estimação de parâmetros de modelos de RBC por meio de técnicas econométricas foi utilizada anteriormente em vários trabalhos como, por exemplo, McGrattan (1994a). Uma das vantagens dessa técnica é obter, além dos parâmetros desejados, métricas que permitem confrontar os resultados obtidos com parâmetros calibrados por outros autores; isso possibilita, por exemplo, avaliar a capacidade do modelo estimado em replicar fatos estilizados da economia brasileira. Entretanto, devemos ressaltar que a utilização de econometria para chegar aos parâmetros foi alvo de críticas em alguns trabalhos, como em Prescott (1998).

4 - Modelos

Nesta seção trataremos das simulações propriamente ditas. O modelo inicial será propositalmente simples com o objetivo de descobrir quais os aspectos em que este reproduz adequadamente o comportamento da economia original e em quais deve ser aperfeiçoado. Tentaremos em seguida propor outros modelos com características que deverão torná-los mais realistas. Ressaltamos que todos os modelos aqui tratados são altamente abstratos, sem várias características relevantes em uma economia real¹⁹ e que, como tal, seria surpreendente se fossem capazes de replicar uma economia verdadeira em todos os seus aspectos. Contudo, isso não quer dizer que eles não o possam fazer em alguns aspectos importantes e sejam úteis para o seu estudo.

Todas as economias tratadas nesta seção possuirão um grande número de famílias idênticas, que possuem um estoque de capital (k) e uma unidade de tempo que podem alocar entre lazer e trabalho. A única firma da economia aluga o capital e utiliza o trabalho assalariado para produzir o único bem da economia, sendo a receita obtida na venda de sua produção repassada para as famílias. Toda escolha das famílias é feita tendo em vista a maximização da sua utilidade esperada.

A escolha óbvia para o modelo inicial deste trabalho deveria ser o primeiro modelo de *real business cycles*, publicado em Kydland e Prescott (1982). Entretanto, esse artigo trata de uma economia relativamente sofisticada; por exemplo, ela incorpora a hipótese de *time to build*, isto é, a formação do capital requer que o investimento seja feito por mais de um período.²⁰

19 Como tais aspectos poderíamos citar a inexistência de setor externo, produção doméstica, bens públicos etc. A literatura sobre *real business cycles* já produziu modelos que incorporam esses aspectos mas não trataremos deles no decorrer deste trabalho.

20 Tanto Kydland e Prescott (1982) quanto McGrattan (1994a) utilizam a hipótese de *time to build* supondo que para se obter novo capital sejam necessários quatro períodos de investimento. Como esses autores trabalham com séries trimestrais, o capital seria obtido após um ano de investimento, assim como neste trabalho.

Uma outra característica desse modelo é a introdução de uma função utilidade na qual o lazer não é separável no tempo, admitindo uma substituição intertemporal maior do lazer. Entretanto, essa última hipótese implica o problema de que a evidência microeconômica aparentemente não corrobora uma elasticidade intertemporal em um valor tão alto como o que seria necessário para que este replicasse adequadamente a economia americana. Um modelo mais simples foi escolhido para nos fornecer informações sobre as características que devemos incluir em seguida.

4.1 - O modelo com trabalho indivisível

Hansen (1985) desenvolve um modelo em que a escolha dos indivíduos se dá entre trabalhar um certo número de horas, sendo esse número invariável *a priori*, e não trabalhar. Essa hipótese foi motivada pela observação de que a maior parte da variação nas horas trabalhadas corresponde a entrada e saída de pessoas de seus empregos (margem extensiva) e não de ajustes no número de horas trabalhadas feitos pelas pessoas empregadas (margem intensiva).²¹

A dotação de tempo de cada família é igual a uma unidade. Entretanto, se decidir trabalhar, a firma a contratará apenas por h_0 horas, com $0 < h_0 < 1$, o que torna o conjunto de consumo não-convexo. Para poder trabalhar com a solução do planejador, utilizando o segundo Teorema Fundamental do Bem-Estar Social, Hansen introduz um mercado no qual os agentes escolhem contratos que definem a probabilidade com a qual irão trabalhar. Uma vez escolhida essa probabilidade, uma loteria determina se cada agente trabalhará ou não. Por exemplo, se um indivíduo quiser trabalhar x horas, a escolha será um contrato no qual esta probabilidade π seja $\frac{x}{h_0}$. Claramente, o máximo de horas trabalhadas possível por família será h_0 , pois $\pi \in [0, 1]$. Esse artifício altera a escolha dos agentes de trabalhar ou não, para a escolha da probabilidade π_t de trabalhar.

Um aspecto importante desse modelo é que a remuneração do trabalho se dá de acordo com a loteria escolhida, ou seja, com o valor esperado das horas trabalhadas e não de acordo com as horas trabalhadas de fato,²² sendo sua restrição orçamentária dada por:

$$c_t + i_t \leq w_t \pi_t h_0 + r_t k_t$$

21 Existem alguns modelos que trabalham com ajustes tanto na margem extensiva quanto na intensiva, como Cho e Cooley (1994), por exemplo.

22 Esse modelo equivale a uma outra economia semelhante, em que os agentes seriam pagos apenas pelo trabalho efetuado, mas na qual existisse um seguro justo, com o prêmio desse seguro sendo pago caso o agente não conseguisse encontrar emprego [ver Hansen (1985)].

