ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Sachsida, Adolfo; Carlucci, Fabio Nogueira

Working Paper

Dívida pública afeta variáveis reais? Um teste alternativo da equivalência Ricardiana por meio de testes de superexogeneidade em séries simuladas

Texto para Discussão, No. 1505

Provided in Cooperation with:
Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Sachsida, Adolfo; Carlucci, Fabio Nogueira (2010) : Dívida pública afeta variáveis reais? Um teste alternativo da equivalência Ricardiana por meio de testes de superexogeneidade em séries simuladas, Texto para Discussão, No. 1505, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/91113

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

1505
TEXTO PARA DISCUSSÃO

DÍVIDA PÚBLICA AFETA VARIÁVEIS REAIS? UM TESTE ALTERNATIVO DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA POR MEIO DE TESTES DE SUPEREXOGENEIDADE EM SÉRIES SIMULADAS

Adolfo Sachsida
Fabio Nogueira Carlucci

ipea

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

1505

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Brasília, Agosto de 2010

DÍVIDA PÚBLICA AFETA VARIÁVEIS REAIS? UM TESTE ALTERNATIVO DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA POR MEIO DE TESTES DE SUPEREXOGENEIDADE EM SÉRIES SIMULADAS

Adolfo Sachsida*
Fabio Nogueira Carlucci**

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.
** Doutor em economia pela Universidade Católica de Brasília (UCB).

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro Samuel Pinheiro Guimarães Neto

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Fernando Ferreira

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete
Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
Daniel Castro

URL: http://www.ipea.gov.br
Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ISSN 1415-4765

JEL: H30, E62, C22.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 UMA BREVE EXPLANAÇÃO DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA 10

3 DISCUSSÃO METODOLÓGICA 14

4 CONSTRUÇÃO DE SÉRIES ECONÔMICAS SIMULADAS 57

5 UM TESTE ALTERNATIVO PARA VERIFICAÇÃO DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA 67

6 APLICAÇÃO DO TESTE ALTERNATIVO DE EQUIVALÊNCIA RICARDIANA 79

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS 84

REFERÊNCIAS 86

SINOPSE

Este texto propõe uma metodologia alternativa, baseada em testes de exogeneidade, para verificar a ocorrência da equivalência ricardiana. A vantagem deste novo procedimento reside no forte apelo intuitivo e na sofisticação do instrumental estatístico, superior às técnicas anteriormente adotadas. Além disso, este estudo possui duas outras contribuições: *i)* sugere uma explicação para a falha dos testes de equivalência ricardiana baseados na função consumo, como os propostos por Kormendi (1983); e *ii)* salienta a inadequação dos testes de equivalência ricardiana baseados no valor do parâmetro de correlação.

ABSTRACT[i]

This study suggests an alternative approach, nested in exogeneity tests, to verify Ricardian Equivalence. The intuitive appeal and the sophisticated statistical method are the advantage of this new procedure. Furthermore, two others contributions are made: a) an explanation to the failure of Ricardian Equivalence tests over the consumption function, as suggested by Kormendi (1983); and b) it is argued against the use of the value of the correlation parameter to infer about Ricardian Equivalence.

i. *The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.*
As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

1 INTRODUÇÃO

Um dos temas econômicos que despertam a curiosidade tanto de acadêmicos quanto de formuladores de políticas públicas são os impactos de intervenções governamentais sobre a economia. Questões como a possibilidade de políticas públicas afetarem o bem-estar da população são frequentemente formuladas. Entretanto, as respostas encontradas parecem ter uma ampla margem de variação, além de serem sensíveis às hipóteses inerentes à formulação dos diferentes modelos e às respectivas áreas de políticas públicas.

Entendendo-se políticas públicas enquanto política fiscal – ou seja, relacionadas a alterações dos impostos, da dívida e das despesas do governo –, a questão pode tornar-se: alterações no déficit público (ou na dívida pública) são capazes de gerar alterações nas variáveis reais da economia? Em caso de resposta afirmativa, em que magnitude e sentido?

O artigo clássico de Barro (1974) demonstra as condições sob as quais a dívida do governo não é entendida pelos agentes enquanto riqueza líquida. Assim, quando ocorre um aumento da dívida pública, a redução da poupança do governo é exatamente compensada pelo aumento da poupança das famílias. Porquanto a poupança doméstica não é alterada, a dívida pública passa a não ter efeitos reais sobre as variáveis econômicas. Este resultado passou a ser conhecido na literatura como *equivalência ricardiana* (ER), que estabelece que a escolha entre a arrecadação de impostos *lump-sum* e a emissão de títulos para financiar os gastos do governo não afeta nem o consumo das famílias, nem a formação de capital.

Para Feldstein e Elmendorf (1990), poucos estudos geraram tanta controvérsia entre os economistas quanto a proposição de que um aumento no déficit público induz um aumento equivalente na poupança privada, que é a condição *sine qua non* para a ocorrência da ER.

Os requisitos teóricos para a ocorrência da ER não são poucos. As famílias devem: *i)* prever acertadamente os impostos futuros que irão saldar a dívida do governo; *ii)* deparar-se com um mercado de capitais perfeito; *iii)* não ter suas decisões distorcidas por impostos; e *iv)* incluir a preocupação com as gerações futuras em sua função

de utilidade (EVANS, 1989).[1] Apesar da descrença inicial quanto à validade destas hipóteses, vários estudos empíricos têm encontrado uma relação baixa, e por vezes insignificante, entre dívida pública (ou déficit público) e variáveis reais da economia, tais como o consumo privado, a poupança, o estoque de capital e a taxa de juros.[2]

Este texto sugere um método alternativo para o teste da ER. Sua contribuição principal é propor uma nova metodologia, baseada na *crítica de Lucas*, para a realização do teste da ER.

A relevância teórica desse tema pode ser percebida pela ampla gama de artigos específicos sobre o assunto, publicados em destacadas revistas científicas de economia, tais como a *American Economic Review* e o *Journal of Political Economy*. Em termos teóricos, a proposição da ER é central na análise dos efeitos: *i)* do déficit público sobre a acumulação de capital; *ii)* de alterações dos impostos sobre o consumo privado; e *iii)* da seguridade social sobre a poupança privada e a acumulação de capital (FELDSTEIN e ELMENDORF, 1990).

Para os formuladores de política econômica, a questão da ER não é menos interessante. São exemplos de assuntos intimamente ligados à ER: *i)* dificuldades do governo para conseguir um empréstimo, decorrentes de um volume elevado de dívidas existentes; *ii)* falta de resposta do consumo privado a um corte nos impostos; e *iii)* valorizações cambiais decorrentes de déficits orçamentários.

Após esta introdução, o texto apresenta, na segunda seção, uma explanação sobre a ER. Fornece-se uma explicação detalhada sobre a equivalência, mostrando-se as diferenças na compreensão deste termo entre economistas de diferentes correntes de pensamento. Além disso, esta seção expõe alguns dos argumentos comumente citados contra a ocorrência da ER.

1. Fremling e Lott Jr. (1989) relaxam os requisitos informacionais para se obter uma resposta da poupança privada tão grande quanto a predita pelo teorema da equivalência ricardiana.

2. Kormendi (1983), Plosser (1987) e Evans (1988a) são exemplos desse resultado.

A seção 3, dedicada a uma ampla discussão metodológica, está dividida em três subseções. A primeira delas é composta de duas partes. No item 3.1.1, expõe-se o arcabouço teórico da ER, e no 3.1.2, faz-se uma resenha da literatura empírica, citando-se as maneiras tradicionais de se verificar a ER. Explora-se a questão da ordem das defasagens das variáveis na segunda subseção. Na terceira subseção, discutem-se os problemas decorrentes, de um lado, da dificuldade de se mensurarem as variáveis utilizadas nos testes de ER, e, de outro, da multiplicidade de conceitos existentes a respeito destas. Nesta seção, é apresentada a primeira contribuição deste artigo, qual seja, a sugestão de uma explicação teórica para as falhas dos testes econométricos de ER baseados na função consumo. Uma revisão da literatura expondo os principais artigos que trataram deste tema é realizada ao longo da seção. Ainda na terceira seção são apresentadas mais algumas noções de ER e um modelo *real business cycle* (RBC) básico, destacando-se as firmas, a dinâmica da tecnologia, as famílias (consumidores e contribuintes), a questão do planejador central e a dinâmica do produto. Além disso, estuda-se o modelo de Blanchard-Yaari (1985; 1965), acrescentando-se as restrições orçamentárias do governo. Neste modelo, para estudo de política fiscal serão realizados desvios, alterando-se o horizonte temporal das famílias ou os impostos distorcionários da renda do trabalho.

A quarta seção apresenta a natureza estocástica das variáveis em estudo, a metodologia do experimento e as equações do modelo a ser calibrado e simulado. Procede-se à simulação do modelo, gerando-se as séries de variáveis econômicas de interesse nesta pesquisa, similares às obtidas por Cardia (1997).

Na seção 5, é proposto um teste alternativo para a verificação da ER. Tenta-se mostrar a vantagem da adoção de um procedimento indireto, baseado em testes de exogeneidade, para se verificar a ER. Tal procedimento parece representar, de modo mais satisfatório que os testes anteriormente propostos, a ideia de equivalência. Na quinta seção é apresentada a principal contribuição deste trabalho: a sugestão de um procedimento alternativo para um teste tradicional da literatura. Explica-se, também, a falha dos testes tradicionais, mostrando-se que a metodologia dos testes de exogeneidade capta melhor a ideia de ER, tal como proposta por Barro (1974). São introduzidos os conceitos necessários de exogeneidade fraca e de superexogeneidade, e procede-se aos testes de Engle (1984) e Engle e Hendry (1993), como metodologia alternativa para estudo da ER, tal como proposto por Sachsida e Teixeira (2000).

A seção 6 implementa a metodologia alternativa proposta para a verificação da ER em séries simuladas. Além disso, os resultados desta nova metodologia são comparados com o desempenho dos testes baseados na função consumo. O capítulo 7 está reservado para as conclusões advindas deste estudo.

2 UMA BREVE EXPLANAÇÃO DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA

A ideia de que os agentes privados são indiferentes à maneira como o governo financia seus gastos, se por meio da emissão de títulos ou da tributação, não é nova em economia. Foi proposta pela primeira vez pelo economista britânico David Ricardo, no século XIX (SRAFFA, 1951). Ironicamente, o próprio Ricardo não levava tal ideia muito a sério.

Apesar da descrença de David Ricardo, tal arcabouço mereceu o estudo de alguns economistas. Entre eles, citem-se Patinkin (1965), Diamond (1965), Bailey (1971) e Kochin (1974). Mas foi a partir do texto seminal de Barro (1974) que a tese passou a ocupar lugar de destaque no debate econômico.

A compreensão acerca da ER não é unânime entre economistas. Para a corrente pós-keynesiana, a interpretação da ER é feita com base no texto de Pasinetti (1989). Assim, a ER equivaleria ao seguinte postulado: alterações na maneira de financiamento do governo não alteram a parcela de lucro dos capitalistas. Nos modelos pós-keynesianos, nos quais se verifica a *equação de Cambridge*, a taxa de crescimento de longo prazo da economia depende somente da propensão a poupar dos capitalistas, a qual permanece constante, uma vez que a renda destes não é alterada. Dessa forma, segundo a visão pós-keynesiana, a ocorrência da ER comprova que a maneira de financiamento do déficit pelo governo não afetaria a taxa de crescimento de longo prazo da economia. Uma aplicação deste conceito é mostrar que o modelo clássico de Kaldor (1956) aceita a ER:

> *The important result that emerges therefore is that the rate of profits and thus the share of profits in income, net of taxes, are determined independently of taxation. To put it in another way, all taxes are shifted away from profits and on to wages.* (...) *This is the theory that Kaldor consistently proposed in all his abundant works on taxation* (PASINETTI, 1989, p. 34).

A corrente neoclássica interpreta a ER com base no artigo de Barro (1974). Tendo em vista que este trabalho fará uso deste arcabouço, cabe uma explicação mais detalhada. Barro (1974) constrói um modelo de agentes de vida finita num ambiente de gerações sobrepostas para mostrar que as famílias agem como se o horizonte de vida fosse infinito e, assim, não haveria efeito marginal de riqueza líquida dos títulos do governo. Existiria, apenas, uma cadeia operacional de transferência, a qual conectaria as gerações presentes com as futuras. A conclusão básica do artigo é de que não existiria um caso teórico persuasivo para tratar dívida do governo, na margem, como um componente líquido da riqueza observada das famílias.

De acordo com o exposto, pode-se inferir que efeitos fiscais, envolvendo mudanças no volume relativo de impostos e emissão de títulos públicos, para um dado volume de gasto público, não teriam impacto na demanda agregada, na taxa de juros e na formação de capital. Tal fenômeno é conhecido na literatura por ER.

De acordo com a visão neoclássica, quando se argumenta que determinado modelo econômico gera como resultado ER, o que está implícito é que, uma vez mantida a trajetória de gastos do governo, os agentes não alteram seu caminho de consumo em virtude de alterações na composição do financiamento destes gastos.

Para ilustrar o argumento, suponha-se que o governo diminua os impostos, mantendo constantes seus gastos. Isto implica que uma parte maior deste dispêndio passará a ser financiado pela emissão de títulos públicos. O que a teoria da ER alega é que esta alteração não terá impacto sobre o consumo privado dos agentes. A intuição para tal resultado é simples. Quando o governo diminui os impostos, o reflexo é um aumento da renda disponível dos indivíduos, que se deparam com uma escolha: podem consumir esta renda adicional ou poupá-la. Entretanto, os agentes sabem que terão de saldar a dívida atual do governo por meio de impostos futuros mais elevados. Assim, os agentes não aumentam seu consumo em resposta a uma redução dos impostos. Em vez disso, poupam o adicional de renda para fazerem frente às despesas futuras maiores com impostos. Dessa forma, os agentes são indiferentes à maneira como o governo financia seus gastos, se por meio de impostos ou por meio de emissão de títulos.[3]

3. Desse resultado pode-se inferir que o artigo clássico de Ramsey (1928) reconhece a equivalência ricardiana.

Note-se que essa proposição é bem semelhante ao destacado resultado da teoria econômica comprovado pelo teorema de Modigliani-Miller. Assim, num modelo com ER, os agentes acumulam os títulos do governo e esperam usá-los para pagar os impostos futuros. A adoção de tal comportamento significaria que o caminho escolhido pelo governo para financiar seus gastos é irrelevante para os agentes econômicos. Isto é, não importa se o governo está se endividando por meio de empréstimos de curto ou longo prazo, ou ainda se está utilizando títulos com ou sem algum tipo de risco. Esta conclusão nada mais é do que uma aplicação do teorema de Modigliani-Miller, segundo o qual o valor presente dos gastos do governo é independente da maneira pela qual estes são financiados (SARGENT, 1987).

Conforme mencionado, os requisitos teóricos para a ocorrência da ER não são triviais. Entretanto, para Romer (1996), a questão relevante não é saber se a ER ocorre completamente, mas sim conhecer a magnitude dos desvios em relação a ela. Tendo isto em mente, será feita uma breve revisão dos principais pontos salientados contra a ocorrência da ER.[4]

Um argumento comumente encontrado contra a ER diz respeito à *entrada de novas famílias na economia*. A intuição subjacente a este argumento é a seguinte: imagine-se que o governo diminua os impostos hoje, gerando um aumento da renda disponível. A ER diria que este aumento de renda seria todo poupado para saldar o aumento dos impostos no futuro. Entretanto, se nesta economia entrarem novas famílias, então o peso dos impostos futuros poderá ser repartido entre um maior número de agentes, possibilitando que parte do aumento da renda disponível seja empregada em consumo. Este tipo de arcabouço é explorado por Weil (1989), que mostra que, mesmo na presença de famílias com vida infinita, a ER pode não ocorrer em função da entrada de novas famílias na economia.

4. Uma revisão mais detalhada dos argumentos contrários à ocorrência da equivalência ricardiana pode ser encontrada em Bernheim (1987).

Apesar da plausibilidade do argumento mencionado, duas considerações devem ser feitas. Primeira consideração: se houver algum tipo de ligação econômica entre as famílias antigas e as novas, a ER volta a ocorrer. Assim, na presença de algum tipo de transferência de riqueza entre gerações (herança, por exemplo), a ER volta a ocorrer, mesmo com a entrada de novas famílias na economia. Esta é a linha adotada por Barro (1974). Segunda consideração: mesmo não havendo tal ligação entre as famílias, a longevidade do horizonte de vida implicaria que parte do benefício da redução do imposto atual seria paga pela geração que se apropriou deste ganho. Assim, esta geração deveria usar pelo menos parte da redução de taxas para se precaver do aumento futuro dos impostos. Este é o arcabouço adotado por Poterba e Summers (1987).

Outro argumento utilizado contra a ER é o da *restrição de liquidez.* A ideia contida na teoria da ER é que os agentes podem utilizar o incremento da renda disponível, decorrente da redução dos impostos, para comprar títulos do governo e com estes saldarem o aumento futuro dos impostos. A hipótese implícita a este raciocínio é que os títulos que os agentes adquirem são remunerados à mesma taxa de juros que a dívida do governo. Caso os agentes consigam obter títulos com remuneração superior àquela paga para a rolagem da dívida pública, então poderiam poupar menos que o incremento na renda disponível, alterando assim sua trajetória de consumo e invalidando a ER. Entretanto, Hayashi (1985) e Yotsuzuka (1987) salientam que a ER pode ocorrer mesmo na presença de restrição de liquidez. Com isso, para se compreenderem as implicações da restrição de liquidez, é necessário verificar não somente a extensão da restrição, mas também compreender sua origem e como ela afeta a colocação de títulos.

A presença de *impostos distorcivos* seria outro fator que negaria a validade da ER, que ocorreria numa economia em que os impostos são *lump-sum*. A presença de impostos distorcivos acarreta alterações dos rendimentos dos fatores de produção – que tanto podem beneficiar o rendimento do capital quanto do trabalho –, alterando a alocação de recursos da economia. Dessa maneira, quando se diminuem os impostos, diminuem-se também as distorções presentes na economia, que se torna mais eficiente devido à redução do "peso morto" dos impostos. A redução das distorções, por sua vez, altera a alocação de recursos entre capital e trabalho, o que pode gerar alterações no padrão de consumo, inviabilizando assim a ER. Barsky, Mankiw e Zeldes (1986), Fremling e Lott Jr. (1989) e Bohn (1992) são exemplos de estudos que tratam da ER na presença de impostos distorcivos.

A tese da *regra de corte* (*rule-of-thumb*) também é aventada para se rejeitar a ocorrência da ER. Segundo esta proposição, os agentes não adotam um comportamento maximizador, mas, em vez disso, adotam regras de corte na função consumo. A dificuldade e os custos de se levarem em consideração vários fatores complexos para a determinação do consumo intertemporal ótimo são argumentos usados para defender esta postura dos indivíduos. Assim, pode ocorrer de os agentes não pensarem no futuro quando se deparam com uma redução das taxas, mas adotarem uma regra de corte em função da renda disponível (agindo como indivíduos descritos pelos modelos keynesianos). Dessa maneira, alterações tributárias teriam efeito sobre o consumo, indicando a rejeição da ER. Assim, as regras de corte implicam que os agentes não utilizam todas as informações disponíveis, fazendo com que modificações nos impostos passem a ter efeitos reais na economia.

Apesar de haver bons argumentos para que a ER não ocorra (algumas pessoas não têm filhos, outras os têm, mas não se preocupam com eles, algumas não deixam herança, o mercado de crédito não é perfeito etc.), está claro que a discussão da ER é essencialmente empírica (BLANCHARD e FISCHER, 1989).[5] Assim, na próxima seção, serão detalhados alguns procedimentos metodológicos necessários à realização e interpretação dos resultados econométricos.

3 DISCUSSÃO METODOLÓGICA

Um comentário interessante acerca da ER foi feito por Evans (1989). O autor afirma seu ceticismo inicial sobre a relevância da ER, mas, após tantos estudos incapazes de rejeitá-la, confessa entender ser correto atribuir algum crédito a Robert Barro. De maneira geral, o pensamento de Evans (1989) parece refletir o estado de espírito dos acadêmicos que estudam esta questão. À primeira vista, a ER pode ser apenas uma curiosidade teórica sem qualquer aplicação prática. Entretanto, passados mais de 30 anos da contribuição de Barro (1974), este tópico ainda desperta o interesse dos economistas e os intriga.