Como os agentes são idênticos, todos escolherão a mesma probabilidade, resultando em um número de horas trabalhadas *per capita* igual a $h_t = \pi_t h_0$. A função utilidade esperada de uma família no período t é dada por:

$$u(c_t, \pi_t) = \ln(c_t) + \pi_t A \ln(1 - h_0) + (1 - \pi_t) A \ln(I)$$

↓

$$u(c_t, \pi_t) = \ln(c_t) + h_t \frac{A \ln(1 - h_0)}{h_0}$$

↓

$$u(c_t, \pi_t) = \ln(c_t) - B h_t$$

com $B = -\frac{A \ln(1 - h_0)}{h_0}$. Essa função é igual à do modelo utilizado para estimar os

parâmetros, ficando claro agora que a introdução do trabalho de forma linear na utilidade é conseqüência de uma formulação particular da utilidade esperada e não de uma simplificação. O problema de otimização das famílias é dado por:

$$\max_{c_t, h_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \{\beta^t [\ln(c_t) - B h_t]\}$$

tal que:

$$c_t + i_t = w_t h_t + r_t k_t$$

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \text{ sendo dado } k_0$$

onde a igualdade na primeira restrição se deve ao fato de a função utilidade das famílias refletir preferências não-saciáveis localmente, o que implica a validade da Lei de Walras.

As firmas, nesse modelo, possuem uma função de produção Cobb-Douglas, utilizando como insumos capital e trabalho para produzir o único bem da economia, $f(k_t, h_t, z_t) = e^{z_t} k_t^\theta h_t^{1-\theta}$, sendo o choque de produtividade e^{z_t} uma função da variável aleatória z^t que segue um processo auto-regressivo de ordem 1 (AR(1)), definido pela equação $z_{t+1} = \rho z_t + \varepsilon_t$, com ε_t iid $\sim N(0, \sigma^2)$, $\forall t$ e $\rho \in (0, 1)$. Como mencionado, a introdução das loterias torna o conjunto de consumo con-

vexo, possibilitando trabalhar diretamente com o equilíbrio do planejador. A simulação da economia, feita de acordo com o procedimento já descrito, utilizou parâmetros da Tabela 4, sendo o valor do parâmetro B definido em 1,897 para tornar o *steady state* das horas trabalhadas condizente com o da economia brasileira. Os momentos das séries resultantes da simulação para o Brasil estão expressos na Tabela 5, e os momentos da simulação para a economia americana na Tabela 6, para efeito de comparação.

Analisando a Tabela 5, podemos perceber que a série de investimento simulada apresenta um desvio-padrão muito maior do que o da série original. Além disso, a volatilidade deste²³ é bastante elevada, com o ciclo mais suave simulado possuindo um desvio-padrão de 8% e o desvio-padrão do ciclo mais acentuado ficando em 91,30%. Contudo, a maior parte dos ciclos possui desvios-padrão de até 25%.

TABELA 4

Parâmetros para a economia brasileira

β	δ	θ	ρ	B
0,92	0,065	0,492	0,95	1,897

TABELA 5

Momentos da economia brasileira e sua simulação

	Economia brasileira		Simulação	
	Desvio-padrão	Correlação	Desvio-padrão	Correlação
<i>Y</i>	4,74	1,00	4,74 (0,71)	1,00 (0,00)
<i>C</i>	4,51	0,91	2,42 (0,60)	0,80 (0,19)
<i>I</i>	10,09	0,68	23,16 (14,45)	0,85 (0,14)
<i>K</i>	2,96	0,09	1,89 (0,58)	0,05 (0,11)
<i>H</i>	3,30	0,52	2,83 (0,40)	0,94 (0,02)
$\frac{Y}{H}$	4,26	0,60	2,30 (0,43)	0,91 (0,02)

²³ Utilizaremos o termo volatilidade do desvio-padrão, em vez de desvio-padrão do desvio-padrão para evitar qualquer confusão em relação ao momento que estamos comentando.

TABELA 6

Momentos para a economia americana e sua simulação

	Economia americana		Simulação ^a	
	Desvio-padrão	Correlação	Desvio-padrão	Correlação
<i>Y</i>	3,28	1,00	3,28 (0,49)	1,00 (0,00)
<i>C</i>	1,82	0,84	1,38 (0,29)	0,85 (0,04)
<i>I</i>	10,89	0,93	10,08 (1,72)	0,96 (0,01)
<i>K</i>	1,82	0,24	1,53 (0,36)	0,01 (0,12)
<i>H</i>	1,78	0,81	2,21 (0,31)	0,95 (0,01)
$\frac{Y}{H}$	2,07	0,87	1,36 (0,27)	0,87 (0,02)

^a Os parâmetros utilizados são os equivalentes anuais àqueles geralmente empregados em trabalhos para os Estados Unidos [ver Hansen (1985)]. São eles: $\beta = 0,96$, $\delta = 0,1$, $\theta = 0,36$, $\rho = 0,814$, $B = 2,00$.

O consumo também apresenta problemas em nossa simulação para o Brasil, possuindo um ciclo muito mais suave do que o esperado, devido à magnitude do desvio-padrão do ciclo do consumo brasileiro. Esse problema está relacionado ao ciclo do investimento, pois

$$Y_t = C_t + I_t$$

$$\Downarrow$$

$$\text{var}(C_t) = \text{var}(Y_t) - \text{var}(I_t) + 2\text{cov}(C_t, I_t)$$

e como o desvio-padrão do produto está fixo e para uma dada co-variância entre consumo e investimento, uma variância alta para o investimento implica uma variância baixa para o consumo.

O problema de volatilidade do desvio-padrão do ciclo não é tão grave em relação ao consumo, nem em relação a nenhuma outra série, com exceção do investimento. Fica claro, entretanto, que essas volatilidades em geral são muito maiores do que aquelas existentes na simulação para os Estados Unidos. O aumento do número de períodos na simulação para o Brasil talvez diminuísse esse problema mas tornaria a economia simulada diferente da original, contrariando o objetivo do trabalho.

As séries de capital, horas e produtividade $\left(\frac{Y}{H}\right)$ simuladas para o Brasil possuem ciclos com desvios-padrão menores do que os originais e, com exceção da

série de horas, esse resultado é insatisfatório. Ao comparar os resultados com os obtidos pelos parâmetros americanos, verificamos que a simulação do capital é um pouco melhor para os Estados Unidos, com os desvios da série simulada possuindo um comportamento mais próximo do desejado. Por outro lado, os resultados da simulação da economia americana para as duas outras séries não apresentam diferenças significativas em relação aos brasileiros.

Um ponto esperado em nossa simulação foi que a razão entre os desvios-padrão das horas trabalhadas e a produtividade apresentou um comportamento oposto ao desejado. Essa razão possui um valor de 0,77 na economia brasileira e 1,23 na simulação.²⁴ É importante também notar que a simulação americana também é insatisfatória nesse ponto, com o valor na simulação igual a 1,62 contra 0,86 da economia verdadeira. Novamente mencionamos que essa razão é um dos pontos fracos dos modelos de RBC, sendo a maioria dos modelos incapaz de replicá-la adequadamente.²⁵

Ao analisar as correlações entre as séries podemos verificar os efeitos do único componente estocástico da economia ser um choque que incide diretamente sobre o produto. Todas as séries são altamente correlacionadas com este, replicando o comportamento verificado na simulação para os Estados Unidos. A única exceção a essa regra é a série de capital que, devido à sua construção, não é afetada diretamente pelo produto do mesmo período, mas pelo defasado, sendo sua correlação com essa série de 0,64.²⁶ A única correlação com um comportamento adequado é a do capital, sendo as outras muito mais elevadas do que o desejado. Em relação a esse ponto, o modelo se comporta melhor para os Estados Unidos, onde a correlação do produto com o consumo, investimento e produtividade apresentou valores adequados.

Na subseção seguinte simularemos um modelo mais próximo à realidade, no qual foi introduzida uma restrição de *cash in advance* e tributação, com o objetivo de verificar se tal modelo é mais adequado para descrever o comportamento dos dados brasileiros.

24 Se tivéssemos utilizado o PIB do Brasil como série de produto, a razão horas/produtividade apresentaria um valor de 1,13 e o resultado da simulação seria satisfatório.

25 Obviamente existem exceções como, por exemplo, o já citado trabalho de Cho e Cooley (1994). Cabe mencionar, também, que o objetivo de Hansen (1985) é testar a importância do ajuste do trabalho na margem extensiva, pois a estimativa de Kydland e Prescott (1982), em que as variações nas horas trabalhadas ocorrem apenas na margem intensiva, é muito baixa (1,17). Hansen, que obteve um valor de 2,70 para dados trimestrais, então conclui que a margem extensiva é importante, mas que um modelo deverá possuir ajustes em ambas as margens para ser bem-sucedido.

26 Na verdade, a correlação do capital com o produto defasado é aproximadamente 0,60 até o terceiro *lag*, possuindo valores muito maiores do que as séries brasileiras.

4.2 - O modelo de *cash in advance*

Cooley e Hansen (1989) apresentam um modelo similar ao da subseção anterior, no qual foi introduzida moeda na forma de uma restrição de *cash in advance*. Essa restrição, válida apenas para o bem de consumo, significa que os agentes podem consumir apenas os bens pelos quais possam pagar à vista, utilizando para isso a moeda trazida do período anterior.²⁷

O modelo trabalhado nesta subseção é o de Cooley e Hansen com a introdução de impostos sobre consumo, trabalho e capital. Inicialmente, faremos essas taxas iguais a zero para comparar os resultados dos Estados Unidos com os brasileiros e posteriormente analisaremos os efeitos da introdução dos tributos.

O problema das famílias consistirá na maximização de sua utilidade esperada, sendo a forma funcional desta idêntica à do modelo anterior. A maximização estará sujeita à restrição de *cash in advance*:

$$p_t(1+\tau_c)c_t \leq m_t + p_t TR_t$$

onde p_t indica o nível de preços; m_t a quantidade de moeda que as famílias possuem no início do período t ; TR_t as transferências do governo; e τ_c a alíquota do imposto sobre o consumo.²⁸

A restrição orçamentária, que relaciona o total de bens consumidos e investidos e a quantidade de moeda levada para o período seguinte com a remuneração dos fatores de produção, o estoque de moeda em poder das famílias e as transferências, é dada por:

$$(1+\tau_c)c_t + i_t + \frac{m_{t+1}}{p_t} \leq w_t(1-\tau_h)h_t + \tau_t(1-\tau_k)k_t + \frac{m_t}{p_t} + TR_t$$

onde τ_h e τ_k denotam a alíquota do imposto sobre trabalho e capital. Finalmente, temos a lei de movimento do capital, dada por:

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

e da variável (aleatória) de estado:

$$z_{t+1} = \rho z_t + \varepsilon_{t+1}$$

²⁷ É importante notar que esse é um aspecto presente na economia brasileira, pois como Prescott (1998, p. 7) argumenta:

“The model economy being used to measure something should not have a feature which is not supported by other evidence even if its introduction results in the model economy better mimicking reality.”