5. Para os pós-keynesianos, a questão importante é saber quais são os efeitos redistributivos das políticas do governo, quando as condições necessárias para a equivalência ricardiana não se verificarem (PASINETTI, 1989).

As economias do mundo estão longe de apresentarem os postulados teóricos necessários à ER. A questão, entretanto, é saber quão importantes são os desvios em relação aos requisitos da ER e se estes desvios possuem magnitude suficiente para alterarem os resultados sugeridos por ela (FELDSTEIN e ELMENDORF, 1990). Na verificação destes desvios, algumas questões metodológicas passam a ter um papel de destaque. Dessa forma, esta seção será dividida em três subseções; na primeira, apresentam-se as maneiras tradicionais de se testar a ER; na segunda, é explorado o problema da ordem das defasagens das variáveis; e na terceira, reporta-se o problema de mensuração e a multiplicidade de conceitos existente.

3.1 ALGUNS RESULTADOS NA LITERATURA

A ER tem sido uma questão amplamente discutida na teoria econômica. Sua ocorrência, ou não, dentro de modelos teóricos, é vastamente explorada nos livros-texto de macroeconomia.[6]

Esta subseção está dividida em duas partes. Na primeira, serão derivadas as implicações teóricas da ER, fazendo-se uso do modelo proposto por Ramsey (1928).[7] A segunda parte é dedicada à apresentação e explanação das maneiras econométricas comumente adotadas para se verificar a equivalência.

3.1.1 O arcabouço teórico da equivalência ricardiana no modelo de Ramsey[8]

Devido à sua simplicidade e grande conteúdo intuitivo, o modelo de Ramsey (1928) serve como ponto de partida para uma ampla gama de estudos em economia. Aliada a isto, a facilidade algébrica deste modelo torna-o uma excelente opção para se demonstrar a ER.

Partindo de um modelo com agentes de vida infinita, Ramsey estava preocupado com o quanto uma nação deveria poupar para maximizar o seu bem-estar. O modelo desenvolvido por ele, para responder a esta questão, é utilizado para estudar a alocação ótima intertemporal de recursos.

6. Romer (1996), Turnovsky (1995), Blanchard e Fischer (1989) e Sargent (1987) são livros-texto que discutem a ER no contexto de alguns modelos clássicos de economia.

7. O estudo da ER também é comum nos modelos de gerações sobrepostas, tal como proposto por Diamond (1965) e Martins (1980).

8. O conteúdo desta subseção é similar ao exposto em Romer (1996) e Blanchard e Fischer (1989).

Cabe ressaltar que os resultados desse modelo não são uma implicação do uso de agentes de vida infinita. Conforme salientado por Weil (1989), a ER pode ocorrer em ambientes tanto de agentes com vida finita quanto de vida infinita. Assim, o horizonte de tempo não é o determinante dos resultados de ER. O que realmente importa é a maneira como se formula o *ligamento* entre as gerações novas e velhas da economia.

Nesta subseção, derivar-se-á primeiramente o modelo de Ramsey sem governo, para depois se incluir governo e compararem-se os resultados de *steady-state*.

Suponha-se que a população (*Nt*) cresça a uma determinada taxa *n*. Para simplificar, suponha-se que a população seja igual à força de trabalho da economia e que não haja depreciação do estoque de capital (*Kt*). O trabalho é ofertado inelasticamente e não há crescimento de produtividade. Além disso, o produto gerado (*Yt*)[9] pode ser consumido (*Ct*) ou investido (*It* = *dKt*/*dt*). Isto é:

$$Y_t = F(K_t, N_t) = C_t + \frac{dK_t}{dt} \tag{1}$$

Tomando os termos em seus valores *per capita*, tem-se que:

$$\frac{Y_t}{N_t} = F(\frac{K_t}{N_t}, \frac{N_t}{N_t}) = \frac{C_t}{N_t} + \frac{\dot{K}}{N_t} \tag{2}$$

em que $\frac{dK_t}{dt} = \dot{K}$. O ponto em cima da variável indica sua derivada em relação ao tempo. Usando letras minúsculas para denotarem-se os valores *per capita*:

$$y_t = f(k_t,1) = c_t + \frac{\dot{K}_t}{N_t} \tag{3}$$

Lembrando-se que:

$$k_t = \frac{K_t}{N_t} \rightarrow \dot{k} = \frac{\dot{K}_t N_t - K_t \dot{N}}{N_t^2} \tag{4}$$

9. Suponha-se que a função de produção seja estritamente côncava e que satisfaça as condições de Inada, isto é, f(0)=0, f´(0)=infinito e f´(infinito)=0. Além disso, presume-se que a economia parte de um estoque de capital positivo (k0>0).

Rearranjando-se os termos e sabendo-se que a taxa de crescimento populacional $\left(\frac{\dot{N}}{N_t}\right)$ é igual a n, tem-se que:

$$\frac{\dot{K}_t}{N_t} = \dot{k} + \frac{\dot{N}}{N_t}\frac{K_t}{N_t} \rightarrow \dot{k} + nk_t \tag{5}$$

Substituindo-se (5) em (3), obtém-se:

$$y_t = c_t + \dot{k} + nk_t \tag{6}$$

Supondo-se que o bem-estar das famílias pode ser representado pela função de utilidade:

$$U_s = \int_s^{\infty} u(c_t) e^{-\theta(t-s)} dt \tag{7}$$

tem-se que o bem estar da família em s (Us) é a soma descontada das utilidades instantâneas ($u(ct)$). Dessa maneira, $u(ct)$ é uma espécie de *proxy* para representar felicidade, uma função côncava crescente no consumo *per capita* (ct) que admite somente valores não negativos. A taxa de preferência temporal (θ), ou taxa subjetiva de desconto, mede o quanto a família valoriza o consumo futuro. Quanto mais próximo este valor for de zero, mais importância é dada ao consumo futuro. No caso extremo de $\theta = 0$, as famílias são indiferentes no peso dado ao consumo presente e ao consumo futuro. Por hipótese, é estritamente positivo. [10]

Supondo-se que o planejador central[11] queira em t=0 maximizar o nível de bem-estar da economia, tem-se que ele deve escolher a cada momento de tempo o quanto a

10. No modelo original de Ramsey (1928), era igual a zero, pois ele argumentava não haver qualquer motivo para que o planejador central valorizasse as gerações de maneira desigual.

11. Aqui, resolve-se o problema de Ramsey para o planejador central. Entretanto, o resultado deste modelo é equivalente ao de uma economia descentralizada (BLANCHARD e FISCHER, 1989).

família representativa deve consumir e o quanto ela deve adicionar ao estoque de capital para providenciar consumo no futuro. Assim, o planejador central deve encontrar a solução do seguinte problema:

$$\max U_0 = \int_0^{\infty} u(c_t) e^{-\theta t} dt \tag{8}$$

A equação (8) está sujeita à seguinte restrição de recursos da economia:

$$\dot{k} = f(k) - c_t - nk_t \tag{9}$$

k_0 dado; $k_t, c_t \geq 0, \forall t$

O hamiltoniano para a resolução desse problema é:

$$H_t = u(c_t) + \lambda_t [f(k_t) - c_t - nk_t] \tag{10}$$

em que λ_t é o preço-sombra do capital, isto é, o valor marginal em t de uma unidade adicional de capital em t. As condições necessárias e suficientes para uma trajetória ser ótima sob os pressupostos da função de utilidade e da função de produção são:

i) $H_c = \frac{dH}{dc} = 0;$

ii) $\dot{\lambda} - \theta\lambda = -H_k = -\frac{dH}{dk}$ (equação de Euler); e

iii) $\lim_{t \to \infty} \lambda k e^{-\theta t} = 0$ (condição de transversalidade).

Resolvendo-se essas condições, obtém-se de (*i*) que:

$$H_c = 0 \rightarrow \frac{du(c_t)}{dc_t} - \lambda_t = 0 \rightarrow u_c(c_t) = \lambda_t \tag{11}$$

em que $\frac{du(c_t)}{dc_t} = u_c(c_t)$. Tomando a derivada de ambos os lados de (11) em relação ao tempo:

$$u_{cc}(c_t)\dot{c} = \dot{\lambda}_t \tag{12}$$

em que $u_{cc}(c_t) = \frac{d^2u(c_t)}{dc_t^2}$. Substituindo (11) e (12) em (*ii*):

$$u_{cc}(c_t)\dot{c} - \theta u_c(c_t) = -H_k \tag{ii′}$$

Resolvendo-se (*ii′*)

$$u_{cc}(c_t)\dot{c} = -u_c(c_t)\left[f'(k_t) - n - \theta\right] \tag{13}$$

em que $f'(k_t) = \frac{df(k_t)}{dk_t}$. Isolando-se $\dot{c}$:

$$\dot{c} = \frac{u_c(c_t)}{u_{cc}(c_t)}\left[n + \theta - f'(k_t)\right] \tag{14}$$

Resolvendo para o *steady-state* em que *ct* = *ct-1* = ... = *ct-m*, isto é, $\dot{c}$ =0, obtém-se:

$$0 = \frac{u_c(c)}{u_{cc}(c)}\left[n + \theta - f'(k^*)\right] \rightarrow f'(k^*) = n + \theta \tag{15}$$

A equação (15) é a *regra de ouro* modificada. Ela informa que o estoque de capital *per capita* no *steady-state* (k^*) não é o estoque de capital que maximiza o consumo *per capita* (c^*).[12] Usando-se a restrição de recursos da economia (9) e o fato de que no *steady-state* $\dot{k} = 0$, tem-se o consumo *per capita* de *steady-state* (c^*):

$$c^* = f(k^*) - nk^* \tag{16}$$

Dessa maneira, as equações (15) e (16) informam os valores de *steady-state* do estoque de capital e do consumo, respectivamente.

O próximo passo consiste em incluir o governo no modelo de Ramsey. Supondo-se que os gastos governamentais são exógenos ao modelo e partindo-se de um orçamento equilibrado, isto é, supondo-se que os gastos do governo per capita (g_t) são sempre iguais à arrecadação *per capita* (τ_t), altere-se a restrição de recursos da família para:

$$c_t + \dot{a}_t + na_t = \omega_t + r_t a_t - \tau_t \tag{17}$$

12. O estoque de capital de *steady-state* (k^*) que maximiza consumo é o k^* da regra de ouro, que satisfaz a condição $f'(k^*) = n$. Assim, a presença de uma taxa de desconto na economia implica que seu consumo *per capita* no *steady-state* (c^*) não será máximo.

em que $a_t \equiv k_t - b_{pt}$, isto é, a_t é a riqueza não humana da família, que é a diferença entre o estoque de capital que a família possui (k_t) e sua dívida (b_{pt}). Pela restrição (17), tem-se que o consumo da família (c_t) mais a evolução de sua riqueza não humana no tempo ($\dot{a}_t$), adicionada da riqueza decorrente do crescimento da família (na_t), deve igualar seu salário (ω_t) mais a remuneração de seus ativos ($r_t a_t$) – que é dada pela taxa de juros real (r_t) vezes o estoque de riqueza da família (a_t) –, menos o valor tributado (τ_t). Conforme pode ser verificado, os impostos neste modelo são *lump-sum*, incidindo igualmente sobre todas as famílias da economia. Após estas explicações, é fácil notar que (17) nada mais é do que a restrição orçamentária da família. Além disso, é como se o governo gastasse tudo que arrecadasse em impostos, pois os recursos recebidos pelo governo não são transferidos de volta à economia.

Uma vez que τ_t não altera as condições de primeira ordem para a maximização do estoque de capital (k), a inclusão de um imposto *lump-sum* apenas reduz o consumo das famílias na mesma magnitude do imposto, ou seja, o consumo de *steady-state* (c^*) decresce em g (lembre-se que por hipótese $g=\tau$, deixando o estoque de capital (k^*) inalterado.[13]

Suponha-se que em vez de financiar seus gastos por impostos, o governo possa tomar emprestado do setor privado. Assim, a restrição orçamentária do governo torna-se:

$$\dot{b}_t + nb_t = g_t + r_t b_t - \tau_t \tag{18}$$

em que b_t é a dívida *per capita* do governo. Dessa forma, a evolução da dívida do governo no tempo ($\dot{b}$) mais o volume da dívida que pode, como resultado do crescimento populacional, flutuar sem aumentar o volume de dívida por pessoa (nb_t), deve ser igual aos gastos *per capita* do governo (g) mais o montante gasto com a rolagem da dívida pública ($r_t b_t$) menos o valor arrecadado *per capita* em impostos (τ_t). A restrição intertemporal da família assume a seguinte forma:

$$\int_0^\infty c_t R_t dt = k_0 - b_{p0} + \int_0^\infty \omega_t R_t dt - \int_0^\infty g_t R_t dt \tag{19}$$

13. Se o governo devolvesse tudo que arrecadou por meio de uma transferência *lump-sum*, então o consumo (c^*) também não seria alterado.

em que $R=(1+r)$. A equação (19) apenas informa que o valor presente do consumo das famílias (termo do lado esquerdo) deve igualar-se à riqueza não humana inicial (k_0-b_0) mais o valor presente da riqueza humana (terceiro termo do lado direito) menos o valor presente dos gastos do governo (último termo da equação).

Devido ao fato de b_t e τ_t não aparecerem na equação (19), tem-se que para a família somente os gastos do governo importam. Isto implica que, dada uma trajetória de gastos do governo, a maneira de financiamento destes, seja por taxação *lump-sum* ou por financiamento do déficit, não tem efeito na alocação de recursos. A intuição subjacente a este resultado é a seguinte: um decréscimo nos impostos, isto é, um aumento do déficit, impõe uma restrição orçamentária do governo que levará a um aumento igual dos impostos no futuro. Dessa forma, as famílias não alteram sua trajetória de consumo em resposta a alterações no modo como os gastos do governo são financiados, ficando indiferentes se o financiamento é por meio de tributação ou por meio da formação de déficit.

O parágrafo anterior expôs exatamente a definição de ER. Assim, toda vez que um modelo teórico apresenta como resultado uma restrição similar à presente em (19), isto indica a ocorrência da ER. A equação (19) é uma maneira teórica de se verificar a ER.

O ARCABOUÇO TEÓRICO DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA NO MODELO RBC BÁSICO

PRELIMINARES

Considere-se um experimento aleatório especificado por um espaço de probabilidade $(\Omega, \Im, P)$, em que $\Omega \neq \varnothing$ é o espaço amostral, $\Im$ é uma σ-*álgebra* de subconjuntos de Ω, e P é uma medida de probabilidade, ou seja, uma função $\Im$-mensurável de peso *1*.

Suponha-se que a cada resultado $\omega \in \Omega$ associe-se uma função do parâmetro t, dada por $X(t,\omega)$, para $t \in T$. Um processo estocástico é uma coleção $\{X(t,\omega) : t \in T\}$.

Se o conjunto de parâmetros (ou conjunto de índices) T é enumerável, o processo estocástico é dito discreto no tempo e, se T é contínuo, diz-se que o processo

estocástico é contínuo no tempo. Se não houver ambiguidade, denota-se um processo estocástico contínuo por $X(t)$ e, como de praxe, por X_t se for discreto. Um processo estocástico contínuo no tempo possui incrementos independentes se, para quaisquer $t_0 < t_1 < ... < t_n$, as variáveis aleatórias $X(t_1) - X(t_0), X(t_2) - X(t_1),...., X(t_n) - X(t_{n-1})$ são independentes. Além disso, um processo estocástico possui incrementos estacionários se $X(t+s) - X(t)$ possui a mesma distribuição para todo *t* e todo *s* >0. Por sua vez, sendo *c* e $s > 0$ constantes, um processo estocástico $\{X(t) : t \geq 0\}$ é fracamente estacionário, se $E[X(t)] = c$ e $Cov(X(t), X(t+s))$ não depende de *t*.

O MODELO

Com base em Romer (1996), será estudado, inicialmente, um modelo *real business cycle* (RBC) básico, sem imperfeições de mercado, com as seguintes propriedades: *i)* as firmas maximizam lucros; *ii)* o indivíduo representativo maximiza utilidade (pode haver um planejador social); e *iii)* os mercados se equilibram.

As hipóteses principais adotadas, nesse modelo, para as firmas, as famílias e o planejador central estão descritas a seguir.

FIRMAS E INVESTIMENTOS

As firmas produzem segundo uma função de produção Cobb-Douglas, da forma:

$$Y_t = A_t K_t^{\phi} N_t^{1-\phi}, \text{com} 0 < \phi < 1 \qquad (2.2.1)$$

Portanto, neste modelo admite-se uma função de produção estritamente côncava,[14] com retornos constantes de escala, ou seja, homogênea de grau *1*, em que ϕ é a participação do estoque de capital K_t no produto, (1- ϕ) é a participação da força de trabalho no produto, dada pelo número de horas trabalhadas N_t, e A_t representa a tecnologia da firma.

14. Naturalmente, para esta função de produção, as condições de Inada estão satisfeitas. De fato: sendo $y = \frac{Y}{N}$ e $k = \frac{K}{N}$, tem-se $\lim_{k \to 0^+} \frac{dy}{dk} = \lim_{k \to 0^+} \phi A (\frac{1}{k})^{1-\phi} = +\infty$ e $\lim_{k \to +\infty} \frac{dy}{dk} = \lim_{k \to +\infty} \phi A (\frac{1}{k})^{1-\phi} = 0$.

A remuneração do trabalho é dada pela respectiva produtividade marginal, ou seja:

$$Salário = S_t = \frac{\partial Y_t}{\partial N_t} = (1-\phi) A_t (\frac{K_t}{N_t})^{\phi} = (1-\phi)\frac{Y_t}{N_t} \quad (2.2.2)$$

em que $\frac{K_t}{N_t}$ é o capital por unidade de trabalho.

A remuneração do capital é dada pela respectiva produtividade marginal, ou seja:

$$Taxa\ bruta\ de\ juros = R_t = 1 + r_t = \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \phi A_t (\frac{N_t}{K_t})^{1-\phi} = \phi \frac{Y_t}{K_t} \quad (2.2.3)$$

O problema da firma é maximizar lucro, ou seja:

$$Max\ \Pi_t = Y_t - r_t K_t - \delta K_t - S_t N_t$$

$$s.a.$$

$$Y_t = A_t K_t^{\phi} N_t^{1-\phi} \quad (2.2.4)$$

A fonte de incerteza é a tecnologia. Apresenta-se a seguir a dinâmica da tecnologia.

A DINÂMICA DA TECNOLOGIA

Sejam $Z_0, Z_1, Z_2, ...$ variáveis aleatórias não correlacionadas, com $E[Z_n] = 0,\ n \geq 0$ e

$$Var(Z_n) = \begin{cases} \dfrac{\sigma^2}{1-\lambda^2}, & \text{se } n = 0 \\ \sigma^2, & \text{se } n \geq 1 \end{cases}$$

em que $\lambda^2 < 1$. Defina-se o processo estocástico $\{X_t : t \geq 0\}$ por:

$$\begin{cases} X_0 = Z_0 \\ X_t = \lambda X_{t-1} + Z_t,\ t \geq 1 \end{cases}$$

Naturalmente, $\{X_t : t \geq 0\}$ é um processo autorregressivo de primeira ordem, denotado por *AR*(*1*). Trata-se de um processo estocástico de interesse, porque o estado do processo no tempo *t*, (X_t), é um múltiplo constante do estado no tempo $t-1$, (X_{t-1}), acrescido de um termo de erro aleatório, (Z_t).

Proposição 2.2.4: O processo estocástico $\{X_t : t \geq 0\}$ definido é um processo fracamente estacionário.

Prova:

Iterando $\{X_t : t \geq 0\}$, tem-se:

$$X_t = \lambda(\lambda X_{t-2} + Z_{t-1}) + Z_t$$

$$= \lambda^2 X_{t-2} + \lambda Z_{t-1} + Z_t$$

.

.