²⁸ Uma condição suficiente para que a restrição de *cash in advance* seja uma igualdade é que $g > \beta$, onde g é a taxa de crescimento da oferta de moeda.

sendo o choque tecnológico uma função dessa última. Uma particularidade importante desse problema é que ele não pode ser resolvido pelo equilíbrio do planejador. Por esse motivo, utilizaremos letras minúsculas para denotar variáveis de escolha das famílias e letras maiúsculas para variáveis agregadas divididas pela PEA, as quais as famílias consideram dadas ao efetuar suas escolhas.

O governo possui um papel passivo nessa economia, tendo como únicas atribuições recolher impostos e emitir moeda, repassando toda a sua receita às famílias na forma de transferências, que serão feitas de acordo com a seguinte igualdade:

$$TR_t = \tau_c C_t + w_t \tau_h H_t + r_t \tau_k K_t + \frac{M_{t+1} - M_t}{p_t}$$

onde M_t representa a oferta de moeda no período t . Faremos a hipótese de que a moeda é ofertada de acordo com uma taxa de crescimento constante, dada por $M_{t+1} = gM_t$. O objetivo das famílias consiste em maximizar o seu lucro a cada período, sendo este dado por $e^{z_t} K_t^\theta H_t^{1-\theta} - r_t K_t - w_t H_t$.

Antes de resolver esse problema, devemos tornar o problema das famílias estacionário, pois devido à forma como a oferta de moeda cresce as variáveis nominais do problema apresentam um crescimento explosivo. Isso será feito definindo as variáveis $\hat{m}_t = \frac{m_t}{M_t}$ e $\hat{p}_t = \frac{p_t}{M_{t+1}}$, o que transforma o problema

das famílias em:

$$\max_{\{c_t, h_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \{\beta^t [\ln(c_t) - B h_t]\}$$

tal que:

$$(1 + \tau_c) c_t \leq \frac{\hat{m}_t}{\hat{g} \hat{p}_t} + TR_t$$

$$(1 + \tau_c) c_t + i_t + \frac{\hat{m}_{t+1}}{\hat{p}_t} \leq w_t (1 - \tau_h) h_t + r_t (1 - \tau_k) k_t + \frac{\hat{m}_t}{\hat{g} \hat{p}_t} + TR_t$$

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

$$z_{t+1} = \rho z_t + \varepsilon_{t+1} \text{ sendo dados } k_0 \text{ e } \hat{m}_0$$

Os parâmetros β , θ , δ e ρ utilizados para simular essa economia são os mesmos já apresentados. Para a taxa de crescimento do estoque de moeda, escolhemos a taxa $g = 1,22^{29}$ correspondente à anualização da taxa utilizada em Rosal e Ferreira (1998). O valor de g utilizado por esses autores reflete o crescimento da oferta de moeda que tornaria a razão entre imposto inflacionário e PIB igual à média desta razão na economia brasileira entre os anos de 1975 e 1995. O que estaria sendo considerado moeda nesse caso seria apenas a parte da base monetária sujeita ao imposto inflacionário. Esse procedimento levaria em conta, portanto, mecanismos de indexação particulares a uma economia que convive por longos períodos com altas taxas de inflação e que protegeriam grande parte dos ativos monetários do imposto inflacionário. Dessa forma, atenuam-se consideravelmente possíveis problemas na utilização de um modelo em que os agentes retêm moeda por longos períodos em ambiente inflacionário.

As alíquotas dos impostos foram retiradas de Araújo e Ferreira (1999)³⁰ e o parâmetro B foi escolhido para adequar as horas trabalhadas no *steady state* dos modelos à média das horas trabalhadas na economia brasileira. A Tabela 7 mostra os dois conjuntos de parâmetros, e a Tabela 8 reproduz os resultados das simulações, junto com os momentos das séries brasileiras.

Analisando a simulação da economia sem tributação para o Brasil, podemos ver que os resultados são bastante semelhantes aos do primeiro modelo. Em particular, a introdução da restrição de *cash in advance* não foi capaz de tornar o ciclo consumo mais acentuado. Entretanto, a correlação do consumo com o produto está mais próximo do observado na economia brasileira do que na simulação anterior, mostrando que apesar de ser até mais suave do que no modelo de Hansen (1985) obtivemos um consumo mais sensível a variações do produto. O ciclo da série de horas foi o que apresentou o comportamento mais adequado, sendo a estimativa pontual do desvio-padrão na simulação quase a mesma do verificado na economia brasileira. Entretanto, a razão entre o desvio-padrão do ciclo de horas e o do ciclo de produtividade ficou ainda mais distante do que seria desejável, tendo aumentado para 1,42.

O ciclo do investimento ficou ligeiramente mais suave, tendo o seu desvio-padrão apresentado uma ligeira queda. Por outro lado, a volatilidade deste continua excessivamente alta para podermos emitir qualquer opinião segura sobre sua estimativa pontual. De forma geral, podemos constatar que, apesar das estimativas pontuais para os momentos terem sido um pouco diferentes das obtidas anterior-

29 Assim como em Cooley e Hansen (1989) diversos valores para g foram utilizados e os resultados não foram alterados de forma significativa.

30 Essas alíquotas foram obtidas por Araújo e Ferreira (1999), supondo que a economia brasileira achava-se próxima ao *steady state* no ano de 1995 e calculando relações de equilíbrio de longo prazo. Devido à semelhança entre os parâmetros tecnológicos e de preferências obtidos neste trabalho e os obtidos por Araújo e Ferreira (1999) e Rosal e Ferreira (1998), a utilização das alíquotas de tributação e da taxa de expansão do estoque de moeda desses autores parece adequada.

TABELA 7

Parâmetros para a simulação da economia brasileira

β	θ	δ	ρ	g	τ_c	τ_h	τ_k	B
0,92	0,492	0,065	0,95	1,22	0,000	0,000	0,000	1,417
0,92	0,492	0,065	0,95	1,22	0,159	0,173	0,081	0,991

TABELA 8

Momentos da simulação da economia brasileira

	Sem taxas		Com taxas	
	Desvio-padrão	Correlação	Desvio-padrão	Correlação
Y	4,74 (0,76)	1,00 (0,00)	4,74 (0,74)	1,00 (0,00)
C	2,33 (0,61)	0,90 (0,03)	2,58 (0,66)	0,94 (0,02)
I	21,70 (14,89)	0,88 (0,12)	16,88 (10,55)	0,92 (0,06)
K	1,83 (0,55)	0,04 (0,11)	1,60 (0,48)	0,02 (0,11)
H	3,23 (0,88)	0,92 (0,05)	2,51 (0,69)	0,91 (0,06)
$\frac{Y}{H}$	2,27 (0,48)	0,80 (0,16)	2,73 (0,49)	0,91 (0,08)

mente, o intervalo de confiança gerado por elas não deixa claro se a melhora ou piora dessas estimativas foi efetivamente causada pela introdução de uma restrição adicional ou se os valores obtidos foram estatisticamente iguais aos do primeiro modelo.

Ao simular esse modelo, Cooley e Hansen chegam exatamente aos mesmos resultados obtidos em Hansen, o que parece ser uma evidência de que a restrição de *cash in advance* com a oferta de moeda crescendo a uma taxa constante não possui um grande impacto sobre o *business cycle*. A simulação para a economia americana (Tabela 9) feita neste trabalho ratifica esse resultado, com estimativas quase idênticas às do primeiro modelo.

Uma forma de acentuar as distorções do modelo é introduzir a cobrança de impostos. O modelo com restrição de *cash in advance* e tributação fornece alguns resultados melhores que os obtidos até aqui, mas essa melhora não é uniforme. O investimento possui o ciclo mais suave verificado até aqui, mas ainda assim o seu

desvio-padrão é mais de 60% superior ao da série brasileira e a volatilidade de seu desvio-padrão ainda é excessivamente alta. O ciclo do consumo é ligeiramente mais acentuado do que os anteriores, mas ainda assim seu desvio equivale a pouco mais da metade do ciclo original.

O fato de impostos incidirem sobre o consumo e não sobre o investimento parece justificar a diferença do comportamento dessas duas séries. Quanto mais altos forem os impostos sobre o consumo, a suavização do consumo no presente representará uma variação maior no investimento, afetando o consumo futuro. Dessa forma, é provável que as famílias não estejam dispostas a tornar o ciclo de consumo tão suave quanto estariam na ausência dos impostos.

Os ciclos de capital e horas trabalhadas gerados na economia com tributação são piores do que os gerados pelos outros modelos, com uma suavidade excessiva, embora a suavização do ciclo do capital já fosse esperada, devido à sua dependência do investimento. Além disso, a introdução de tributos acentua esse efeito, pois o modelo sem impostos apresenta uma série de capital similar ao modelo com trabalho indivisível e uma série de horas mais volátil que a deste. Novamente, as correlações com o produto não apresentaram um comportamento satisfatório, com exceção do consumo e do capital, não havendo nenhum ganho na introdução de tributação em relação a esse ponto.

Podemos constatar um aumento do desvio-padrão do ciclo de produtividade, embora este tenha sido em uma magnitude inferior à que seria desejada — o seu valor corresponde a apenas 64% do desvio da mesma série na economia brasileira. Finalmente, a razão entre o desvio-padrão do ciclo de horas e o do ciclo de produ-

TABELA 9

Momentos para a economia americana e sua simulação

	Economia americana		Simulação ^a	
	Desvio-padrão	Correlação	Desvio-padrão	Correlação
<i>Y</i>	3,28	1,00	3,28 (0,50)	1,00 (0,00)
<i>C</i>	1,82	0,84	1,36 (0,28)	0,87 (0,02)
<i>I</i>	10,89	0,93	10,05 (1,71)	0,97 (0,01)
<i>K</i>	1,82	0,24	1,52 (0,36)	0,01 (0,12)
<i>H</i>	1,78	0,81	2,23 (0,34)	0,95 (0,02)
$\frac{Y}{H}$	2,07	0,87	1,36 (0,27)	0,86 (0,04)

^a Nesta simulação utilizamos os parâmetros da simulação original, atualizados de forma a adequá-los às séries anuais. Seus valores são: $\beta = 0,96$; $\theta = 0,36$; $\delta = 0,10$; $\rho = 0,814$; e $g = 1,22$. Para o valor de g escolhemos o mesmo valor usado para o Brasil, o qual se encontra dentro do intervalo (atualizado) utilizado no trabalho original.

tividade foi a melhor obtida até aqui, sendo o seu valor estimado em 0,92 contra 0,77 da economia verdadeira.