.

$$= \sum_{i=0}^{t} \lambda^{t-i} Z_i$$

Logo, $E[X_t] = E[\sum_{i=0}^{t} \lambda^{t-i} Z_i] = 0,\ t \geq 0$, pois, por hipótese, $E[Z_t] = 0, t \geq 0$ e $\lambda^2 < 1$, garantindo a convergência da série. Além disso, tem-se:

$$Cov(X_n, X_{n+m}) = Cov(\sum_{i=0}^{n} \lambda^{n-i} Z_i, \sum_{i=0}^{n+m} \lambda^{n+m-i} Z_i)$$

portanto,

$$Cov(X_n, X_{m+n}) = \sum_{i=0}^{n} \lambda^{n-i} \lambda^{n+m-i} Cov(Z_i, Z_i)$$

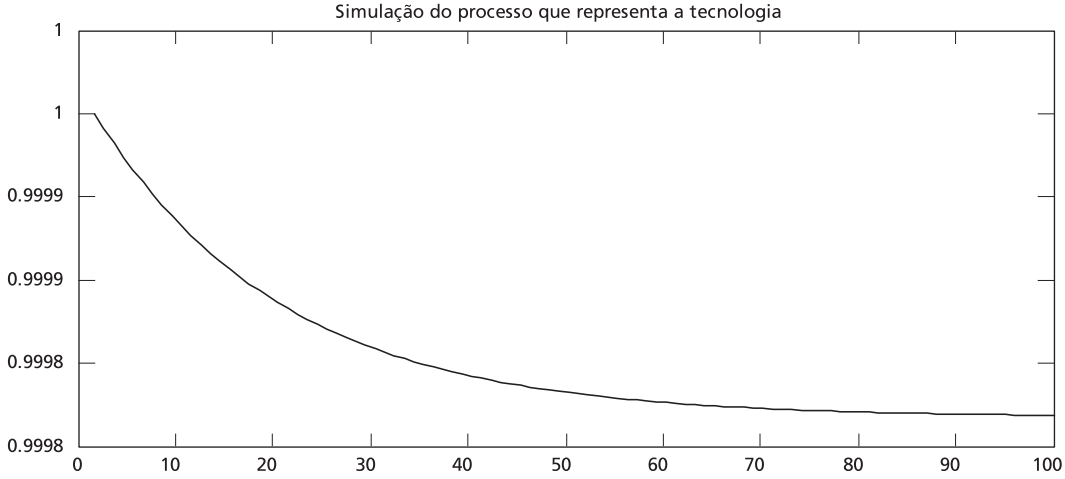
$$= \sigma^2 \lambda^{2n+m} (\frac{1}{1-\lambda^2} + \sum_{i=1}^{n} \lambda^{-2i})$$

$$= \frac{\sigma^2 \lambda^m}{1-\lambda^2}$$

Nesses cálculos, usa-se a hipótese de que Z_i e Z_j são não correlacionados para $i \neq j$. Isto encerra a demonstração da proposição 2.2.4.

Nesse modelo, admite-se, por hipótese, que a tecnologia é um processo estocástico *AR*(*1*) da forma $A_t = \exp(a_t)$, com $a_t = \rho a_{t-1} + u_t^a$, em que $0 < \rho < 1$ e os erros, ou choques, u_t^a, são independentes e identicamente distribuídos (*iid*) com média $E[u_t^a] = 0$ e variância $Var[u_t^a] = \sigma^2$ (finita e constante). Observa-se que, como a função exponencial de base maior do que *1* é estritamente crescente, o processo usado na definição da tecnologia é medido por valores reais não negativos. A seguir, apresenta-se uma simulação da dinâmica da tecnologia.

FIGURA 1
Simulação do processo estocástico que define a dinâmica da tecnologia, onde $\rho = 0{,}95$ e $\sigma = 0{,}00763$.



FAMÍLIAS E CONSUMIDORES (CONTRIBUINTES)

O problema da família representativa (consumidora) é maximizar sua função de utilidade, ou seja:

$$\underset{\{C_t, L_t\}}{\text{Max}}\ E_t[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, L_t)] \qquad (2.2.5)$$

em que $U(C_t, L_t) = \ln C_t + \vartheta \ln L_t$, C_t é o consumo, L_t é o lazer e $\vartheta \geq 0$ é um fator de ponderação do lazer na utilidade. Normalizando-se o total de horas por dia para *1*, tem-se $L_t + N_t = 1$ ou $L_t = 1 - N_t$, o que acarreta a função de utilidade:

$$U(C_t, L_t) = U(C_t, 1 - N_t) = \ln C_t + \vartheta \ln(1 - N_t) \qquad (2.2.6)$$

Essa equação mostra que a utilidade depende positivamente do consumo e negativamente do trabalho.

Neste modelo, a acumulação de capital é dada por

$$K_{t+1} = Y_t - C_t + (1-\delta)K_t$$

em que $0 \leq \delta \leq 1$ é o fator de depreciação do capital.

O PROBLEMA DO PLANEJADOR CENTRAL

O problema do planejador central é

$$\underset{\{C_t, L_t\}}{Max}\, E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln C_t + \vartheta \ln L_t \right\}$$

$$s.a.$$

$$K_{t+1} = Y_t - C_t + (1-\delta)K_t$$

$$Y_t = A_t K_t^{\phi} N_t^{1-\phi}$$

$$L_t + N_t = 1 \qquad (2.2.7)$$

Ora, por meio da substituição dessas condições na função de utilidade, tem-se que o problema do planejador central pode ser reescrito como

$$\underset{\{K_{t+1}, N_t\}}{Max}\, E_t \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(A_t K_t^{\phi} N_t^{1-\phi} + (1-\delta)K_t - K_{t+1}) + \vartheta \ln(1-N_t)] \right\} \qquad (2.2.8)$$

Portanto, tem-se um problema de programação dinâmica estocástica, em que K_t e A_t são as variáveis de estado e C_t, N_t, K_{t+1} e L_t são as variáveis de controle. Para resolvê-lo, pode-se usar a equação de Bellman:

$$V(K_t, A_t) = \max_{\{K_{t+1}, N_t\}} \{\ln C_t + \vartheta \ln(1-N_t) + \beta E_t V(K_{t+1}, A_{t+1})\} \qquad (2.2.9)$$

em que o último termo à direita se deve à incerteza quanto ao choque estocástico tecnológico A_{t+1}. Pelas condições de primeira ordem, tem-se:

CPO (K_{t+1}):

$$\frac{1}{C_t}(-1) + \beta E_t \frac{\partial V(K_{t+1}, A_{t+1})}{\partial K_{t+1}} = 0$$

As condições de envelope são:

$$\frac{\partial V(K_t, A_t)}{\partial K_t} = \frac{1}{C_t}[\phi A_t (\frac{N_t}{K_t})^{1-\phi} + 1 - \delta] = \frac{1}{C_t}[R_t + 1 - \delta]$$

Logo, adiantando-se um período, tem-se:

$$\frac{\partial V(K_{t+1}, A_{t+1})}{\partial K_{t+1}} = \frac{1}{C_{t+1}}[R_{t+1} + 1 - \delta]$$

Portanto, a equação de Euler é dada por:

$$\frac{1}{C_t} = \beta E_t[\frac{1}{C_{t+1}}(R_{t+1} + 1 - \delta)] \qquad (2.2.10)$$

CPO (N_t):

$$\frac{1}{C_t}[(1-\phi)A_t(\frac{K_t}{N_t})^{\phi}] + \vartheta\frac{1}{1-N_t}(-1) = 0$$

$$\Rightarrow \frac{S_t}{C_t} = \frac{\vartheta}{1-N_t} \qquad (2.2.11)$$

Se adotarem-se as hipóteses de que a oferta de trabalho é constante, isto é, $N_t = N$, para todo t, e a taxa de poupança é constante, isto é, $C_t = (1-s)Y_t$, em que s é a taxa de poupança (constante) e, ainda, há depreciação total do capital, isto é, $\delta = 1$, tem-se, na equação de Euler (2.2.10):

$$\frac{Y_t}{C_t} = \beta E_t[\frac{Y_t}{C_{t+1}}\phi\frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}}] \Rightarrow \frac{1}{1-s} = \beta E_t[\frac{\phi}{s(1-s)}] \Rightarrow s = \beta\phi$$

e

$$\frac{N_t}{1-N_t} = \frac{\phi}{\vartheta}\frac{1}{1-s} \Rightarrow N = \frac{\phi}{\vartheta(1-s)+\phi} = \textit{constante}$$

Ou seja, nesse modelo, usando-se utilidade logarítmica e depreciação completa do capital, a poupança e a oferta de trabalho são constantes.

A DINÂMICA DO PRODUTO

Proposição 2.2.7: O produto *log*-linearizado, em desvio do estado estacionário, segue um processo *AR(2)*, com segundo coeficiente negativo.

Prova:

Para a dinâmica do produto, aplicando-se logaritmo à função de produção (2.2.1) tem-se:

$$\ln Y_t = \ln A_t + \ln K_t^{\phi} + \ln N_t^{1-\phi}$$

$$= \ln \exp(a_t) + \phi \ln K_t + (1-\phi) \ln N_t$$

$$= a_t + \phi \ln K_t + (1-\phi) \ln N_t$$

assim,

$$\ln Y_t = a_t + \phi \ln s + \phi \ln Y_{t-1} + (1-\phi) \ln N \quad (*)$$

pois $K_{t+1} = Y_t - C_t = Y_t - (1-s)Y_t = sY_t$ e $N_t = N =$ *constante*.

Por sua vez, se X representa uma das variáveis endógenas do modelo e $\overline{X}$ o seu valor no estado estacionário, define-se $\widetilde{x}$ por:

$$\widetilde{x} = \ln X - \ln \overline{X} = \ln \frac{X}{\overline{X}} \Rightarrow \frac{X}{\overline{X}} = e^{\widetilde{x}} \cong (1 + \widetilde{x}) \Rightarrow X = (1 + \widetilde{x})\overline{X}$$

Assim, *log*-linearizando a equação (*), com aproximação de Taylor de primeira ordem, tem-se:

$$\widetilde{y}_t = \ln Y_t - \ln \overline{Y}$$

$$= a_t + \phi \ln s + \phi \ln Y_{t-1} + (1-\phi) \ln N - \overline{a} - \phi \ln s - \phi \ln \overline{Y} - (1-\phi) \ln \overline{N}$$

$$= (a_t - \overline{a}) + \phi(\ln Y_{t-1} - \ln \overline{Y}) + (1-\phi)(\ln N - \ln \overline{N})$$

$$= \widetilde{a}_t + \phi \widetilde{y}_{t-1} \Rightarrow \widetilde{a}_t = \widetilde{y}_t - \phi \widetilde{y}_{t-1} \Rightarrow \widetilde{a}_{t-1} = \widetilde{y}_{t-1} - \phi \widetilde{y}_{t-2}$$

Portanto, para o processo estocástico do produto *log*-linearizado, usando-se a expansão de Taylor de primeira ordem em torno do estado estacionário, tem-se:

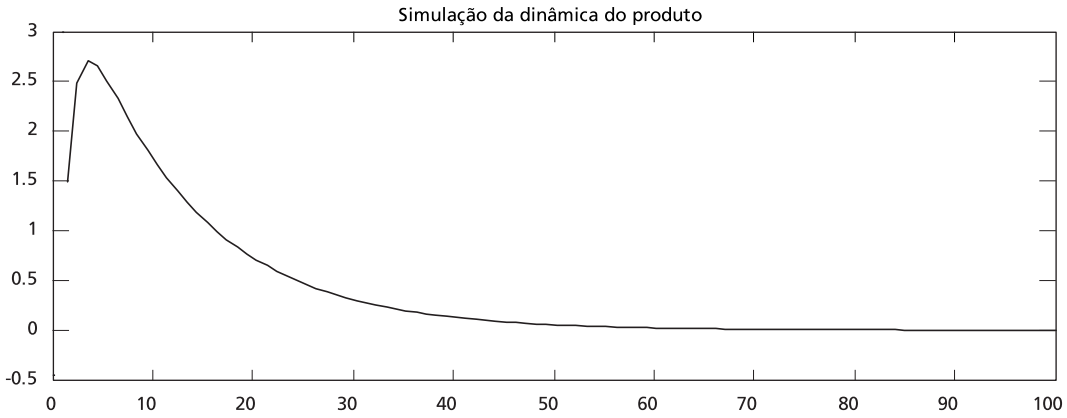
$$\tilde{y}_t = \phi\tilde{y}_{t-1} + \tilde{a}_t = \phi\tilde{y}_{t-1} + \rho\tilde{a}_{t-1} + u_t^a \Rightarrow \tilde{y}_t = (\phi + \rho)\tilde{y}_{t-1} - \phi\rho\tilde{y}_{t-2} + u_t^a$$

Ou seja, o produto em desvio do estado estacionário segue um processo *AR(2)*, com segundo coeficiente negativo. Isto conclui a demonstração da *proposição 2.2.7*.

Este modelo pode gerar resposta *hump-shaped*, embora o coeficiente do segundo termo à direita seja muito pequeno.

FIGURA 2

Simulação do processo estocástico que define a dinâmica do produto, com $\rho = 0{,}95$, $\sigma = 0{,}00763$ e $\phi = 0{,}36$.



A seguir, apresenta-se o modelo de Blanchard-Yaari (1985; 1965) que será usado posteriormente neste texto para se gerarem séries simuladas.

O ARCABOUÇO TEÓRICO DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA NO MODELO DE BLANCHARD-YAARI (1985a; 1965)

INTRODUÇÃO

Com o estudo do modelo básico RBC, apresentado anteriormente, pode-se melhor entender o modelo de Blanchard-Yaari (1985; 1965) de horizonte finito, usado para encaixar a hipótese de equivalência ricardiana dentro de alternativa não ricardiana. Neste modelo, os desvios da ER são devidos à finitude dos horizontes das famílias

ou aos impostos distorcionários da renda do trabalho. Assumem-se custos de ajustamento estritamente convexos no investimento e diferentes fontes de flutuação são consideradas, tais como mudanças na taxa de imposto do trabalho, nos gastos fiscais e na produtividade. Isto possibilita examinar a importância relativa da não neutralidade dos débitos em um ambiente mais realista para os testes a serem desenvolvidos.

O modelo é simulado e são geradas séries para o consumo, a riqueza não humana, os gastos do governo, os débitos do governo, os rendimentos dos impostos e o produto. Estas variáveis são usadas para estimarem-se as equações de consumo, similares àquelas estimadas na literatura empírica para testar a equivalência ricardiana. A seguir, estabelecem-se as hipóteses principais do modelo.

A ECONOMIA

No modelo considerado, imagina-se uma pequena economia aberta que produz um bem homogêneo e negociável, dentro de uma estrutura de mercados financeiros de capitais internacionais e perfeitamente integrados.

A taxa real de juros doméstica é determinada pela taxa real de juros internacional, considerada exógena. Não há incerteza agregada no resto do mundo e não existem choques de tecnologia comuns, ou seja, todos os choques são domésticos. Estas hipóteses implicam uma taxa real de juros constante. Supõe-se, também, que as famílias domésticas não podem comprar ativos estrangeiros que possuem um *payoff* contingente sobre a realização de choques domésticos.

Com mercados de ativos completos e sem incerteza agregada no resto do mundo, as famílias domésticas podem usar os mercados de ativos para se protegerem de qualquer risco específico do país. O modelo em questão é um modelo RBC, e suas hipóteses principais são as apresentadas nas equações de 2.3.3 a 2.3.7.

FIRMAS E INVESTIMENTOS

A firma representativa maximiza o valor presente esperado dos lucros, dados por:

$$V_t = E_t\left\{\sum_{j=0}^{\infty}(1+r)^{-j}[Y_{t+j} - s_{t+j}N_{t+j} - \psi\frac{(K_{t+j} - K_{t+j-1})^2}{2K_{t`j}} - I_{t+j}]\right\} \qquad (2.3.1)$$

O valor está sujeito a

$$I_t = K_t - K_{t-1} + \delta K_t \tag{2.3.2}$$

com K_{t-1} dado, em que r é a taxa real de juros, Y_t é o produto, I_t é o investimento bruto, ψ é o parâmetro do custo de ajustamento, K_t é o estoque de capital, δ é a taxa constante de depreciação, N_t é o *input* do trabalho e s_t é a taxa real de salários.[15]

Assim como no modelo básico RBC, apresentado anteriormente, supõe-se uma função de produção Cobb-Douglas, que com as mesmas notações é dada por:

$$Y_t = \exp(a_t) K_t^{\phi} N_t^{(1-\phi)} \tag{2.3.3}$$

Pelas condições de primeira ordem, tem-se:

$$Y_{N,t} = s_t \tag{2.3.4}$$

$$K_t - K_{t-1} = \frac{K_t}{\psi}(q_t - 1) \tag{2.3.5}$$

$$E_t q_{t+1} = (1+r)\left\{q_t - [Y_{K,t} + \frac{\psi}{2}(\frac{K_t - K_{t-1}}{K_t})^2 - \delta]\right\} \tag{2.3.6}$$

em que q_t é o multiplicador de Lagrange associado com a restrição (2.3.2), também conhecido como q de Tobin, $Y_{N,t}$ e $Y_{K,t}$ são as derivadas parciais da função de produção em relação ao trabalho e ao capital, respectivamente.

FAMÍLIAS E CONSUMIDORES (CONTRIBUINTES)

Os indivíduos possuem uma probabilidade γ de sobreviverem de um período para o período seguinte. Trata-se de uma versão similar ao modelo estocástico discreto no tempo criado por Blanchard (1985) e desenvolvido por Frankel e Razin (1992) e Evans (1993).

15. A equação (2.3.2) segue a do modelo usado por Cardia (1997), que a propõe com o intuito de facilitar os cálculos algébricos.

No modelo de Evans (1993), a probabilidade de morrer é interpretada como a medida de quanto pode viver uma família até ser desconectada de uma geração futura. Por hipótese, a probabilidade γ é a mesma para todas as famílias e é independente da idade. Nestas condições, a probabilidade de um indivíduo sobreviver pelo menos j períodos é γ^j, e a probabilidade de sobreviver exatamente j períodos é $\gamma^j(1-\gamma)$. Dessa forma, a expectativa de vida desde o nascimento é dada por:

$$(1-\gamma)\sum_{j=0}^{\infty} j\gamma^j = \frac{\gamma}{1-\gamma} \tag{2.3.7}$$

Portanto, decorre de (2.3.7) que o horizonte temporal infinito é o caso no qual $\gamma \to 1$. Por outro lado, a população foi normalizada para *1*, admitindo-se que em cada período nascem $(1-\gamma)$ indivíduos. Seja $c_{i,t+j}$ o gasto com consumo do bem, no período $t+j$, de um indivíduo cuja idade é igual a i no tempo t. Este indivíduo maximiza sua função de utilidade esperada ao longo da vida, dada por:

$$U_{i,t} = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j \beta^j E_t[\ln(c_{i,t+j}) + \vartheta \ln(L_{i,t+j})] \tag{2.3.8}$$

A função é sujeita a

$$w_{i,t+1} = \frac{1+r}{\gamma}[w_{i,t} + s_t N_{i,t}(1-\tau_t) - c_{i,t} - T_t] \tag{2.3.9}$$

e

$$L_{i,t} + N_{i,t} = 1 \tag{2.3.10}$$

em que β é o fator de desconto subjetivo; $L_{i,t}$ e $N_{i,t}$ são, respectivamente, as frações do tempo no tempo t, que o indivíduo de idade i aloca para o lazer e o trabalho;[16] ϑ é o peso dado ao lazer na função de utilidade; $w_{i,t}$ é a riqueza não humana do indivíduo de idade i no período t; T_t é o imposto *lump-sum* e independe da idade; τ_t é a taxa de imposto da renda do trabalho e independe da idade; e s_t é o salário real que a família toma como dado e independe da idade.