5 - Considerações finais

Analisando os resultados obtidos no decorrer deste trabalho podemos constatar que tanto o modelo de Hansen (1985) quanto o de Cooley e Hansen (1989) apresentam deficiências bastante acentuadas ao tentar replicar o comportamento dos agregados macroeconômicos brasileiros. A introdução de tributos no segundo modelo com o objetivo de acentuar as distorções também não foi capaz de gerar uma melhora geral nos resultados.

Pudemos verificar que os consumidores representados pelos modelos com os quais trabalhamos suavizam o consumo de uma forma que não reflete o comportamento dos consumidores brasileiros. Estamos trabalhando, obviamente, com uma série particularmente problemática, que possui um comportamento muito mais instável que a série ideal de consumo de não-duráveis. Entretanto, mesmo que esse fato seja levado em consideração, é bastante provável que as famílias brasileiras não tenham capacidade de suavizar seu consumo da forma desejada. A causa provável desse fato deveria ser problemas de restrição à liquidez, principalmente no período analisado neste trabalho. O resultado a que chegamos mostra que uma restrição de *cash in advance*, na forma aqui apresentada, não produz resultados satisfatórios e que outras formas de restrição devem ser verificadas. Os resultados em Ellery Jr., Gomes e Sachsida (2000) confirmam essa intuição. Esses autores constroem uma série de consumo sem o consumo de duráveis, mas sua volatilidade relativa não se altera significativamente mesmo com esse cuidado.

Uma contrapartida da estabilidade do consumo na economia simulada é o ciclo do investimento possuir uma volatilidade muito alta. Como mencionado, quanto mais suave o ciclo do consumo, mais acentuado deverá ser o ciclo do investimento se o desvio-padrão do ciclo do produto estiver fixo. Novamente, a separação das séries de consumo de não-duráveis e duráveis amenizaria o problema, pois essa última seria incluída no investimento e o ciclo deste agregado brasileiro se tornaria mais acentuado. Em relação ao investimento ainda existe o problema de que a volatilidade de seu desvio é demasiado elevada, com algumas simulações gerando ciclos com desvios absurdamente altos.

O capital apresentou uma característica totalmente inesperada, pois apesar de a série de capital simulada e a de capital da economia brasileira terem sido construídas da mesma forma, ambas com base no investimento, o capital simulado possui um ciclo mais suave do que o brasileiro, não obstante o investimento simulado possuir um ciclo mais acentuado do que o do Brasil.

Em relação à série de horas trabalhadas, apesar de a estimativa pontual não ser a ideal, em alguns casos o valor obtido foi muito bom. Por outro lado, os ciclos da

produtividade $\left(\frac{Y}{H}\right)$ simulados foram muito decepcionantes, com seus desvios apresentando valores muito baixos em relação às séries originais. A razão horas/produtividade também não foi simulada de forma satisfatória.

Um ponto que é importante mencionar é que as regras de decisão são calculadas utilizando uma expansão de Taylor em torno do *steady state*. Por outro lado, o choque estocástico da economia é bastante elevado e não está claro até que ponto uma regra de decisão linear é adequada, principalmente para valores distantes do *steady state*.

Finalmente, uma das características do modelo é que o único choque da economia incide sobre a produção e, portanto, todas as séries são altamente correlacionadas com o produto. Entretanto, isso não ocorre na maioria das séries brasileiras, pelo menos na magnitude da simulação. Uma das possíveis soluções para esse problema poderia ser a introdução de outros choques, como um choque fiscal sugerido, entre outros, por McGrattan (1994b) ou um choque monetário como em Cooley e Hansen (1989).

Apêndice

Os parâmetros utilizados neste trabalho foram obtidos na forma descrita na Seção 3, mas a utilização do MGM nos impõe a escolha de um conjunto particular de instrumentos para efetuar cada estimação. Entretanto, de forma a validar os resultados obtidos anteriormente, torna-se necessária a apresentação de outras estimativas, feitas com conjuntos de instrumentos diferentes. Apresentamos neste Apêndice regressões alternativas feitas com esse objetivo. Após a apresentação do resultado de cada regressão, está exposto um teste de hipótese, visando testar a igualdade estatística entre os coeficientes obtidos nas regressões alternativas e os obtidos naquelas apresentadas na Seção 3.

A.1 - Estimação da função produção

A função produção estimada, com a qual obtivemos os parâmetros utilizados no trabalho, juntamente com os testes relativos aos coeficientes e à sobreidentificação do modelo foram:

$$\Delta \left[\ln \left(\frac{y_t}{h_t} \right) \right] = \beta_1 + \beta_2 \Delta \left[\ln \left(\frac{k_t}{h_t} \right) \right] + u_t$$

Instrumentos: constante, $\Delta[\ln(y_{t-2})]$, $\Delta[\ln(k_{t-2})]$, $\Delta[\ln(i_{t-2})]$ e $\Delta[\ln(co_{t-2})]$

Coeficiente	Estimativa	Estatística-t	<i>p-value</i>
β_1	-0,020	-2,02	0,06
β_2	0,492	4,56	0,00
Estatística-J		<i>p-value</i>	
2,18		0,536	