16. A dotação total de tempo foi normalizada para *1*.

As condições de primeira ordem do problema do consumidor são:

$$\frac{1}{c_{i,t}} = \beta(1+r)E_t(\frac{1}{c_{i,t+1}}) \tag{2.3.11}$$

$$N_{i,t} = 1 - \vartheta\frac{c_{i,t}}{s_t(1-\tau_t)} \tag{2.3.12}$$

A equação (2.3.12) representa a função de oferta de trabalho das famílias. De (2.3.11), usando a expansão de Taylor de primeira ordem, obtém-se:

$$E_t c_{i,t+1} = \beta(1+r)c_{i,t} \tag{2.3.13}$$

Usando (2.3.13), o consumo pode ser obtido como função da riqueza humana e da riqueza não humana e é dado por:

$$c_{i,t} = (1-\beta\gamma)(w_{i,t} + h_{i,t}) \tag{2.3.14}$$

na qual $h_{i,t}$ representa a riqueza humana do indivíduo de idade *i* no instante *t*, dada por:

$$h_{i,t} = \sum_{j=0}^{\infty}(1+r)^{-j}\gamma^j E_t[s_{t+j}N_{i,t+j}(1-\tau_{t+j}) - T_{t+j}] \tag{2.3.15}$$

AGREGADO

A riqueza humana agregada é a soma das riquezas humanas dos cortes de diferentes idades. Usando-se a equação (2.3.12) e, repetidamente, a equação (2.3.13), tem-se:

$$\begin{aligned} h_t &= (1-\gamma)\sum_{j=0}^{\infty}\gamma^j h_{i,t} \\ &= s_t(1-\tau_t) - T_t + \frac{\gamma}{1+r}E_t[s_{t+1}(1-\tau_{t+1}) - T_{t+1}] + \ldots - \frac{\vartheta}{1-\beta\gamma}c_t \end{aligned} \tag{2.3.16}$$

em que c_t é o consumo agregado. Usando-se novamente (2.3.12), segue que:

$$E_t h_{t+1} = \frac{(1+r)}{\gamma}[h_t - s_t N_t(1-\tau_t) + T_t] - \frac{\vartheta}{1-\beta\gamma}[E_t c_{t+1} - \beta(1+r)c_t] \tag{2.3.17}$$

A riqueza não humana evolui independentemente de γ e é dada por:

$$w_{t+1} = (1+r)[w_t + s_t N_t(1-\tau_t) - c_t - T_t] \tag{2.3.18}$$

De (2.3.14) decorre que o consumo agregado, como função da riqueza agregada, é dado por:

$$c_t = (1-\beta\gamma)(w_t + h_t) \tag{2.3.19}$$

De (2.3.19) segue que

$$E_t c_{t+1} - \frac{1+r}{\gamma} c_t = (1-\beta\gamma)[E_t w_{t+1} - \frac{1+r}{\gamma} w_t + E_t h_{t+1} - \frac{1+r}{\gamma} h_t] \tag{2.3.20}$$

De (2.3.17), (2.3.18) e (2.3.20), tem-se:

$$E_t c_{t+1} = \beta(1+r)c_t - \frac{(1-\beta\gamma)(1-\gamma)}{(1+\vartheta)} E_t w_{t+1} \tag{2.3.21}$$

Com $\vartheta = 0$, a equação (2.3.21) é uma versão discreta no tempo equivalente àquela obtida por Blanchard (1985), onde a oferta de trabalho é fixada.

GOVERNO

A restrição orçamentária do governo é dada por:

$$b_{t+1} = (1+r)[b_t - s_t N_t \tau_t - T_t + G_t] \tag{2.3.22}$$

onde G_t denota as compras do governo no instante t e b_t representa os débitos do governo no instante t, e:

$$T_t = \frac{\eta}{1+r} b_t + \overline{T} \tag{2.3.23}$$

Seguindo Blanchard (1985), na equação (2.3.23), supõe-se que $\eta \geq r$, para se evitar o efeito *Ponzi games.* Como decorrência, os débitos do governo são crescentes, os impostos são crescentes, mas $b_{t+1} - b_t$ é decrescente. Além disso, $\overline{T}$ representa um nível constante de impostos *lump-sum*.

O MODELO MACRO

As famílias detêm riqueza não humana (w) na forma de títulos do governo (b), ações de firmas domésticas (V) e em ativos estrangeiros (f), dada por:

$$w_t = b_t + f_t + V_t = b_t + f_t + q_t K_{t-1} \tag{2.3.24}$$

A última igualdade é válida devido ao fato de a função de produção e as funções de custos serem linearmente homogêneas. Estas são as mesmas condições para que o *q* marginal e o *q* médio coincidam em um modelo a tempo contínuo, como em Hayashi (1985).

A equação da conta-corrente é dada por:

$$f_{t+1} = (1+r)[f_t + Y_t - c_t - G_t - \psi \frac{(K_t - K_{t-1})^2}{2K_t} - I_t] \qquad (2.3.25)$$

Passe-se à apresentação das maneiras empíricas de se testar a ocorrência da ER.

3.1.2 Testes econométricos tradicionais baseados no arcabouço teórico da equivalência ricardiana

Na literatura econômica, podem-se identificar tanto artigos que apoiam quanto que não apoiam a teoria da ER. Conforme ressalta Abel (1991), no julgamento da relevância empírica da ER a questão mais importante não é saber se ela ocorre, mas observar se as diversas hipóteses para a não ocorrência da equivalência são substanciais.

Nesta subseção, serão expostas as maneiras econométricas tradicionais de se verificar a ER. Os trabalhos mencionados não estão agrupados em ordem cronológica, mas de maneira que tenham uma relação entre si. Assim, primeiro se expõem os estudos que testam a ER fazendo uso da função consumo, e depois prossegue-se com outras formas de teste.

TESTANDO A EQUIVALÊNCIA RICARDIANA PELA FUNÇÃO-CONSUMO

Ainda hoje, o artigo tido como o mais relevante na abordagem econométrica da ER é o de Kormendi (1983). Publicado na *American Economic Review*, ele apresentava estimadores robustos favoráveis à aceitação da ER. Além de ser parte integrante de toda literatura empírica que tenta estimar a influência das políticas públicas sobre o consumo, este artigo gerou tal impacto na teoria econômica que, somente na mesma revista, recebeu cinco réplicas, [17] todas devidamente respondidas.

17. Barth, Iden e Russek (1986); Modigliani e Sterling (1986); Feldstein e Elmendorf (1990); Modigliani e Sterling (1990); e Graham (1995).

O artigo estimava o seguinte modelo econométrico:

$$\Delta C_t = a_0 + a_{11}\Delta Y_t + a_{12}\Delta Y_{t-1} + a_2\Delta G_t + a_3\Delta W_t + a_4\Delta TR_t + a_5\Delta I_t + a_6\Delta RE_t + a_7\Delta GI_t + u_t \quad (20)$$

no qual C representa o consumo privado, Y a renda corrente da economia, G os gastos do governo, W o estoque de riqueza, TR as transferências do governo ao setor privado, I o volume arrecadado com impostos, RE o valor do lucro retido das corporações, GI os gastos com juros por parte do governo, Δ a primeira diferença da variável, t o subscrito de tempo, t-k a ordem da defasagem e u o resíduo do modelo.

Para Kormendi (1983), sob o modelo que ele denomina como padrão, o consumo privado seria uma função da renda disponível. Dessa maneira, admite-se que:

i) o setor privado ignora os gastos do governo – isto implica que $a_2=0$; e

ii) o consumo privado depende da renda permanente – isto implica coeficientes negativos para I e RE e positivo para GI, isto é, $a_5<0$, $a_6<0$ e $a_7>0$.

Para o modelo denominado de consolidado, que é condizente com a ER, supõe-se que:

i) os gastos do governo afetam o consumo privado de maneira negativa, ou seja, $a_2<0$;

ii) a escolha entre impostos e dívida não afeta o consumo privado – isto implica que $a_5=0$;

iii) os lucros retidos são percebidos como poupança privada, pois é o retorno que os indivíduos recebem por sua participação em corporações – com isso, $a_6=0$; e

iv) o pagamento de juros pelo governo sobre o estoque de dívida (GI), que reflete consequências antecipadas do financiamento via dívidas, não tem efeito sobre o consumo privado, isto é, $a_7=0$.

Com esses dois modelos em mente, realizam-se duas estimativas da equação (20) para a economia americana. A primeira engloba o período de 1930 a 1976, a segunda engloba o mesmo período, mas excluindo os anos de guerra (1941-1946). Em ambas as regressões, obtém-se o mesmo resultado, qual seja, $a_2<0$, $a_5=0$, $a_6=0$ e $a_7=0$. Todas, em acordo com as predições do modelo consolidado, são amplamente favoráveis à aceitação da ER.

Na verificação a respeito de as taxas futuras implicadas pela dívida do governo não serem percebidas ou descontadas pelo setor privado, conforme argumentado pelo modelo padrão, o valor de mercado do estoque da dívida do governo (*GB*) deve ter um *efeito riqueza líquido* no consumo do setor privado. Para testar este efeito, Kormendi (1983) expande a equação (20) para incluir o termo $a_8 \Delta GB_t$. Sob o modelo padrão, os títulos do governo são *riqueza líquida* implicando que $a_8 > 0$. Entretanto, para o modelo consolidado, as taxas futuras são percebidas e descontadas, ou seja, $a_8 = 0$.

Reestimando (20), foi encontrado que $a_8 < 0$. Este resultado, aparentemente estranho, é explicado pelo fato de que a corrente da renda real, derivada da dívida do governo, envolve o risco de inflação e o risco de *default* aos mantenedores da dívida. O fluxo de impostos futuros implicados pela dívida envolve os mesmos riscos de inflação e de *default* mais um risco adicional considerável de incidência intertemporal e *cross-sectional*. O risco de incidência intertemporal se refere à incerteza sobre quando ocorrerão os aumentos de impostos para saldar a dívida. O risco *cross-sectional* se refere a uma possível alteração da incidência dos tributos (entre jovens e velhos, por exemplo). Dessa maneira, é racional supor que o valor equivalente das taxas futuras deve exceder o valor equivalente da renda. Neste caso, a riqueza líquida do setor privado é afetada de maneira adversa pela dívida do governo, resultando em um valor negativo de ΔGB_t no consumo privado.

Outra possível explicação para o sinal negativo de ΔGB_t foi fornecida por Barro (1976), que argumentou que a incerteza individual com respeito aos efeitos futuros do déficit do governo pode tornar as pessoas suficientemente nervosas para reduzirem seu consumo, quando os impostos são trocados por dívida pública.

A primeira réplica ao trabalho de Kormendi (1983) foi elaborada por Barth, Iden e Russek (1984/85) (BIR). Segundo estes autores, algumas alterações metodológicas lançariam dúvidas a respeito dos resultados de Kormendi. Nesse sentido, três modificações são realizadas: *i)* a amostra é expandida até 1983; *ii)* o efeito da dívida federal é separado do efeito das dívidas estaduais e locais (municipais); e *iii)* a análise é concentrada no período pós-guerra (1947-1983). Feito isto, é verificada a sensibilidade do resultado a medidas alternativas de dívida pública. A conclusão é que tais alterações levam a questionamentos quanto à robustez e interpretação dos achados de Kormendi (1983), sugerindo que novos trabalhos empíricos devem ser realizados nesta área de conhecimento.

No mesmo volume da revista, foi apresentada uma segunda réplica, proposta por Modigliani e Sterling (1986) (MS). Eles derivam uma função de consumo agregada baseada no modelo de ciclo de vida, atestando que o consumo deve ser influenciado pelos impostos, pelos gastos do governo, pelos títulos do governo em poder dos agentes privados e pela riqueza. Além disso, é mostrado que a significância dos impostos e dos gastos do governo na função consumo reflete as taxas de mortalidade, o tempo de vida, a taxa de desconto pessoal e a taxa de juros. Dessa forma, argumentam que os resultados de Kormendi (1983) são consequência de problemas na mensuração das variáveis e de um sério erro de especificação nas equações. Especificamente, salientam que Kormendi (1983) falha em não permitir uma sequência mais longa de defasagens e em não distinguir entre o efeito de impostos permanentes e transitórios. Assim, uma vez corrigidos estes problemas, a economia americana no pós-guerra se comporta de acordo com o modelo de ciclo de vida, o que rejeitaria a tese da ER.

Respondendo aos argumentos de BIR, Kormendi e Meguire (1986) (KM) mostram que o modelo original – equação (20) acrescida de $a_8 \Delta GB_t$ – já incorpora as críticas de BIR. Além disso, afirmam que as próprias estimativas de BIR não são capazes de refutar o modelo consolidado.

Com relação às críticas de MS, KM ressaltam que a estimativa de MS está em nível e não em primeira diferença, o que poderia ocasionar uma regressão espúria. Outro problema com as estimativas de MS seriam suas quebras estruturais nos parâmetros encontrados.

A segunda rodada de debates teve início com o artigo de Feldstein e Elmendorf (1990) (FE). Para eles, existem duas maneiras empíricas de se comprovar a ocorrência da ER: *i)* verificar se uma redução dos impostos, mantendo os gastos do governo constantes, gera um aumento da poupança; e *ii)* verificar se um aumento nos gastos do governo, mantendo os impostos constantes, aumenta a poupança. Tendo isto em mente, mostram que as conclusões de Kormendi (1983) e KM, ambas favoráveis à ER, são uma implicação errônea da experiência durante a Segunda Guerra Mundial, quando a sociedade parecia sustentar o esforço de guerra com uma taxa de poupança elevada, ao mesmo tempo que o déficit do governo financiava um massivo aumento nos gastos com defesa. Dessa maneira, quando os anos de guerra (1941-1946) são retirados da amostra, os resultados são revertidos.

Tentando refutar os argumentos de KM, Modigliani e Sterling (1990) salientam que os resultados de KM são obtidos pelo fato de estes não incluírem a variável *imposto temporário* nas suas estimativas. Com esta nova variável, os achados de KM não se aplicam. Além disso, Modigliani e Sterling (1990) ressaltam outros dois equívocos de Kormendi (1983) e KM (1986): *i)* adotam uma especificação não eficiente (primeira diferença); e *ii)* usam uma amostra não representativa (1930-1983), pois ocorreram quebras estruturais neste período.

Na réplica a FE, Kormendi e Meguire (1990) afirmam que seus resultados não são sensíveis à exclusão dos anos da Segunda Guerra Mundial (1941-1946). Aliás, registre-se que os achados de FE podem ser considerados no mínimo estranhos, uma vez que no trabalho original de Kormendi (1983) foram estimadas duas regressões para o intervalo de 1930 a 1976, a primeira incluindo os anos de 1941 a 1946 e a segunda excluindo-os. Em ambas as regressões, obteve-se o mesmo resultado. Dessa forma, Kormendi e Meguire (1990) concluem que os resultados de FE se devem a dois erros: *i)* ignoram a disponibilidade de dados reais; e *ii)* falham em incorporar dados e definições de variáveis mais consistentes com o estado de arte atual.

Na resposta a Modigliani e Sterling (1990), Kormendi e Meguire (1990) mostram que seus resultados não se alteram com a inclusão da variável *impostos temporários*. Além disso, argumentam que os testes de estacionaridade sugerem que a regressão em nível não cointegra, o que seria um indício favorável à estimativa de KM, que adotam as variáveis em primeira diferença, ao contrário de Modigliani e Sterling (1990), que fazem a estimativa em nível.

No terceiro *round* dessa disputa, Graham (1995) (GR) critica os resultados de Kormendi (1983) e de KM (1986), alegando que as especificações adotadas nestes artigos não são suficientemente gerais para derivarem conclusões a favor da ER. Para ele, quando suposições menos restritivas são formuladas – por exemplo, retornos diferenciados para a renda do trabalho e do capital –, pode-se negar a ER, pois a insignificância estatística da dívida do governo, na equação de consumo privado, é fortemente rejeitada. Também se argumenta que, quando variáveis locais (municipais) e estaduais são excluídas, os resultados rejeitam a ER.

Respondendo aos argumentos de (GR), Kormendi e Meguire (1995) ressaltam que a separação sugerida por GR entre renda do trabalho e do capital não é isenta

de problemas, tampouco é o procedimento mais recomendável. Mais que isso, não é robusta a outras formas de decomposição. Kormendi e Meguire (1995) mostram também que os achados de GR não são representativos dos resultados que podem ser obtidos por meio de uma ampla gama de especificações alternativas, entre as quais um conjunto maior apoia a teoria da ER.

Passados alguns anos desde a última réplica, parece que o artigo de Kormendi (1983) saiu ileso das principais críticas a que foi submetido. Nestes debates, o que parece ter ficado clara foi a robustez da formulação original de Kormendi a uma enorme gama de especificações alternativas. Aumentos do tamanho da amostra, exclusão de determinados anos, testes de estacionaridade, redefinições de variáveis e formas alternativas de mensuração parecem não ter sido capazes de modificar os resultados de Kormendi (1983).[18]

A polêmica em torno do artigo de Kormendi parece ter se encerrado com o texto de Cardia (1997). Para a autora, a verificação da ER por meio do teste da função consumo produz estimativas do efeito da taxação e da dívida do governo sobre o consumo que não são robustas. Estes resultados sugerem que tal padrão de teste não é capaz de providenciar evidências conclusivas sobre a ER.

Para realçar seu ponto, Cardia (1997) constrói quatro modelos teóricos distintos. No primeiro, a oferta de trabalho é fixa – logo, um imposto sobre trabalho não distorce sua alocação – e o horizonte de tempo adotado é infinito. Dessa forma, em razão da maneira como o primeiro modelo foi construído, a ER necessariamente ocorre. No segundo, o horizonte de tempo continua infinito, mas com uma oferta de trabalho endógena, o que implica a rejeição da ER, pois neste modelo existe imposto sobre trabalho. No terceiro, o horizonte é finito e a taxação é não distorcionária. Neste caso, a autora argumenta que a ER não deveria ocorrer em virtude de o horizonte de tempo

18. Com o objetivo de se propiciar um amplo debate, somente foram citados artigos contrários aos achados de Kormendi (1983). Entretanto, Aschauer (1985), Seater e Mariano (1985) e Evans (1988a) são exemplos de artigos que não encontram evidências de que a dívida federal aumenta o consumo, ou seja, apoiam os resultados de Kormendi.

ser finito. Por fim, no quarto modelo, o horizonte de tempo é finito e a taxação é distorcionária. Assim, por construção, a ER não ocorre.

Finalizada a construção dos quatro modelos, Cardia (1997) propõe-se estimar a seguinte regressão:

$$C_t = \alpha + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 W_t + \beta_4 G_t + \beta_5 I_t + \beta_6 GB_t + u_t \quad (21)$$

em que as variáveis são as mesmas da equação (20). Entretanto, em vez de usar dados de uma economia real, a autora obtém os dados para a estimativa da regressão por meio de simulações dos modelos teóricos. Em cada modelo é feita uma simulação, que é realizada para uma amostra de 45 períodos, uma vez que, conforme ela argumenta, este é o tamanho médio das amostras usadas em testes empíricos. Isto implica que a equação (21) será estimada quatro vezes, uma para cada conjunto de dados gerados.

Cardia (1997) realiza os testes de ER com base nos parâmetros β_5 e β_6. Segundo ela, para a ocorrência da ER, deveria haver $\beta_5 = \beta_6 = 0$. Para o modelo padrão (ciclo de vida), tem-se que $\beta_5 < 0$ e $\beta_6 > 0$. Os resultados são os que seguem.

1. No modelo 1, em que a ER necessariamente deveria ocorrer:

- 21% dos experimentos rejeitam a ER;
- 61% dos experimentos aceitam a ER; e
- 18% não são conclusivos, isto é, um decréscimo nos impostos (ou um aumento da dívida do governo) gera um decréscimo no consumo.

2. No modelo 2, em que, por construção, a ER não deve ocorrer: as estimativas variam dependendo da inclusão de *I* ou *GB* ou ambas. Os resultados também dependem de as estimativas serem tomadas em nível ou em primeira diferença. De maneira geral, a ER é aceita entre 33% e 95% das simulações. Na regressão em nível sem usar *I*, isto é, sem β_5:

- 43,8% dos experimentos rejeitam a ER;
- 42,2% dos experimentos aceitam a ER; e

- 14% não são conclusivos, isto é, um aumento da dívida do governo gera um decréscimo no consumo.

3. No modelo 3, em que, por construção, a ER não deve ocorrer: a ER é rejeitada na maioria dos casos por ampla margem. Na regressão em nível sem usar *I*:

- 52,1% dos experimentos rejeitam a ER;
- 43% dos experimentos aceitam a ER; e
- 14,9 % não são conclusivos.

4. No modelo 4, em que, por construção, a ER não deve ocorrer: as estimativas variam entre 12% e 68% dos experimentos aceitando a ER. Na regressão em nível sem usar *I*:

- 49,6% dos experimentos rejeitam a ER;
- 38,2% dos experimentos aceitam a ER; e
- 12,2% não são conclusivos.

Com estes resultados, a autora sugere que o conflito sobre a ER na literatura empírica pode ser devido ao baixo desempenho dos testes estatísticos. Mais que isso, por meio dos testes não seria possível discernir entre uma boa e uma má aproximação da ER. Dessa maneira, testes da ER baseados na função consumo não permitiriam a geração de evidências conclusivas sobre a equivalência.

UMA POSSÍVEL EXPLICAÇÃO PARA A FALHA DO TESTE DA ER NA FUNÇÃO CONSUMO

O artigo de Cardia (1997) foi um divisor de águas na literatura, pois mostrou que os testes estatísticos aplicados sobre a função consumo não são capazes de replicar os resultados provenientes de séries geradas por modelos teóricos. Isto é, mesmo com dados gerados por meio de modelos que aceitam a ER (modelo 1), o teste sobre a função consumo nem sempre aceita a equivalência. De maneira similar, o teste sobre a função consumo pode aceitar a ER mesmo nas observações obtidas de simulações em modelos teóricos que, por construção, rejeitam a ER (modelos 2, 3 e 4).

Nesta parte do trabalho, tenta-se encontrar uma resposta para essa questão. Este é mais um avanço deste texto, pois o artigo de Cardia (1997) apenas mostra a pouca eficiência do teste da função consumo para comprovar a ER, mas não tece comentários sobre tal fato.

A equação (3) do artigo de Cardia (1997) é o modelo sem arrecadação de impostos (*I*). Assim, o teste de ER é realizado sobre o parâmetro β_6. Tanto para a autora, quanto para Kormendi (1983), a ER implica que β_6=0. Para aceitar a hipótese de ciclo de vida (modelo padrão), β_6>0. Caso β_6<0, a autora diz que os resultados não são conclusivos. Note-se que o teste da ER é feito sobre o impacto da dívida pública (*GB*) sobre o consumo. Caso este seja positivo, negativo ou igual a zero, opta-se pela rejeição, não conclusão ou aceitação da ER, respectivamente.

Entendendo-se que a dívida pública no período *s* (GB_s) nada mais é do que a soma dos déficits e superávits do governo do período zero até *s* corrigida pela taxa de juros, pode-se escrever:

$$GB_s = \int_0^s \left(G_t - I_t\right)(1+r)^{s-t}\, dt \tag{22}$$

De acordo com a equação (22), a dívida pública pode crescer de duas maneiras: *i)* com uma redução dos impostos (*I*); ou *ii)* com um aumento dos gastos do governo (*G*).[19] Analise-se separadamente cada um destes casos.

No primeiro caso, não existem grandes problemas. O aumento da dívida do governo se dá por uma diminuição nos impostos. Tal redução gera um aumento da renda disponível dos indivíduos que podem optar por: *i)* consumir parte deste incremento de renda, o que valida a teoria do ciclo de vida; ou *ii)* poupar todo o excedente de renda, pois este terá que ser usado para saldar compromissos com os impostos futuros, o que estaria de acordo com o predito pela teoria da equivalência ricardiana. Assim, caso o indivíduo opte por (*i*), isto implica que β_6 é positivo e a ER é rejeitada. No caso de indivíduo optar por (*ii*) e poupar o excedente, β_6 será nulo e a ER será aceita. [20]

Os problemas surgem no segundo caso, quando a dívida do governo cresce em virtude de um aumento nos seus gastos. Para Kormendi (1983), sob o modelo padrão, o setor privado ignora os gastos do governo; assim, estes não devem afetar

19. Para simplificar, supõe-se que a taxa de juros é a mesma em todo o período. Entretanto, esta suposição não é necessária à demonstração.

20. Fremling & Lott Jr. (1989), Kormendi (1983) e Barro (1976) fornecem explicações para o caso de β_6 ser negativo.

o consumo privado. Para o modelo consolidado (que aceita a ER), entende-se que os gastos do governo afetam o consumo privado de maneira negativa. Para deixar claro o ponto defendido neste trabalho, suponha-se que ocorreu um aumento nos gastos do governo, mas os impotos foram mantidos constantes, levando a um aumento da dívida pública. Se o setor privado ignorar o aumento nos gastos do governo (isto é, numa economia que rejeita a ER), tem-se que a resposta privada a um aumento na dívida pública (ocasionado justamente pelo aumento nos gastos públicos) será zero ($\beta_6=0$). No entanto, se o setor privado leva em consideração os gastos públicos (ou seja, aceita-se a ER), tem-se uma resposta negativa do setor privado a um aumento da dívida pública (ocasionada justamente pelo aumento dos gastos do governo), o que implicaria um $\beta_6<0$. Note-se, então, que quando a dívida do governo aumenta, devido a um aumento nos gastos do governo, deve haver um $\beta_6<0$ para a aceitação da equivalência ricardiana. De maneira semelhante, a rejeição da ER se dá com um $\beta_6=0$. Mas estes sinais estão em desacordo com os sinais necessários à aceitação ou rejeição da ER quando altereações na dívida pública ocorrem por motivo de alterações nos impostos.

A título de ilustração, estudem-se quatro casos de aumento da dívida pública devido a: *i)* aumento de gastos por um bem público; *ii)* aumento de gastos via melhora na qualidade de ensino; *iii)* aumento de gastos por um bem privado; e *iv)* aumento dos gastos em infraestrutura. Em qualquer um destes quatro exemplos, Kormendi (1983) argumentaria que o consumo privado não seria alterado no caso do modelo padrão, e seria reduzido no modelo consolidado (que aceita a ER).

No primeiro caso, suponha-se que o incremento da dívida do governo se deva a um aumento nos gastos com defesa nacional (nitidamente um bem público). Dessa forma, com gastos maiores, e supondo-se que a arrecadação de impostos permanecesse a mesma, a dívida do governo iria aumentar. Entretanto, parece sensato supor que, se os agentes não atentam para os gastos do governo, não haveria motivos para que alterassem seu consumo, ao passo que agentes como os previstos pelos modelos ricardianos reduziriam seu consumo para saldar uma dívida maior do governo no futuro. Isto é, neste primeiro exemplo, um aumento na dívida do governo (gerada pelo aumento nos gastos públicos) não levaria indivíduos não ricardianos a alterarem seus gastos com

consumo, mas isto implica que $\beta_6=0$. De maneira similar, pode-se concluir que, no caso de indivíduos ricardianos, o aumento na dívida do governo (gerada pelo aumento nos gastos públicos) os leva a diminuir seu consumo, isto é, $\beta_6<0$. Tais sinais de β_6 (que refletem o efeito da dívida pública sobre o consumo privado) não estão de acordo com as suposições de Cardia (1997) e de Kormendi (1983).

No segundo caso, a dívida do governo aumenta em função de gastos maiores com educação, que viabilizam uma melhoria na qualidade da escola pública. Entretanto, não parece absurdo concluir que, em decorrência de melhorias no ensino público, algumas famílias que antes matriculavam seus filhos em escolas privadas mandem-nos agora à escola pública, ou seja, tais famílias acabam reduzindo seu consumo, pouco importando se elas atentam para a dívida futura do governo ou não. Isto significa que um aumento da dívida do governo, por meio da melhoria na qualidade do ensino, pode reduzir o consumo privado. Tal redução não se daria pelo fato de os agentes se preocuparem com a dívida futura do governo, como predito pela ER, mas simplesmente porque algumas famílias passaram a julgar o ensino ofertado pela escola pública como de qualidade equivalente ao fornecido pela escola privada. Com isso, um aumento da dívida do governo (decorrente do aumento do gasto público com educação) geraria um $\beta_6<0$, pouco importando se os agentes desta economia são ou não ricardianos. Neste caso, o teste dos sinais predito por Cardia (1997) e Kormendi (1983) não parece ser capaz de captar tal sutileza.

No terceiro caso, o aumento da dívida pública decorre de um aumento nos gastos com algum bem privado. Por exemplo, suponha-se que o governo passe a ofertar uma cesta básica de produtos alimentares para todas as famílias da economia. Novamente, verifica-se uma redução no consumo privado que é independente do fato de as pessoas se preocuparem com a dívida futura do Estado. As conclusões do segundo caso se aplicam a este exemplo.

No quarto caso, há um incremento da dívida gerada por gastos governamentais em infraestrutura. Imagine-se que o governo construa uma nova estrada, com pedágio. Neste caso, os agentes podem entender que o aumento da dívida pública será compensado por

uma maior arrecadação no futuro, decorrente da cobrança de pedágio. Assim, numa sociedade inteiramente composta por indivíduos tais como os descritos pelas ideias ricardianas, estes poderiam manter seu consumo inalterado em virtude de um aumento da dívida pública, pois entenderiam que o valor do pedágio poderia ser usado para abater as dívidas decorrentes da construção da estrada, ou seja, não seriam necessários novos impostos no futuro. Mas, procedendo assim, os testes econométricos indicariam que $\beta_6=0$. Numa sociedade de não ricardianos, estes poderiam compreender que tal estrada é um aumento de sua riqueza líquida, o que os levaria a aumentar seus gastos, implicando $\beta_6>0$. Dessa forma, este é o tipo de gasto condizente com as predições de Cardia (1997) e Kormendi (1983).

MANEIRAS ALTERNATIVAS DE SE TESTAR A EQUIVALÊNCIA RICARDIANA

Na literatura econômica, foram propostas diversas formas de se testar a ER. Entretanto, todas seguem o mesmo princípio, isto é, verificam a capacidade de o governo, por meio de políticas públicas, alterar o comportamento dos agentes privados.

De acordo com os estudos de Ball e Mankiw (1995), os déficits orçamentários têm muitas implicações na economia. Entretanto, todas se originam de um único fato inicial, que é a redução da poupança doméstica gerada pela ocorrência do déficit. De acordo com os autores, o déficit (redução da poupança pública) não é totalmente compensado por um aumento da poupança privada. Assim, a poupança doméstica se reduz, ocasionando um amplo conjunto de efeitos na economia, tais como o aumento da taxa de juros e a consequente redução do estoque de capital de *steady-state*. Nesta forma concisa, Ball e Mankiw (1995) resumem o princípio dos testes de ER. Dessa forma, verificar se um déficit orçamentário reduz a poupança doméstica, aumenta a taxa de juros ou reduz o estoque de capital são procedimentos alternativos para se testar a ER.

De maneira similar ao teste da ER pela função consumo, os resultados decorrentes dessa nova gama de modelos também não são conclusivos. Novamente, vários estudos são elaborados, mas um parecer definitivo parece estar longe de ser encontrado. O objetivo desta subseção é abordar os trabalhos mais relevantes que fazem uso de metodologias alternativas para se verificar a ER.

Uma das primeiras tentativas econométricas de se comprovar a ER foi empreendida por Dwyer (1982). Para ele, caso a dívida pública federal alterasse a taxa de juros nominal, isto seria um indicativo de que a dívida pública estaria reduzindo a poupança doméstica e, consequentemente, a ER não seria verificada. Entretanto, ele não encontrou indícios desta relação. Para reforçar seu resultado, mostrou que o nível de preços também não se alterava com a dívida. Isto é, tendo em vista que nem a taxa de juros nominal, nem o nível de preços, e, por conseguinte, a inflação, eram afetados pela dívida pública, isto significaria que a taxa de juros real também não era uma função da dívida federal, ou seja, o artigo apoia a ocorrência da ER para a economia americana.

Substituindo dívida federal por déficit público, Plosser (1982; 1987) e Evans (1985; 1987) não encontram evidências de que o déficit público federal tenha aumentado a taxa de juros nominal nos Estados Unidos, fortalecendo assim os achados de Dwyer (1982).

Métodos alternativos para se verificar a ER fazendo uso da taxa de juros foram elaborados por Evans (1987; 1988b; 1989). De acordo com Evans (1987), caso o déficit esperado para o futuro afetasse a taxa de juros corrente, isto seria um indício de que os agentes estariam antecipando-se a uma política do governo e alterando seu comportamento em resposta a isto. Assim, se a expectativa de déficit afetasse a taxa de juros, a ER poderia ser rejeitada. Para a sua surpresa, nos Estados Unidos não é encontrada nenhuma relação entre estas variáveis. Segundo Evans (1988b), uma elevação da dívida federal que aumentasse a taxa de juros futura seria uma evidência de que a poupança doméstica estaria sendo reduzida em razão da dívida federal. Com isso, a ER poderia ser rejeitada. Entretanto, estudando o forte aumento da dívida federal americana durante a Segunda Guerra Mundial, ele verificou que tal incremento não foi capaz de aumentar a taxa de juros futura. Numa outra abordagem, Evans (1989) tenta relacionar a taxa de juros real com a dívida e os gastos do governo no *steady-state*. Para tanto, faz uso de uma regressão para analisar se no *steady-state* a taxa de juros real é uma função crescente da dívida e dos gastos do governo. Novamente, não são encontradas evidências desta relação.

De acordo com Ball e Mankiw (1995), outra forma de se testar a ER é o estudo da apreciação cambial. Segundo os autores, um aumento do déficit produz uma redução da poupança doméstica. Dessa forma, o déficit deve ser financiado com uma taxa de juros mais elevada, que estimula a entrada de capitais estrangeiros na economia,

fortalecendo a moeda doméstica. Evans (1986) fez este teste para os Estados Unidos ao tentar relacionar o déficit público com a taxa de câmbio do dólar, em relação a uma cesta de moedas, e concluiu que estas variáveis não se relacionam.

Uma forma criativa e inovadora de se tentar verificar a ER foi proposta por Elmendorff (1996). Sua tese é que a expectativa de aprovação de leis que determinam a redução do déficit público afeta a taxa de juros da economia. Afinal, se a expectativa da aprovação de um ajuste fiscal é capaz de alterar a taxa de juros, isto denota que a ER pode ser rejeitada. Ele estuda dois períodos que antecederam duas leis de disciplina fiscal do governo americano[21] para identificar os dias nos quais a expectativa de política fiscal claramente tornou-se mais ou menos expansionária. Também é proposta uma técnica para se verificar se nos mesmos dias a taxa de juros real aumentou ou diminuiu.[22] As principais conclusões são: *i)* expectativas de gastos do governo mais altos e aumento do déficit orçamentário aumentam a taxa de juros real; *ii)* crescimento da expectativa de gastos do governo e crescimento do déficit aumentam o valor do dólar; e *iii)* quanto mais expansionista for a política fiscal esperada, maior será a tendência de se aumentar a taxa nominal de juros, mas tal relação só é significante a 12% de significância estatística. Dessa forma, o teste proposto por Elmendorf (1996) rejeita a ER.

Quigley e Porter-Hudak (1994) tentam relacionar a taxa de juros com a variável *surpresa fiscal*. Isto é, para os autores, a taxa de juros poderia ser influenciada por uma notícia inesperada de expansão ou ajuste fiscal divulgada nos jornais. Se tal ocorresse, poderia ser rejeitada a ER. Adotando *o Wall Street Journal* como base de dados, concluem que um aumento de 1% no déficit causa um aumento de apenas 0,5 a 0,6 ponto base na taxa de juros, e que geralmente tal efeito é apenas temporário. Na realidade, este impacto poderia variar entre 0,37 e 0,87 ponto base, dependendo da interpretação adotada para *surpresa fiscal*. Mas como este efeito além de não ser expressivo é apenas temporário, este artigo não é capaz de rejeitar a ER.

21. Gramm-Rudman-Hollings Law (1985) e Budget Enforcement Act of 1990.

22. Essa técnica é baseada em alterações da taxa de juros nominal, da taxa de câmbio, do preço de *comodities* e do preço dos estoques.

Entre os artigos que testam o impacto do déficit fiscal sobre a taxa de juros, e que concluem pela rejeição da ER, pode-se destacar o estudo de Tran e Bansi (1988) para a economia americana, que sugere que um déficit excessivo do governo, em relação à poupança privada, afeta a taxa de juros de longo e médio termo. Ainda para os Estados Unidos, Tanzi (1985) salienta que a taxa de juros é positivamente influenciada por déficits fiscais e pelo nível da dívida pública. Seus resultados empíricos indicam que, se no passado os déficits fiscais dos EUA tivessem sido menores, a taxa de juros presente estaria mais baixa. Sua principal conclusão é que uma redução do déficit fiscal da ordem de 1% do PNB reduziria a taxa de juros real americana em torno de 50 pontos base (ou seja, 0,5%).

Num texto teórico, Blanchard (1985) construiu um modelo de horizonte finito, em que os agentes possuíam determinadas probabilidades de morte. Evans (1991) mostrou que este modelo seguia aproximadamente a teoria da ER. Entretanto, Faruqee, Laxton e Symansky (1997) concluíram que este resultado se devia a uma suposição, pouco realista, de que a renda do trabalho cresceria monotonicamente no ciclo de vida do consumidor. Admitindo-se uma função côncava para a renda do trabalho, os efeitos da dívida do governo sobre a taxa de juros real e sobre o estoque de capital seriam consideráveis. Deixando-se de lado os efeitos distorcivos da taxação do capital, o modelo com restrição de liquidez prediz que a taxa de juros real iria declinar em torno de 147 pontos base, se toda a dívida do governo fosse eliminada em todos os países da OCDE. O efeito sobre o produto seria de um incremento de 5,9%, com o estoque de capital aumentando em 17,78% e o consumo crescendo 3,12%.

Uma maneira mais direta de se verificar a ER foi tentada por Poterba e Summer (1987). Eles procuraram capturar o efeito do déficit diretamente sobre a taxa de poupança doméstica. Caso esta se reduzisse com o aumento do déficit, este seria um sinal contra a ER. Dessa forma, eles elaboraram um modelo com agentes de vida finita, para analisar-se a inter relação entre estas variáveis. Contudo, os resultados não são conclusivos. Nesta mesma linha de raciocínio, Eisner (1989) obtém resultados semelhantes, também não sendo capaz de concluir a favor ou contra a ocorrência da ER.

Poucos artigos têm se preocupado com a questão da ER para o Brasil. Uma exceção é o artigo de Isler e Lima (2000) que, estudando a maneira pela qual o governo reage a choques nas suas receitas ou despesas, tece algumas considerações favoráveis à ER

para a economia brasileira.[23] O trabalho de Sachsida e Teixeira (2000) também aceita a ER para o Brasil. Outro artigo que merece destaque é o de Mello Jr. e Carneiro (2000), que, fazendo um estudo de painel para os países da América Latina, conclui contra a influência dos gastos do governo sobre o consumo privado. Dessa maneira, eles concluem contra a ER.

Observa-se também que Vieira (2005), usando o modelo de consumidores restritos de Campbell e Mankiw (1989), concluíram pela não validade da ER no Brasil, o que é compatível, teoricamente, com o fato de haver uma parcela substancial de consumidores brasileiros restritos na obtenção de crédito, a exemplo do que já haviam constatado Reis, Issler, Blanco e Carvalho (1998) e Issler e Rocha (2000). Entretanto, Vieira e Cysne (2005) reconhecem que muitas informações sobre a economia brasileira, usadas em sua pesquisa, foram obtidas por projeção e que, portanto, suas conclusões podem estar comprometidas.

Na próxima subseção, será exposta uma dificuldade comum aos estudos econométricos de séries de tempo que tentam investigar a ER. Este problema se refere à ordem das defasagens que devem ser utilizadas na estimativa dos modelos.