A escolha dos instrumentos correlacionados com os regressores e não-correlacionados com os erros nos levou a selecionar as defasagens das variáveis presentes na equação, mas evitando a primeira defasagem. Além destas, utilizamos as diferenças dos logaritmos do consumo e investimento, também na segunda defasagem. O fato de as defasagens das diferenças das horas trabalhadas não constarem como instrumentos é justificado devido a essa série ser bastante curta, não parecendo adequado perdermos observações. Entretanto, uma regressão alternativa empregando defasagens da diferença da série de horas como instrumento foi estimada e comparamos os resultados com aqueles obtidos anteriormente.

$$\text{Instrumentos: constante } \Delta \left[\ln \left(\frac{y_{t-2}}{h_{t-2}} \right) \right], \Delta \left[\ln \left(\frac{k_{t-2}}{h_{t-2}} \right) \right] \text{ e } \Delta[\ln(i_{t-2})]$$

Coeficiente	Estimativa	Estatística-t	<i>p-value</i>
β_1	-0,034	-3,65	0,00
β_2	0,588	4,94	0,00
Estatística-J		<i>p-value</i>	
2,52		0,478	

Para testar a hipótese de que o coeficiente β_2 obtido nessa regressão é estatisticamente igual ao exposto anteriormente, utilizamos o teste de Wald apresentado a seguir.

$$H_0 : \beta_2 = 0,492$$

$$H_1 : \beta_2 \neq 0,492$$

$$\begin{array}{cc} \xi_W & p\text{-value} \\ 0,654 & 0,418 \end{array}$$

Portanto, de acordo com a estatística do teste de Wald (ξ_W) não podemos descartar a hipótese de que o coeficiente obtido é estatisticamente igual ao obtido na equação original. Um conjunto alternativo de instrumentos é:

Instrumentos: constante, $\Delta[\ln(k_{t-2})]$, $\Delta[\ln(co_{t-2})]$, $\Delta[\ln(co_{t-3})]$ e $\Delta[\ln(i_{t-2})]$

Coeficiente	Estimativa	Estatística-t	p-value
β_1	-0,015	-1,63	0,12
β_2	0,461	3,73	0,00
Estatística-J		p-value	
2,62		0,478	

Fazendo o mesmo teste exposto anteriormente, os resultados obtidos foram:

$$H_0 : \beta_2 = 0,492$$

$$H_1 : \beta_2 \neq 0,492$$

$$\begin{array}{cc} \xi_W & p\text{-value} \\ 0,06 & 0,802 \end{array}$$

A.2 - Estimação da equação de Euler

O parâmetro de preferência intertemporal (β) foi obtido por meio da estimação da equação de Euler do modelo apresentado na Seção 3. Essa equação é dada por:

$$E_t \left[\frac{\hat{c}_{t+1}}{\hat{c}_r} - \frac{\beta}{\eta_{t+1}} \left\{ \theta \frac{\hat{y}_{t+1}}{\hat{k}_{t+1}} + (1-\delta) \right\} \right] = 0$$

sendo o significado de cada variável já apresentado anteriormente. A equação estimada é ligeiramente diferente, sendo dada por:

$$E_t \left[\frac{\hat{c}_{t+1}}{\hat{c}_r} - b_0 + \frac{b_1}{\eta_{t+1}} \left\{ \theta \frac{\hat{y}_{t+1}}{\hat{k}_{t+1}} + (1-\delta) \right\} \right] = 0$$

e posteriormente conferimos se $b_0 = 0$. Os instrumentos da estimação que produziu os parâmetros utilizados no trabalho e os testes relativos aos coeficientes e ao modelo estão reproduzidos a seguir.

Instrumentos: constante, $\frac{\hat{y}_{t-1}}{\hat{k}_{t-1}}$, $\frac{\hat{y}_{t-2}}{\hat{k}_{t-2}}$, $\frac{\hat{c}_{t-2}}{\hat{c}_{t-1}}$, \hat{i}_{t-1} e \hat{i}_{t-2}

Coeficiente	Estimativa	Estatística-t	p-value
b_0	2.783,549	1,306	0,20
b_1	0,920	4,015	0,00
Estatística-J		p-value	
0,831		0,93	

Podemos ver, claramente, que o parâmetro b_0 é estatisticamente zero e que o teste de sobreidentificação nos recomenda não rejeitar o modelo. De novo, alguns conjuntos de instrumentos devem ser utilizados visando testar a sensibilidade das estimativas à escolha destes. Uma primeira estimação utilizando um conjunto alternativo é apresentada a seguir (a forma funcional estimada é exatamente a mesma).

Instrumentos: constante, $\frac{\hat{y}_{t-1}}{\hat{k}_{t-1}}$, $\frac{\hat{y}_{t-2}}{\hat{k}_{t-2}}$, $\frac{PEA_{t-2}}{PEA_{t-1}}$, $\frac{\hat{c}_{t-2}}{\hat{c}_{t-1}}$, \hat{i}_{t-1} e \hat{i}_{t-2}

Coeficiente	Estimativa	Estatística-t	p-value
b_0	2.889,791	1,441	0,15
b_1	0,931	4,345	0,00
Estatística-J		p-value	
0,837		0,97	

Novamente a estimativa da constante não é significativamente diferente de zero. Por outro lado, a estimativa do coeficiente b_1 , relativo ao parâmetro β do modelo, foi bastante próxima àquela apresentada anteriormente. Para termos certeza de que essa estimativa é estatisticamente igual à anterior, fizemos o teste de Wald apresentado a seguir.

$$H_0 : b_1 = 0,92$$

$$H_1 : b_1 \neq 0,92$$

$$\xi_W \quad p\text{-value}$$

$$0,00 \quad 0,960$$

A estatística ξ_W mostra que devemos aceitar a hipótese de igualdade entre esta estimativa e a obtida anteriormente. Um conjunto adicional de instrumentos testado gerou os seguintes resultados:

$$\text{Instrumentos: constante, } \frac{\hat{c}_{t-2}}{\hat{c}_{t-1}}, \frac{\hat{y}_{t-2}}{\hat{k}_{t-2}} \text{ e } \frac{\hat{PEA}_{t-2}}{\hat{PEA}_{t-3}}$$

Coefficiente	Estimativa	Estatística-t	<i>p-value</i>
b_0	1.659,565	0,483	0,63
b_1	0,803	2,101	0,04
Estatística-J		<i>p-value</i>	
0,636		0,73	

O coeficiente relativo à constante de novo não foi significativamente diferente de zero, mostrando que a equação estimada é realmente equivalente à equação de Euler. Um ponto importante é que o coeficiente obtido para o parâmetro β foi bastante inferior à estimativa com a qual trabalhamos. Então, torna-se necessário testar a hipótese de igualdade da estimativa com esse conjunto de instrumentos com o conjunto original. Esse teste teve estes resultados, que ratificam a escolha da estimativa dos parâmetros com os quais trabalhamos:

$$H_0 : b_1 = 0,92$$

$$H_1 : b_1 \neq 0,92$$

$$\xi_W \quad p\text{-value}$$

$$0,09 \quad 0,760$$

Abstract

This article tests if standard business cycle models can reliably reproduce aggregate Brazilian time series. The article first describes some features of the Brazilian data that the models are meant to reproduce. Then it describes a version of the standard business cycle model with indivisible labor, along with the cash-in-advance extension of that model, both of which assume that fluctuations in economic activity are caused only by shocks to technology. Some key parameters are estimated using the Generalized Method of Moments but others, such as taxes, by calibration. The fit of the standard models to the data is disappointing, but adding tax distortions to the cash in advance model is shown to significantly improve its ability to mimic some of the observations. However, a number of key stylized facts, such as the excess volatility of consumption, were not reproduced by any of the models studied.

Bibliografia

- 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.
- CHO, J. O., COOLEY, T. F. Employment and hours over the business cycle. *Journal of Economics Dynamics and Control*, v. 18, p. 411-432, 1994.
- COOLEY, T. F., HANSEN, G. D. The inflation tax in a real business cycle model. *American Economic Review*, v. 79, p. 733-748, 1989.
- . Tax distortions in a neoclassical monetary economy. *Journal of Economic Theory*, v. 58, p. 290-316, 1992.
- 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.
- ELLERY Jr., R., GOMES, V., SACHSIDA, A. *Business cycle fluctuations in Brazil*. Rio de Janeiro: Seminário IPEA/DIMAC, jun. 2000.
- GREENWOOD, J., ROGERSON, R., WRIGHT, R. Household production in real business cycle theory. In: COOLEY, T. F. (ed.). *Frontiers of business cycle research*. New Jersey: Princeton University Press, 1995.
- HANSEN, G. D. Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, v. 16, p. 309-327, 1985.
- HANSEN, G. D., PRESCOTT, E. C. Recursive methods for computing equilibria of business cycle models. In: COOLEY, T. F. (ed.). *Frontiers of business cycle research*. New Jersey: Princeton University Press, 1995.
- HOFMAN, A. Capital accumulation in Latin America: a six country comparison for 1950-1989. *Review of Income and Wealth*, v. 38, n. 4, p. 365-401, 1992.

- KANCZUK, F., FARIA Jr., F. C. P. Ciclos reais para a indústria brasileira? *Estudos Econômicos*, v. 30, p. 335-350, 2000.
- KYDLAND, F., PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, v. 50, p. 1.345-1.370, 1982.
- LUCAS, R. Understanding business cycles. In: BRUNNER, K., MELTZER, A. (eds.). *Stabilization of the domestic and international economy*. Amsterdã: North Holland, 1977.
- MCGRATTAN, E. R. The macroeconomic effects of distortionary taxation. *Journal of Monetary Economics*, v. 33, n. 3, p. 573-601, 1994a.
- . A progress report on business cycle models. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 18, n. 4, p. 2-16, 1994b.
- PRESCOTT, E. C. Theory ahead the business-cycle measurement. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 10, p. 9-22, 1986.
- . Business cycle research: methods and problems. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 10, p. 9-22, 1998.
- RIOS-RULL, J.-V. Models with heterogeneous agents. In: COOLEY, T. F. (ed.). *Frontiers of business cycle research*. New Jersey: Princeton University Press, 1995.
- ROSAL, J. M. L., FERREIRA, P. C. Imposto inflacionário e opções de financiamento do setor público em um modelo de ciclos reais de negócios para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 52, p. 3-37, 1998.
- STADLER, G. W. Real business cycles. *Journal of Economic Literature*, v. 32, p. 1.750-1.783, 1994.

(Originais recebidos em fevereiro de 2001. Revistos em novembro de 2001.)