3.2 O EFEITO DAS DEFASAGENS

Segundo Mankiw (1999), um dos debates atuais da macroeconomia está sendo travado entre economistas favoráveis e contrários à intervenção do governo com o objetivo de evitar as oscilações econômicas. A corrente favorável argumenta que, na presença de alguns choques negativos, não há motivos para o Estado não intervir, evitando uma recessão. Por seu turno, a corrente oposta argumenta que mesmo que o governo pudesse evitar uma recessão, o que não é claro, seus instrumentos de política não têm efeito imediato. Logo, o tempo necessário para que as políticas públicas surtam efeito inviabiliza sua adoção.

A lógica da discussão mencionada é o fato de na maior parte dos modelos de teoria econômica não ser explicitado o tempo necessário para que determinadas políticas

23. Outras duas exceções são os artigos de Issler e Lima (1997) e Martins (1995), que fazem breve referência à ER. O artigo de Rocha (1993) analisa os efeitos de uma reforma fiscal sobre algumas variáveis macroeconômicas.

atinjam seus objetivos. Com efeito, excetuando-se os modelos de ciclos reais (RBC) – onde a inclusão de defasagens é justificada no modelo teórico original[24] –, os modelos econômicos não são capazes de predizer o período para que determinadas variáveis surtam efeito sobre outras.

Na verificação da ER, surge novamente a questão do tempo. Torna-se fundamental determinar-se o tempo necessário para que políticas públicas afetem variáveis reais, caso isto realmente ocorra. Conforme observado, os modelos econômicos não mencionam o tamanho das defasagens que devem ser incluídas nas estimativas. Dessa forma, a escolha do número de *lags* presente nas regressões recai exclusivamente sobre critérios estatísticos.

Esse problema é tão sério na análise da ER que levou Modigliani e Sterling (1986) a rejeitarem as conclusões de Kormendi (1983),[25] argumentando que estas não possibilitavam uma sequência mais longa de defasagens, o que geraria um erro de especificação no modelo.

Na próxima subseção, será analisado outro complicador da análise de ER, qual seja, a multiplicidade de conceitos das variáveis envolvidas.

3.3 A MULTIPLICIDADE DE CONCEITOS

De acordo com a teoria da equivalência ricardiana, uma alteração dos impostos ou da dívida (ou do déficit) do governo gera uma compensação exata na poupança das famílias, não afetando o consumo nem a taxa de juros, e deixando o estoque de capital de *steady-state* da economia inalterado.

Uma forma econométrica de se testar a ER seria por meio da seguinte regressão:

$$Y_t = \alpha + \sum_{k=0}^{n} \beta_k X_{t-k} + \sum_{k=0}^{m} \gamma_k Z_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (28)$$

24. Um exemplo desse tipo de formulação pode ser encontrado em Christiano e Eichembaum (1992).

25. Seater (1993) considera esse texto um ponto de referência na literatura, pois seus resultados são amplamente favoráveis à equivalência ricardiana.

na qual Y representaria a variável que sofre o efeito das políticas públicas, tais como consumo, poupança, taxa de juros ou estoque de capital. Por sua vez, X seria uma matriz contendo variáveis que serviriam de proxy para políticas públicas – por exemplo: tributação, dívida, déficit ou gastos do governo –, e Z seria uma matriz com variáveis que se supõe afetarem Y. O subscrito t indica o tempo e $t\text{-}k$ a ordem das defasagens. O teste de ER se basearia nos β da equação (28). Dependendo de seu sinal e de sua magnitude, seriam interpretados como favoráveis ou contrários à ocorrência da ER.

Apesar de a análise dos parâmetros da equação (28) não ser complicada, o mesmo não se pode dizer da mensuração das variáveis presentes nesta equação. Comece-se a analisar o problema de medição das variáveis pela observação das que podem fazer parte do lado esquerdo de (28).

3.3.1 Problemas de mensuração das variáveis dependentes

Na equação (28), podem-se identificar três conjuntos de variáveis: *i)* variáveis que tentam fornecer alguma informação sobre o bem-estar da sociedade, e que se supõe serem influenciadas por políticas públicas; *ii)* variáveis adotadas como *proxies* para políticas públicas; e *iii)* variáveis que afetam o bem-estar da sociedade, mas não são relacionadas às políticas públicas. Nesta subseção, serão tratados os problemas metodológicos das variáveis presentes em *(i)*, ou seja, das variáveis que procuram medir de alguma maneira o bem-estar da sociedade.

Para os defensores da ER, o consumo não é afetado pela tributação. Mas, qual deve ser a *proxy* para consumo?[26] Consumo das famílias, consumo total, consumo de bens duráveis e consumo total exceto gastos com defesa são opções que já figuraram em alguns estudos. Para a economia brasileira, esta escolha ainda tem um agravante: a série de consumo no Brasil até há pouco tempo era obtida por resíduo nas contas nacionais. [27]

26. Por exemplo, Mello Jr. e Carneiro (2000) adotam o consumo privado para verificarem o efeito da persistência inflacionária sobre o consumo.

27. A partir de 2007, o IBGE adotou uma nova metodologia e a série de consumo passou a ser calculada. O IBGE retroagiu o cálculo desta nova série até 2000. Além disso, por interpolação, foram estimados dados referentes ao consumo a partir de 1995.

O problema com o uso da taxa de juros é semelhante ao problema da variável consumo. Qual taxa de juros deve ser usada? De longo ou curto prazo? Média de mercado ou a que remunera os títulos públicos? Dada a amplitude de taxas de juros presentes na economia, esta escolha não é das mais simples. Além disso, esta variável apresenta um segundo problema. Para que a ER se verifique, é necessário que a dívida do governo não afete a taxa de juros real da economia, não importando o que acontece com a taxa nominal de juros.

Porquanto nos modelos teóricos a produtividade marginal do capital é representada pela taxa de juros real, quando esta não se altera isto acarreta que o estoque de capital da economia também permanece constante. Assim, o teste de ER deve ser feito usando a taxa de juros real e não a nominal. Entretanto, a taxa de juros real somente é conhecida *ex post*. Isto origina um problema de identificação na estimação do modelo reduzido, no qual as conclusões sobre ER irão depender das suposições iniciais de alguns parâmetros. Dessa maneira, ainda não é possível verificar econometricamente o impacto de uma política que gere déficits sobre a taxa de juros real, deixando-se sem resposta a questão da ocorrência, ou não, da ER (MILLER e ROBERDS, 1992).

No que se refere à adoção do estoque de capital do lado esquerdo de (28), a principal crítica se deve ao fato de que poucos países possuem estimativas confiáveis a respeito da magnitude deste valor. Quanto à poupança, apesar de o teste de ER poder ser realizado com esta variável do lado esquerdo, poucos estudos tentam verificar a ER pelos efeitos das variáveis do lado direito de (28) sobre a poupança. [28]

A seguir, serão abordadas algumas questões metodológicas envolvendo a mensuração de variáveis que tentam servir de *proxy* para políticas públicas.

3.3.2 Problemas de mensuração das variáveis adotadas como *proxies* de políticas públicas

Por definição, a existência da ER significa que políticas públicas não são capazes de afetar nem a poupança doméstica, nem a taxa de juros real e, consequentemente, mantêm o

28. Uma exceção é o artigo de Poterba e Summers (1987).

estoque de capital da economia inalterado. Assim, um detalhe fundamental para o teste da ER se refere a quais variáveis devem servir de *proxies* para políticas públicas.

Nos estudos referentes à ER, parece ser consensual entre os pesquisadores a adoção das seguintes variáveis para representarem políticas públicas: tributação, gastos do governo e dívida (ou déficit) público (CARDIA, 1997; GRAHAM, 1995; FELDSTEIN e ELMENDORF, 1990). Analisem-se as críticas em relação à adoção de cada uma delas.

A tributação se refere ao volume de recursos arrecadados por meio de impostos. Para os keynesianos – adeptos da hipótese de que o consumo é uma função da renda disponível –, uma redução nos impostos produz um aumento da renda disponível que leva a um aumento no consumo. Para os ricardianos, este aumento na renda disponível seria inteiramente poupado, para saldar os gastos com impostos maiores no futuro.

Entretanto, algumas questões merecem esclarecimentos. A título de ilustração, suponha-se que seja criado um novo imposto na economia, mas que este tenha duração de apenas um ano. Pela teoria ricardiana, o consumo não iria alterar-se em virtude deste novo imposto. Contudo, de acordo com a teoria da renda permanente, o consumo não se altera devido a choques transitórios na renda. Assim, há duas teorias prevendo a geração do mesmo resultado. Suponha-se agora que este novo imposto seja permanente. Neste caso, a teoria da renda permanente prediria uma redução no consumo, enquanto os ricardianos insistiriam que todo ajuste se daria na poupança, deixando o consumo inalterado. Dessa forma, torna-se necessário separarem-se da arrecadação total os valores decorrentes de impostos transitórios.[29] Mas como diferenciar entre impostos permanentes e transitórios?

Note-se a complexidade da pergunta, pois para efeito da verificação da ER não importa se o governo anunciou o novo imposto (ou a nova alíquota) como permanente ou como temporário. O que deve ser levado em consideração é a percepção dos agentes quanto às intenções do governo em manter sua reputação. Com isso, ao cálculo

29. Modigliani e Sterling (1990) fazem essa distinção antes de estimarem o modelo econométrico.

do montante arrecadado com impostos devem ser somados todos os impostos que os agentes acreditam serem permanentes, independentemente de o governo tê-los anunciados como temporários.

Outra questão que merece atenção é quanto aos impostos estaduais e municipais deverem, ou não, ser levados em consideração na verificação da ER. Segundo o estudo de Graham (1995), a exclusão de impostos estaduais e municipais da amostra é capaz de alterar o resultado dos estudos econométricos acerca da ER.

As dúvidas metodológicas quanto ao uso da variável *tributação* podem, então, ser resumidas em dois grupos: *i)* impostos permanentes *versus* transitórios; e *ii)* impostos federais *versus* locais e municipais.

Uma variável comumente adotada como *proxy* para políticas públicas são os gastos do governo. Para os ricardianos, um aumento nos gastos do governo, com os impostos mantidos constantes, acarreta uma redução do consumo e aumento da poupança (FELDSTEIN e ELMENDORF, 1990). O problema com esta *proxy* é que, se na função de utilidade dos agentes, bens públicos forem substitutos em algum grau para bens privados, então toda vez que o governo aumenta seus gastos para prover a sociedade de uma quantidade maior destes bens, o consumo privado se reduz não em decorrência da ER, mas simplesmente pelo formato da função utilidade.

Para esclarecer-se o argumento citado, imagine-se que o governo decida aumentar seus gastos, destinando parte deste adicional à melhoria na qualidade da rede pública de ensino. Como consequência, os agentes podem escolher substituir escolas privadas por públicas, diminuindo seu consumo (gasto com educação) e aumentando sua poupança, exatamente como predito pela ER, mas por motivos diferentes dos esboçados pelos ricardianos. Note-se que os agentes não estão poupando mais para saldar os compromissos futuros com impostos (conforme argumentado pelos ricardianos), mas simplesmente porque estão gastando menos com a educação de seus filhos.

Explorando um pouco mais o formato da função utilidade, Koenig (1990) argumenta que ao se incluir moeda como um argumento não separável da função de utilidade da família, e ao se levar em conta a taxa de juros real, não existem evidências de que mudanças previstas nos gastos do governo afetem o consumo. Isto implica que

modelos que aceitam a ER podem ter obtido tal resultado em virtude de um erro de especificação do modelo original, caso este não tenha incluído alguma *proxy* para representar liquidez na economia.

Por fim, umas das variáveis mais usadas para representar políticas públicas é a dívida (ou o déficit) do governo. Em relação a esta variável, os problemas metodológicos se concentram na sua forma de mensuração. Devido ao fato de o déficit público não ser um conceito econômico bem definido, isso gera uma série de dificuldades (SHAVIRO, 1997). Dessa forma, de uma perspectiva teórica, o governo pode conduzir qualquer política fiscal e ainda escolher qualquer tamanho de déficit ou superávit, dependendo apenas de como escolher classificar suas receitas e seus pagamentos (AUERBACH e KOTLIKOFF, 1987).

Diversos estudos propõem metodologias diferentes para o cálculo do déficit. Déficit ajustado pela inflação, déficit relacionado a alterações da riqueza líquida do setor privado e déficit em relação aos desvios de pleno emprego são exemplos destas alterações metodológicas (EISNER, 1986; BLEJER e CHEASTY, 1991).

Uma abordagem alternativa de déficit público, que vem recebendo grande destaque na literatura econômica, é a abordagem de *déficit intergeracional*, proposta por Auerbach, Gokhale e Kotlikoff (1991). Para eles, a medida tradicional de déficit carece de princípios teóricos, o que a torna sensível a manipulações políticas, tais como a retirada de alguns itens da contabilidade do déficit (gastos militares ou com previdência, por exemplo).

Transpondo a teoria do ciclo de vida para o governo, Auerbach, Gokhale e Kotlikoff (1991) mostram que o valor presente líquido das receitas do governo (o que o governo recebe de cada geração descontada por uma taxa de desconto *r*) deve igualar o valor presente líquido dos gastos (o que o governo gasta com cada geração descontada pela mesma taxa de juros *r*) mais o valor da dívida pública. A esta nova metodologia os autores dão o nome de *déficit intergeracional*. Ressaltam, assim, o caráter geracional do déficit, isto é, afirmam que a dívida do governo será paga, resta saber por qual geração.[30]

30. Para o Brasil, a contabilidade do déficit intergeracional foi realizada por Malvar e Kotlikoff (1997). Kotlikoff e Leibfritz (1998) calcularam o déficit intergeracional para 17 países.

Outro detalhe importante se refere à inclusão, ou não, das obrigações estaduais e municipais no cômputo da dívida do governo. De acordo com Barth, Iden e Russek (1984/85), tal inclusão poderia ter influência no resultado final da regressão. Dessa forma, os problemas metodológicos da adoção da variável dívida pública se resumem em: *i)* escolher qual conceito de dívida é o mais apropriado; e *ii)* optar pela inclusão, ou não, das dívidas estaduais e municipais no cálculo da dívida.

4 CONSTRUÇÃO DE SÉRIES ECONÔMICAS SIMULADAS

4.1 INTRODUÇÃO

O sentido da palavra *simulação* neste trabalho é o de experiência ou ensaio realizado com modelos, especialmente modelos computacionais, relativos a processos ou objetos concretos que não podem ser submetidos a experimentação direta. Além disso, por simulação estocástica denota-se a arte de gerarem-se amostras aleatórias em um ambiente computacional, com o objetivo de se usarem estas amostras para a obtenção de certo resultado.

Segundo Bustos e Orgambide (1992), a palavra *arte* é apropriada, porque se faz necessária uma classe enorme de resultados, que incluem, basicamente, teoria dos números, probabilidades, processos estocásticos, estatística, ciência da computação, análise numérica, além das particularidades do problema sob consideração, para atingir-se o objetivo com o máximo de qualidade e o mínimo de custo. Devem ser geradas variáveis aleatórias porque a natureza do problema que será considerado é não determinística. Para melhor clareza, considere-se, por exemplo, o vetor de consumo do indivíduo j em determinado instante t de tempo, $c_j(t)$.

Segundo Fava (2007), de acordo com a teoria do consumidor, esse vetor resulta da maximização da função utilidade do indivíduo, sujeita à sua restrição orçamentária. Entretanto, pode-se obter $c_j(t)$ minimizando-se a função *despesa sujeita à restrição* dada pelo nível de utilidade (problema dual). Esta regularidade de comportamento é discutível, devido à natureza humana.

Desvios em relação a essa regularidade naturalmente são observados em resultados empíricos, atribuindo-se causas aleatórias a estes desvios. Por exemplo, os vetores de

consumo nos instantes t_1 e t_2 podem ser diferentes, embora os vetores de preços nestes dois instantes sejam exatamente os mesmos, em função de fatores aleatórios que estão levando o consumidor a se comportar de forma distinta da prevista por sua função utilidade.

Em outras palavras, o vetor de consumo do indivíduo j em determinado instante t de tempo, $c_j(t)$, é um vetor aleatório. Assim, cada uma de suas T componentes pode ser caracterizada por um processo estocástico. Mais precisamente, a cada $c_{ji}(t)$, $i = 1,2...,T$ está associado um espaço de probabilidades $(\Omega_{c_{ji}(t)}, \Im_{c_{ji}(t)}, P_{c_{ji}(t)})$, em que Ω é o espaço amostral (não vazio), $\Im$ é uma σ- *álgebra* de subconjuntos de Ω e P uma medida de probabilidade (ou uma função $\Im$- mensurável de peso *1*). Dessa forma, $c_{ji}(t)$ não se limita a assumir um único valor, mas pode assumir uma família de valores associados a probabilidades de ocorrência. Logo, o vetor de consumo $c_j(t)$ observado tem como componentes T realizações dos T processos estocásticos $c_{ji}(t)$.

O espaço de probabilidades do vetor de consumo $c_j(t)$ é $(\Omega, \Im, P)$, em que $\Omega = \times\Omega_{c_{ji}(t)}$ é o produto cartesiano de $\Omega_{c_{ji}(t)}$, $\Im = \otimes\Im_{c_{ji}(t)}$ é a σ-álgebra gerada pelo produto cartesiano e P é a medida produto. Requer-se ambiente computacional para a resolução do problema proposto em razão da complexidade e do volume de dados, que tornam fora de cogitação uma procura manual de solução. Ademais, definiu-se que o objetivo da simulação estocástica é produzir "certo resultado" porquanto o uso deste tipo de simulação não leva a simular o resultado, mas sim fornece resultados aproximados (se existirem) aos resultados exatos.

4.1.1 A natureza estocástica das séries simuladas

Neste trabalho, considera-se o espaço vetorial R^n munido da norma euclidiana $\|x\| = (\sum_{i=1}^{n} x_i^2)^{\frac{1}{2}}$. Como esta norma resulta do produto interno canônico de R^n, dado por

$$x'y =< x, y >= \xi_1\eta_1 + ... + \xi_n\eta_n$$

em que $x = (\xi_1,.,.,\xi_n)'$ e $y = (\eta_1,...,\eta_n)'$ são elementos de R^n, claramente, considera-se um espaço de Hilbert no qual a métrica é definida por $d(x, y) = \|x - y\|$. Neste espaço, um elemento x é ortogonal ao elemento y se $< x, y >= 0$. (KREYSZIG, 1989, p. 131).

Além disso, estão presentes todos os instrumentos necessários para estudos geométricos, como, por exemplo, o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), cujas ideias principais apresentam-se a seguir.

O método dos mínimos quadrados ordinários (OLS) tem a seguinte motivação: se *Y* informa sobre $X\beta$ e ε deve ser pequeno, na norma euclidiana, uma forma natural, ou intuitiva, de estimar β é escolher como estimativa um vetor $\hat{\beta}$ que minimize

$$SSE\,(\beta) = (\mathrm{Y} - \mathrm{X}\beta)'(\mathrm{Y} - \mathrm{X}\beta) = \left\|\varepsilon\right\|^2$$

As condições de primeira ordem para o problema de minimização conduzem ao sistema de equações normais $\mathrm{X}'\mathrm{X}\beta = X'Y$. Se *X* tiver posto completo, então $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}(X'Y)$ é o único estimador *OLS* de β.

Naturalmente, o problema de multicolinearidade aparece quando existem relações de dependência linear aproximada entre as variáveis exógenas. Estas relações, quando existem, implicam que *det* (*X'X*) seja próximo de zero. Como *det (X'X)* é igual ao produto dos autovalores da matriz *X'X*, um ou mais autovalores devem ser próximos de zero.

Esse fato numérico coloca problemas inferenciais para o estimador *OLS*, pois as variâncias estimadas podem crescer exageradamente, mascarando a significância das variáveis utilizadas no modelo e limitando a aplicabilidade e a amplitude de previsão do modelo linear ajustado.

Um indício típico de multicolinearidade é que os valores para as estatísticas *t*, associadas a cada um dos coeficientes da regressão, são não significantes, apesar de o coeficiente de determinação apresentar um valor alto (SOUZA, 1998, p. 278).

No caso deste trabalho, depara-se com esta questão, pois os choques obedecem, por construção, a um processo *AR(1)* da forma

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

em que $-1 < \rho < 1$ e $\varepsilon_t \sim \mathrm{N}(0, \sigma^2)$, isto é, o termo de erro é um ruído branco gaussiano e, consequentemente, há autocorrelação ou correlação entre integrantes de séries de observações ordenadas no tempo.

Se não se levar em consideração esse fato, a variância residual subestimará o seu verdadeiro valor e, por consequência, o valor do coeficiente de determinação será superestimado. Portanto, os habituais testes de significância, como os testes *t* e *F*, não serão mais válidos e, se aplicados, provavelmente conduzirão a conclusões equivocadas (GUJARATI, 2000, p. 386).

Sem embargo, se ρ é conhecido, o problema da autocorrelação pode ser resolvido. Como exemplo, suponha-se o modelo de regressão de duas variáveis:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$$

e suponha-se, ainda, que o termo de erro segue um processo *AR(1),* da forma

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } -1 < \rho < 1$$

Ora, no período $t-1$, tem-se:

$$Y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + u_{t-1}$$

portanto,

$$\rho Y_{t-1} = \rho\beta_1 + \rho\beta_2 X_{t-1} + \rho u_{t-1}$$

logo,

$$(Y_t - \rho Y_{t-1}) = \beta_1(1-\rho) + \beta_2(X_t - \rho X_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Tendo em vista que o termo de erro ε_t satisfaz as hipóteses habituais do OLS, pode-se aplicá-lo àsw variáveis transformadas $Y^* = Y_t - \rho Y_{t-1}$, $X^* = X_t - \rho X_{t-1}$, $\beta_1^* = \beta_1(1-\rho)$ e $\beta_2^* = \beta_2$.

Porém, nesse processo perde-se a primeira observação, porque esta não tem antecedente. Para evitar a perda, as primeiras observações de Y e X podem ser transformadas da seguinte forma: $Y_1\sqrt{1-\rho^2}$ e $X_1\sqrt{1-\rho^2}$. Esta transformação é conhecida na literatura como transformação de Prais-Winstein. Na análise que se segue, estas transformações serão usadas.

Observa-se que, quando ρ é desconhecido, pode-se lançar mão do método da primeira diferença que consiste em executar a regressão $\Delta Y_t = \beta_2 \Delta X_t + \varepsilon_t$, em que Δ é o operador de primeira diferença ou, ainda, pode-se utilizar o método iterativo de Cochrane-Orcutt.

4.2 METODOLOGIA DO EXPERIMENTO

Cardia (1997), usando o modelo de Blanchard-Yaari (1985; 1965) – descrito na subseção 3.1.1 –, realizou uma calibração e construiu modelos que reproduziram fatos estilizados da economia, produzindo resultados relevantes sobre testes econométricos com respeito

ao teorema da equivalência ricardiana. Dessa forma, serão usados a mesma calibração e os mesmos modelos definidos por Cardia (1997) com o intuito de gerar as séries que farão parte deste estudo. Mais precisamente, foram construídos quatro modelos, descritos a seguir.

No primeiro, a oferta de trabalho é constante, de modo que o imposto sobre trabalho não distorce sua alocação e, além disso, o horizonte temporal das famílias é infinito. Assim, por construção, este modelo satisfaz as hipóteses da equivalência ricardiana. No segundo modelo, embora o horizonte temporal das famílias seja infinito, a oferta de trabalho é endógena; logo, não se satisfazem as hipóteses da equivalência ricardiana. No terceiro modelo, a oferta de trabalho é constante, mas o horizonte temporal das famílias é finito; portanto, este modelo, também, não atende as hipóteses da ER. Finalmente, no quarto modelo, a oferta de trabalho não é constante, de modo que os impostos sobre o trabalho distorcem sua alocação e, além disso, o horizonte temporal das famílias é finito e, por conseguinte, não se satisfazem as hipóteses da equivalência ricardiana.

De posse desses modelos, com base no trabalho de Kormendi (1983), Cardia (1997) estimou a seguinte regressão:

$$C_t = \alpha + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 G_t + \beta_4 W_t + \beta_5 TR_t + \beta_6 B_t + u_t \qquad (4.2.1)$$

na qual C_t é o consumo das famílias, α é constante , Y_t é o produto, G_t representa os gastos do governo, W_t é a riqueza, TR_t representa o rendimento dos impostos (ou transferências), B_t é a dívida (títulos) do governo e μ_t é um termo de erro normal, de média zero e variância constante (ruído branco gaussiano).

A autora, em vez de usar dados da economia real, obteve os dados para a estimativa da regressão por meio de séries simuladas. Foi realizada simulação para cada um dos quatro modelos em amostras de 45 períodos, argumentando-se que, na época, este era o tamanho médio das amostras usadas em testes empíricos. Portanto, a equação (4.2.1) foi estimada quatro vezes, uma para cada conjunto de dados gerados. A autora realizou os testes de ER sobre os parâmetros β_5 e β_6.

Do exposto, para se testar a ocorrência da ER, será testada a hipótese de nulidade H_0: $\beta_5 = \beta_6 = 0$, contra a hipótese alternativa $H_1 : \beta_5 \neq 0$ ou $\beta_6 \neq 0$.

Os resultados obtidos por Cardia (1997), usando mil replicações dos modelos, estão na tabela 1.

TABELA 1
Resultados do experimento, segundo o modelo

Modelo / método	Consistentes com a ER	Consistentes com a não ER	Inconclusos
1/ OLS (Δ) [1]	60,5%	24,2%	15,3%
1 / OLS (C-O)[2]	35 %	35,9 %	29,1%
2 / OLS (Δ) [1]	95,1 %	3,8 %	1,2%
2 /OLS (C-O)[2]	33,8 %	49,9 %	16,3%
3/ OLS (Δ) [1]	0%	100%	0%
3/ OLS (C-O)[2]	0,0 %	99,6 %	0,4%
4/ OLS (Δ) [1]	12,4 %	80,5 %	7,1%
4/ OLS (C-O)[2]	13,5 %	78,4 %	8,1%

Fonte: Cardia (1997).
Elaboração dos autores.
Notas: [1] (Δ) = Em primeira diferença
[2] C-O = Cochrane-Orcutt
Obs.: No modelo 1, ocorre, por construção, a ER; no modelo 2, não ocorre, por construção, a ER (os impostos são distorcionários); no modelo 3, não ocorre, por construção, a ER (as famílias têm horizonte temporal finito); e no modelo 4, não ocorre, por construção, a ER (os impostos são distorcionários e as famílias têm horizonte temporal finito).

Com estes resultados, a autora sugere que o conflito sobre a ER verificado na literatura empírica da época poderia ser devido ao baixo desempenho dos testes estatísticos. Além disso, por meio dos testes não seria possível discernir entre uma boa e uma má aproximação da ER.

Dessa maneira, testes sobre o teorema de equivalência ricardiana, baseados na função consumo, não seriam capazes de gerar evidências conclusivas sobre a equivalência ricardiana. A autora relata que os resultados do experimento são os mesmos usando-se séries longas. Na próxima subseção, apresentam-se as equações do modelo que será calibrado e simulado para gerarem-se as séries.

4.3 EQUAÇÕES DO MODELO

Seguindo Cardia (1997), as equações que constituem o modelo que será calibrado e simulado são as equações de investimento (2.3.5) e (2.3.6), a equação de consumo (2.3.21), a restrição orçamentária do governo (2.3.22) e a equação da conta-corrente (2.3.25).

Ou seja, o modelo é composto das equações:

$$K_t - K_{t-1} = \frac{K_t}{\psi}(q_t - 1) \tag{2.3.5}$$

$$E_t q_{t+1} = (1+r)\left\{q_t - [Y_{K,t} + \frac{\psi}{2}(\frac{K_t - K_{t-1}}{K_t})^2 - \delta]\right\} \tag{2.3.6}$$

$$E_t c_{t+1} = \beta(1+r)c_t - \frac{(1-\beta\gamma)(1-\gamma)}{(1+\vartheta)} Ew_{t+1} \tag{2.3.21}$$

$$b_{t+1} = (1+r)[b_t - s_t N_t \tau_t - T_t + G_t] \tag{2.3.22}$$

$$f_{t+1} = (1+r)[f_t + Y_t - c_t - G_t - \psi \frac{(K_t - K_{t-1})^2}{2K_t} - I_t] \tag{2.3.25}$$

De (2.3.24), tomando-se o valor esperado, o termo $E_t w_{t+1}$ pode ser eliminado da equação (2.3.21). Por sua vez, N_t e s_t podem ser excluídos das equações usando-se as equações (2.3.12) e (2.3.4), respectivamente. Dessa forma, o modelo é constituído por cinco equações dinâmicas e um conjunto de cinco variáveis endógenas, a saber, $\{K_{t-1}, q_t, c_t, b_t, f_t\}$. Este modelo é simulado por meio do método *forward-backward* para expectativas racionais descrito por Blanchard e Khan (1980).

O conjunto de três variáveis $\{K_{t-1}, b_t, f_t\}$ é predeteminado por meio de condições iniciais, e o conjunto de duas variáveis $\{q_t, c_t\}$ livre, ou seja, são variáveis é *forward-looking*. Uma versão linearizada do modelo pode ser escrita na forma:

$$Z_t = \Omega Z_{t-1} + \nu_t \tag{3.3.1}$$

$$x_t = A_{11} x_{t-1} + A_{12} p_{t-1} + B_1 Z_{t-1} \tag{3.3.2}$$

$$p_t = F_1 x_t + F_2 Z_t \tag{3.3.3}$$

em que

$$Z_t = \begin{bmatrix} \hat{\tau}_t \\ \hat{G}_t \\ \hat{a}_t \end{bmatrix}, \; x_t = \begin{bmatrix} \hat{K}_{t-1} \\ \hat{b}_t \\ \hat{f}_t \end{bmatrix} \text{ e } p_t = \begin{bmatrix} \hat{c}_t \\ \hat{q}_t \end{bmatrix}$$

O acento circunflexo (^) sobre a variável denota os desvios do estado estacionário e no caso de $\hat{G}_t$ indica o desvio proporcional dos gastos do governo de seu estado estacionário. Esta versão pode ser reescrita na forma:

$$\Psi_0 y_t = \Psi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.3.4}$$

em que

$$y_t = \begin{bmatrix} Z_t^{'} \\ x_t^{'} \\ p_t^{'} \end{bmatrix}, \Psi_0 = \begin{bmatrix} I & 0 & 0 \\ 0 & I & 0 \\ -F_1 & -F_2 & I \end{bmatrix}, \psi_1 = \begin{bmatrix} \Omega & 0 & 0 \\ B_1 & A_{11} & A_{12} \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \text{ e } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \nu_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Assim, sendo L o operador de diferença, tem-se:

$$(\Psi_0 - \Psi_1 L) y_t = \varepsilon_t \Rightarrow (I - \Psi_0^{-1}\Psi_1 L) y_t = \Psi_0^{-1}\varepsilon_t \Rightarrow y_t = (I - \Psi_0^{-1}\Psi_1 L)^{-1}\Psi_0^{-1}\varepsilon_t$$

logo,

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\Psi_o^{-1}\Psi_1\right)\Psi_0^{-1}\varepsilon_{t-i}$$

Supõe-se que todas as matrizes inversas existam. Na próxima subseção, procede-se à calibração do modelo.

4.4 CALIBRAÇÃO DO MODELO

Naturalmente, nas simulações, as variáveis foram *log*-linearizadas, com aproximação de Taylor de primeira ordem, em relação ao estado estacionário, de modo similar ao realizado no modelo RBC básico apresentado. Os valores dos parâmetros utilizados para as simulações numéricas estão descritos na tabela 2.

Tal como em Prescott (1986), foi usada uma taxa de depreciação anual δ igual a 10%, uma participação do trabalho $1-\phi$ igual a 0.64 e uma taxa anual de juros real de 4%. O parâmetro de custo de ajustamento foi fixado em 0.5, para reproduzir a volatilidade observada na série real de investimentos. O parâmetro η descreve, pela equação (2.3.23), a velocidade com que a dívida do governo afeta os impostos e foi fixado em 0.08. Quatro diferentes casos (modelos) foram considerados.

No caso 1, por construção, a equivalência ricardiana está estabelecida, uma vez que a oferta de trabalho está fixada e, portanto, os impostos decorrentes do trabalho atuam como se fossem impostos *lump-sum*. Além disso, um horizonte temporal das famílias infinito é aproximado, atribuindo-se a γ um valor próximo de *1* e, ainda, conferindo-se a β um valor tal que $(1-\beta)/\beta$ é igual à taxa de juros, aproximadamente.

No caso 2, não é válida a ER, por conta da presença de impostos distorcionários. Nesse caso, o horizonte temporal das famílias é infinito, pois se manteve o valor de γ, mas a oferta de trabalho é endógena. O peso do lazer na função de utilidade foi adotado próximo de *2*, como em Prescott (1986).

No caso 3, a equivalência ricardiana falha porque o horizonte dos agentes é finito. A taxa de oferta de trabalho é determinada, mas adotou-se $\gamma = 0{,}986$, o que corresponde a uma expectativa de vida de, aproximadamente, 70 anos, e, portanto, o horizonte temporal das famílias é finito.

No caso 4, a equivalência ricardiana não se verifica por duas razões: o horizonte dos agentes é finito e os impostos são distorcionários. Atribuiu-se que $\gamma = 0{,}986$ e $\beta = 0{,}9628$. O peso do lazer adotado na função de utilidade foi, novamente, próximo de *2*.

Para o processo estocástico, $Z_{t+1} = \Omega Z_t + \nu_{t+1}$ adotou-se:

$$\Omega = \begin{bmatrix} 0{,}95 & 0 & 0 \\ 0 & 0{,}95 & 0 \\ 0 & 0 & 0{,}95 \end{bmatrix} \text{ e } \Sigma = \begin{bmatrix} 0{,}00695^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0{,}01159^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0{,}00763^2 \end{bmatrix}$$

em que

$$\Sigma = Evv' \text{ e } Z_t = (\hat{\tau}_t, \hat{G}_t, \hat{a}_t)'.$$

Na tabela 2 são apresentados os valores dos parâmetros, segundo o caso (modelo).

TABELA 2
Valores dos parâmetros do modelo

Participação do capital (ϕ)				0,36
Custo de ajustamento do investimento (ψ)				0,50
Taxa real de juros (r)				0,04
Condição não Ponzi (η)				0.08
Estado estacionário da taxa de impostos do trabalho (τ)				0,23
Taxa anual de depreciação (δ)				0,10
	Valores específicos de cada caso			
	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Probabilidade de sobrevivência (γ)	0,999992	0,999992	0,986	0,986
Peso do lazer na função de utilidade (ϑ)	0	2,10920	0	2,10821
Fator de desconto subjetivo (β)	0,96154012	0,9615390	0,9652	0,9628

Fonte: Cardia (1997).

Na próxima subseção procede-se à simulação do modelo.

4.5 SIMULAÇÃO DO MODELO

4.5.1 Testes de geradores

A qualidade das séries geradas pelas simulações dos modelos está intimamente ligada ao gerador de números pseudoaleatórios utilizado. É razoável saber o desempenho do gerador em uso, a respeito de alguns testes, e descobrir em que medida este desempenho pode afetar os resultados finais do trabalho.

Segundo Marsaglia (1985), do ponto de vista prático, pode-se restringir a análise aos testes clássicos como, por exemplo, o teste de χ^2 ou o teste de Kolmogorov-Smirrnov, aplicáveis pelo menos à distribuição uniforme.

4.5.2 Simulação

Para a simulação das séries dos quatro modelos, foram usados os ambientes computacionais determinados pela versão 7 do *software* Matlab© e a versão 3.1 do *software* Dynare©, desenvolvido por Collard e Juillard (2003). Para outros exemplos de aplicações recentes do *software* Dynare©, remete-se o leitor a Sargent *et al.* (2007).

Foram geradas mil replicações do modelo, com 45 períodos de observação para cada choque aplicado em cada um dos quatro modelos. Para obter-se precisão, usou-se a força bruta de um processo de Monte Carlo.

A tabela 3 descreve os valores das variáveis, encontrados no estado estacionário (*steady-state*), segundo o caso (modelo) considerado.

TABELA 3
Valores das variáveis, no estado estacionário segundo o caso

	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
Produto, Y	1.712	0.514	1.712	0.514
Consumo, c/Y	0.544	0.545	0.542	0.545
Capital, K/Y	2.6	2.6	2.6	2.6
Riqueza, w/Y	3.048	3.071	3.010	3.091
Ativos estrangeiros, f/Y	0.098	0.122	0.061	0.145
Débitos do governo, b/Y	0.35	0.35	0.35	0.35
Horas trabalhadas, N	1.0	0.3	1.0	0.3
Rendimentos dos impostos, $(T+\tau Y_N N)/$	0.213	0.213	0.213	0.213
Gastos fiscais, G/Y	0.20	0.20	0.20	0.20

Elaboração dos autores.

Dessa forma, os resultados no estado estacionário obtidos para as séries simuladas estão muito próximos dos relatados por Cardia (1997), que, por sua vez, estavam muito próximos dos resultados usados nas simulações empíricas, no período considerado pela autora. Simulações neste trabalho reproduzem os fatos estilizados relatados em King *et al*. (1988), Backus *et al*. (1993) e Cardia (1997).

A próxima seção faz uso das séries simuladas para propor e testar um método alternativo para a verificação da ER.

5 UM TESTE ALTERNATIVO PARA A VERIFICAÇÃO DA EQUIVALÊNCIA RICARDIANA

Os trabalhos citados ao longo deste texto ilustram o grande volume de pesquisas dedicadas ao tema da ER. Entretanto, parece que os artigos empíricos tentam verificar a ER por meio de um simples teste sobre o valor do parâmetro β. O que se altera, de estudo para estudo, é a forma como as variáveis são medidas, o período que deve ser excluído da amostra ou não etc. Mas a ideia básica é sempre verificar o sinal de β, e a partir dele concluir a favor ou contra a ocorrência da ER.

O objetivo desta seção é mostrar a inadequação desse tipo de teste para se comprovar a ER. Três críticas importantes merecem ser destacadas quanto ao procedimento tradicional para se testar a ER. Primeiramente, na grande maioria dos trabalhos, as regressões estimadas fazem uso de modelos uniequacionais. Isto quer dizer que, na estimação de cada modelo, existe uma hipótese implícita de que as variáveis adotadas do lado direito da equação são realmente exógenas, isto é, as informações adicionais provenientes da modelagem destas variáveis não melhoram as estimativas do modelo original. Em termos estatísticos, os modelos marginais não disponibilizam informações suficientemente significativas para alterarem o modelo condicional.

De acordo com o parágrafo anterior, os artigos que testam a ER, por meio de modelos de uma equação, deveriam comprovar uma propriedade estatística conhecida como exogeneidade fraca. Satisfeita esta característica, permite-se a estimativa correta, mas, na ausência dela, e adotando-se apenas *uma* equação, ocorre o que é conhecido como viés de endogeneidade. Tal problema torna viesada a variância do modelo, impedindo a inferência sobre o valor dos coeficientes, o que dificulta qualquer conclusão a respeito da ER com base no valor do parâmetro encontrado.

A segunda crítica se refere à presença de quebras estruturais ao longo das observações. As variáveis *dívida pública*, *gastos do governo*, *consumo privado* e *poupança doméstica*, comumente adotadas no teste de ER, são suscetíveis a várias formas de choques, que podem perfeitamente modificar o comportamento destas variáveis. Isto provoca uma mudança do parâmetro estimado ao longo da série e, consequentemente, uma inadequação do seu uso para inferir a respeito da ER. Afinal, na presença de "quebras" o valor do coeficiente não é mais constante ao longo do tempo. Dessa forma, é necessário que os textos econométricos que estudam a ER levem em conta esta possibilidade, o que nem sempre acontece.

Por fim, a terceira crítica concerne à interpretação do parâmetro β como representativo, ou não, da ER. Na opinião deste estudo, o valor de β apenas indica uma relação entre as variáveis e não pode ser tomado como indicativo da ER. Esta crítica praticamente inviabiliza os testes de ER baseados no valor do parâmetro. Assim, é natural que este trabalho se detenha com maior atenção a esta crítica.

Para confirmar o ponto defendido neste estudo, volte-se à questão básica, ou seja, o que é ER? Para responder a esta pergunta, será adotada a interpretação de ER sugerida por Barro (1974), que resgatou esta polêmica e a lançou nos moldes como é discutida nos dias atuais. De acordo com ele, a ER significa que o consumo das famílias não é afetado pela maneira como o governo financia seus gastos, se por impostos ou por emissão de títulos públicos. Ou seja, quando, por algum motivo, o governo deseja financiar uma parcela maior de seus dispêndios por meio de dívida, reduzindo os impostos, esta alteração se traduz num aumento equivalente da poupança privada, mantendo-se o consumo, a taxa de juros e o estoque de capital da economia inalterados.

Perceba-se que, na mencionada definição, nada consta sobre o valor que os parâmetros estimados devem assumir nas regressões. Em momento algum é dito que o impacto da dívida sobre a poupança é zero. O que se afirma é que alterações na composição do financiamento dos gastos do governo não alteram a demanda agregada da economia.

Para Barro (1974), a maneira como o governo financia seus gastos – por meio de impostos ou de emissão de dívida – não tem impacto sobre o consumo das famílias. Isto é, alterações na composição do financiamento do governo não afetam o comportamento dos agentes. Mas, entendendo-se que o conjunto de estratégias por meio das quais o governo

decide financiar suas atividades pode ser chamada de política fiscal, tem-se que esta definição é o contrário da crítica de Lucas.[31] Assim, para Barro (1974), a ER pressupõe que mudanças na política fiscal não modificam o comportamento dos agentes, ao passo que Lucas (1976) afirma justamente o contrário. Desta forma, parece que existe uma maneira intuitiva de se testar a ER. Aceitando-se a crítica de Lucas, rejeita-se a ER e vice-versa.

A vantagem dessa metodologia é que, ao contrário do teste da ER, a crítica de Lucas está associada a um procedimento econométrico, qual seja, o teste de superexogeneidade.[32] Com isso, há uma maneira indireta de se verificar a ER. Tendo em mente que a aceitação da superexogeneidade significa a rejeição da crítica de Lucas – e, consequentemente, a aceitação da ER –, basta realizar-se o teste de superexogeneidade. Aceitando-se superexogeneidade, aceita-se a ER, e vice-versa.

De acordo com a teoria da equivalência ricardiana, se os agentes percebem que os títulos públicos (dívida do governo) são riqueza líquida, então um aumento destes tem como consequência uma redução da poupança doméstica da economia (BARRO, 1974). Esta redução leva a um aumento na taxa de juros e reduz o estoque de capital (BALL e MANKIW, 1995). Assim, uma possível maneira de se constatar a ocorrência da ER seria verificar se um aumento do estoque da dívida pública provoca uma redução no estoque de capital ou uma redução na poupança doméstica.

Para se realizar o teste de ER, pode-se utilizar como variável dependente o estoque de capital ou a poupança doméstica. Como variável independente, representativa de políticas públicas, tanto Barro (1974) quanto Ball e Mankiw (1995) sugerem a adoção da dívida pública.

Do ponto de vista estatístico, a ideia de superexogeneidade implica a aceitação de exogeneidade fraca e de invariância estrutural dos parâmetros. A subseção seguinte discorre sobre exogeneidade fraca.

31. Para Lucas (1976), na presença de agentes racionais, uma mudança de política econômica levaria necessariamente a um reordenamento das expectativas, gerando uma alteração no comportamento dos indivíduos.

32. Este teste, que mostrava as condições sob as quais a crítica de Lucas não se aplicava, foi inicialmente proposto por Davidson, Hendry, Srba e Yeo (1978).

5.1 VERIFICANDO EXOGENEIDADE FRACA

A importância de se verificar exogeneidade fraca decorre do viés de endogeneidade, ou seja, do risco de se supor que uma variável é exógena ao modelo quando na verdade ela não o é. A consequência deste equívoco é que, em modelos uniequacionais, quando se admite erroneamente que as variáveis do lado direito são exógenas, a estimação por somente uma equação não é eficiente, e faz-se necessário melhorar a equação por meio de um sistema de equações. Em termos estatísticos, diz-se que se:

$$Y = X\beta + \varepsilon \tag{5.1}$$

em que ε é o erro; ao estimar-se essa regressão por mínimos quadrados ordinários, tem-se que:

$$\beta = (X'X)^{-1} X'Y$$

Tomando-se a esperança matemática de ambos os lados, tem-se:

$$\begin{aligned} E[\beta] &= E\left[(X'X)^{-1} X'Y\right] \\ E[\beta] &= E\left[(X'X)^{-1} X'(X\beta + \varepsilon)\right] \\ E[\beta] &= E\left[(X'X)^{-1} X'X\beta + (X'X)^{-1} X'\varepsilon\right] \\ E[\beta] &= (X'X)^{-1} X'XE[\beta] + (X'X)^{-1} E[X'\varepsilon] \end{aligned} \tag{5.2}$$

Desse modo, o primeiro termo do lado direito torna-se E[β]. Assim, para que o estimador de mínimos quadrados ordinários seja não viesado, o segundo termo do lado direito da equação (5.2) deve ser igual a zero. Mas, para que isto ocorra, *X* deve ser não correlacionado com o erro da equação (5.1). No entanto, suponha-se que *X* pode ser descrito por um processo na forma:

$$X = Z\gamma + \upsilon \tag{5.3}$$

em que υ é o erro.

Substituindo (5.3) em (5.2), tem-se que:

$$\begin{aligned} E[\beta] &= \beta + (X'X)^{-1} E[(Z\gamma + \upsilon)'\varepsilon] \\ E[\beta] &= \beta + (X'X)^{-1} E[\gamma'Z\varepsilon + \upsilon'\varepsilon] \\ E[\beta] &= \beta + (X'X)^{-1} \gamma' E[Z\varepsilon] + (X'X)^{-1} E[\upsilon'\varepsilon] \end{aligned} \tag{5.4}$$

Com isso, para que β seja não viesado, o segundo e o terceiro termo do lado direito da equação (5.4) devem ser iguais a zero. Supondo que Z e ε sejam não correlacionados, tem-se que:

$$\mathrm{E}[Z\varepsilon] = 0$$

Assim, para que β seja não viesado, basta que υ seja não correlacionado com ε, ou seja, que os erros das equações (5.1) e (5.3) sejam independentes. Em outras palavras, a equação marginal para X – equação (5.3) – não pode acrescentar informações que afetem o erro da equação condicional para Y – equação (5.1). Logo, se a equação marginal para X não acrescentar informações na equação condicional para Y, diz-se que X é fracamente exógena em relação a Y. Tendo-se satisfeito a exigência de exogeneidade fraca, torna-se válida a estimação de Y por um sistema de uma única equação. Caso contrário, a estimação gera estimadores viesados para Y. Tal problema é conhecido como viés de endogeneidade.

A próxima subseção define com mais rigor metodológico as definições de exogeneidade fraca, exogeneidade forte e superexogeneidade. Para explicarem-se alguns conceitos de exogeneidade, serão seguidos os trabalhos de Engle, Hendry e Richard (1983) e fixadas algumas notações, com o intuito de propiciar maior clareza à exposição.

5.2 NOTAÇÕES E DEFINIÇÕES BÁSICAS

- Vetor aleatório ou variável aleatória *n-dimensional* é um vetor $X = [X_1,...,X_n]'$ cujas componentes são variáveis aleatórias, definidas em um mesmo espaço de probabilidade $(\Omega, \Im, P)$.
- A função de distribuição $F = F_X = F_{(x_1,...,x_n)} = F(x_1,...,x_n)$ de um vetor aleatório é $F(X) = F(x_1,...,x_n) = P(X_1 \leq x_1,...,X_n \leq x_n)$. A função F é, também, chamada de *função de distribuição conjunta* das variáveis aleatórias $X_1,...,X_n$.

Nessa definição, o evento $[X_1 \leq x_1,...,X_n \leq x_n]$ é por definição $\bigcap_{i=1}^{n}[X_i \leq x_i]$. Tendo em vista que, para todo $i = 1,...,n$, $[X_i \leq x_i] \in \Im$ – pois X_i é uma variável aleatória definida em $(\Omega, \Im, P)$ –, a função F está bem definida.

- O vetor $\mu = E(X)$ é chamado de vetor de médias do vetor aleatório X, sendo $E(X) = [E(X_1),...,E(X_n)]' = [\mu_1,...,\mu_n]'$, em que $\mu_i = E(X_i) = \int_{\Omega} X_i dP$ denota a média ou esperança da variável aleatória X_i, $i = 1,...,n$ e, ainda, no lado direito da última igualdade, há uma integral, com relação à medida de probabilidade P. As referências deste tema neste trabalho são Chung (2000), Billingsley (1995) e Leon-Garcia (1994).

- A covariância entre os valores da $i_ésima$ e $j_ésima$ variáveis componentes do vetor X é definida por $Cov(X_i, X_j) = \sigma_{ij} = E[(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j)]$. Quando $i = j$, tem-se a variância da variável X_i, $i = 1,...,n$, denotada por $Var(X_i) = \sigma_{ii} = \sigma_i^2$.

- A matriz de covariâncias do vetor aleatório X é denotada por $Cov(X) = \Sigma_{n\times n} = [Cov(X_i, X_j)]_{n\times n}$.

- O coeficiente de correlação entre as $i_ésima$ e $j_ésima$ variáveis do vetor X é definida por $\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sqrt{\sigma_{ii}\sigma_{jj}}} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j}$.

- A matriz de correlação do vetor aleatório X é a matriz $P_{n\times n} = [\rho_{ij}]_{n\times n}$.

Naturalmente, numa pesquisa empírica, as matrizes de covariâncias e de correlação teórica precisam ser estimadas por meio de dados amostrais.

5.3. NOÇÕES DE EXOGENEIDADE FRACA E FORTE

Suponha-se uma amostra de tamanho *t*, em que, para cada elemento da amostra, se tenham observado os valores das *n* variáveis de interesse, ou seja, há *t* vetores aleatórios independentes e identicamente distribuídos da seguinte forma: $z_1 = [z_{11}, z_{21},..., z_{n1}]'$,..., $z_t = [z_{t1}, z_{t2},..., z_{tn}]'$, $t = 1,...,T$. O primeiro índice indica a variável e o segundo, o elemento amostral.

É usual alocar os valores dos elementos amostrais em uma matriz $t \times n$, denotada por $Z_t^1 = (z_1,..., z_t)$, chamada matriz de dados.

Denotando a matriz de condições iniciais por Z_0, a informação disponível no período *t* será denotada por $Z_{t-1} = \begin{pmatrix} Z_0 \\ Z_{t-1}^1 \end{pmatrix}$.

Considerando-se a partição do vetor z_t na forma $z_t = \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix}$, em que $y_t \in R^u$

e $x_t \in R^v$, com $u+v=n$ se $n \geq 1$, obtêm-se as partições das matrizes de dados na forma $Z_0 = [Y_o X_0]$, $Z_t^1 = [Y_t^1 X_t^1]$ e $Z_t = [Y_t X_t]$. Consequentemente, a fatoração da função densidade conjunta condicional na forma $D(Z_T^1 \mid Z_0, \theta) = \prod_{t=1}^{T} D(z_t \mid Z_{t-1}, \theta)$ será admissível.

Suponham-se as duas hipóteses seguintes:

1. O vetor z_t, condicionado em Z_{t-1}, é normalmente distribuído com média μ_t e matriz de covariâncias Σ constante, isto é:

$$z_t \mid Z_{t-1} \sim N(\mu_t, \Sigma) \tag{4.1.1}$$

2. A esperança condicional μ_t é uma função linear de Z_{t-1}, isto é:

$$\mu_t = \sum_{i=1}^{t} \pi(i) z_{t-i} \tag{4.1.2}$$

em que $\{\pi(i) : i = 1,...,t\}$ e Σ são funções do vetor de parâmetros desconhecidos $\theta \in \Theta$.

Admita-se, ainda, um conjunto de $g \leq n$ relações comportamentais da forma

$$B\mu_t + \sum_{i=1}^{t} C(i) z_{t-i} = 0 \tag{4.1.3}$$

em que B e $\{C(i) : i = 1,...,t\}$ são matrizes de ordem $g \times n$, funções de θ e de modo que o posto de B seja igual a g.

Proposição 4.1.1: Com as notações fixadas anteriormente, para todo $\theta \in \Theta$, tem-se:

$$B\pi(i) + C(i) \equiv 0$$

Prova:

De (4.1.2) e (4.1.3) segue que para todo $\theta \in \Theta$:

$$B\sum_{i=1}^{t} \pi(i) z_{t-i} + \sum_{i=1}^{t} C(i) z_{t-i} = 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^{t} [B\pi(i) + C(i)] z_{t-1} = 0 \Rightarrow B\pi(i) + C(i) \equiv 0.$$

O que estabelece a proposição 4.1.1.

Suponha-se que um processo gerador das T observações seja contínuo. Sua função densidade condicional conjunta será denotada por $D(Z_T^1 \mid Z_0, \theta)$, em que $\theta \in \Theta$ é um vetor de parâmetros desconhecidos. A função de máxima verossimilhança de θ será denotada por $L(\theta \mid Z_T^1, Z_0)$.

Koopmans e Reiersol (1950) estabeleceram a questão seguinte: dada uma fatoração de um modelo conjunto em sua parte condicional, na qual se agrupam as variáveis endógenas, e em sua parte marginal, na qual se agrupam as variáveis exógenas, quais são as condições que devem ser satisfeitas para que se possam estimar os parâmetros do modelo conjunto, apropriadamente, concentrando-se somente no modelo condicional? Isto é, quando se pode desconsiderar o modelo marginal, para fins de estimação, sem perda de informação relevante?

A resposta a esta questão está no conceito de exogeneidade fraca que será apresentada, por meio da definição 4.1.4.

Definição 4.1.2: Sejam Λ_1 e Λ_2 espaços paramétricos tais que $(\lambda_1, \lambda_2) \in \Lambda_1 \times \Lambda_2$. Diz-se que λ_1 e λ_2 são de variação livre se o espaço paramétrico Λ_1 não for função do parâmetro λ_2 e o espaço paramétrico Λ_2 não for função do parâmetro λ_1, ou seja, quando o conhecimento a respeito de um parâmetro não for capaz de adicionar nenhuma informação a respeito dos possíveis valores do outro parâmetro.

Definição 4.1.3: Diz-se que $[(y_t \mid x_t; \lambda_1), (x_t; \lambda_2)]$ opera um corte sequencial sobre a densidade $D(z_t \mid Z_{t-1}, \lambda)$ se

$$D(z_t \mid Z_{t-1}, \lambda) = D(y_t \mid x_t, Z_{t-1}, \lambda_1) D(x_t \mid Z_{t-1}, \lambda_2) \tag{4.1.4}$$

em que λ_1 e λ_2 são de variação livre.

Definição 4.1.4: Diz-se que x_t é exógena fraca para o conjunto de parâmetros de interesse ψ se existir uma reparametrização para $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ tal que:

a) ψ seja função somente de λ_1; e

b) $[(y_t \mid x_t; \lambda_1), (x_t; \lambda_2)]$ opera um corte sequencial sobre a densidade $D(z_t \mid Z_{t-1}, \lambda)$.

Comentários:

1. Os parâmetros de interesse são definidos por meio de uma função $f : \Theta \to \Psi$, tal que $f(\theta) = \psi$.
2. Sendo $h : \Theta \to \Lambda$, tal que $h(\theta) = \lambda$, uma parametrização inversível, e considerando-se uma partição de $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ e de $\Lambda = (\Lambda_1, \Lambda_2)$, o ponto crucial na definição de exogeneidade fraca é se existe uma função $j : \Lambda_1 \to \Psi$ tal que $j(\lambda_1) = \psi$, de modo que, para todo $\lambda \in \Lambda$, tenha-se $j(\lambda_1) = f[h^{-1}(\lambda)] = \psi$. Caso exista, λ_2 é chamado de parâmetro de perturbação.
3. Se a condição (*b*) da definição (4.1.4) for admissível, os dois termos da equação (4.1.4) podem ser tratados de forma independente.

   Além disso, se a condição (*a*) for satisfeita, então todas as informações amostrais relevantes, com relação aos parâmetros de interesse ψ, podem ser obtidas a partir da distribuição $D(y_t \mid x_t, Z_{t-1}, \lambda_1) D(x_t \mid Z_{t-1}, \lambda_2)$.

4. Do comentário (3) depreende-se que, se na pesquisa há interesse em realizarem-se inferências condicionalmente em x_t, sem que se percam informações amostrais relevantes, a hipótese de exogeneidade fraca fornece uma condição suficiente para isto. A distribuição marginal $D(x_t \mid Z_{t-1}, \lambda_2)$não precisa ser especificada, o que não significa que se possam separar as duas distribuições.

Embora neste trabalho não se use a noção de exogeneidade forte, apresenta-se uma definição possível.

Definição 4.1.5: Diz-se que x_t é exógena forte para ψ se:

a) x_t for exógena fraca para ψ; e

b) y não *causa* x (segundo o teste proposto por Granger).

Comentários:

1. Diz-se que Y_{t-1}^1 não causa x_t, no sentido de Granger, com relação a Z_{t-1}, se

$$D(x_t \mid Z_{t-1}, \theta) = D(x_t \mid X_{t-1}, Y_0, \theta)$$

Como é usual, diz-se que y não *causa* x (na acepção grangeriana) quando não houver problema de ambiguidade nesta notação.

2. Se x_t é exógena forte para ψ, então é admissível a fatoração seguinte:

$$\prod_{t=1}^{T} D(z_t \mid Z_{t-1}, \theta) = (\prod_{t=1}^{T} D(y_t \mid x_t, Z_{t-1}, \theta_1)(\prod_{t=1}^{T} D(x_t \mid X_{t-1}, Y_0, \theta_2)$$

Prova: Imediata, a partir da definição 4.1.5 e comentário (1).

5.4 CONCEITO DE SUPEREXOGENEIDADE

Definição 4.1.6: Um parâmetro é invariante para uma classe de intervenções se permanecer constante sob estas intervenções. Um modelo é invariante para tais intervenções se todos os seus parâmetros forem invariantes.

Definição 4.1.7: Diz-se que x_t é superexógena para ψ se:

a) x_t for exógena fraca para ψ; e

b) os parâmetros do modelo condicional λ_1 forem invariantes à classe de intervenções que afetam λ_2.

Comentários:

1. Uma variável é superexógena com relação à classe especificada de intervenções. Nada se pode afirmar, a *priori*, para intervenções fora desta classe.
2. O conceito de superexogeneidade garante condições nas quais é apropriada a análise contrafatual (ou simulações de políticas), porque se a variável condicionante é superexógena, qualquer alteração em sua distribuição (por exemplo, em razão de uma intervenção do governo) não terá efeito sobre o submodelo condicional e, portanto, os efeitos sobre as variáveis endógenas podem ser estudados.
3. Uma maneira de se testar a crítica de Lucas (1976) é realizar testes de superexogeneidade.

De maneira mais direta, pode-se dizer que a superexogeneidade permite a um modelo econométrico escapar da crítica de Lucas.[33] Lucas (1976) argumentou que, sob a hipótese de expectativas racionais, os modelos econométricos não poderiam ser utilizados com fins de formulação de políticas econômicas, pois uma vez mudado o parâmetro de política os agentes se readequariam à nova realidade, alterando seu comportamento e, consequentemente, alterando os parâmetros antes encontrados pelos modelos econométricos.

Num artigo sobre o comportamento da função consumo no Reino Unido, Davidson, Hendry, Srba e Yeo (1978) mostraram condições sob as quais a crítica de Lucas não se aplicava. Dessa forma, se a variável *dívida pública* for superexógena aos modelos (1) e (4), estes poderão ser usados para formulação de políticas econômicas.

Neste texto, argumenta-se que a superexogeneidade, além de ter seu uso tradicional, é uma propriedade útil para se inferir sobre ER. Assim, caso se aceite que a variável *dívida pública* seja superexógena na equação para poupança doméstica (ou estoque de capital), tem-se que alterações de políticas não são capazes de alterar o comportamento dos agentes, ou seja, aceita-se a ER. Apenas para deixar mais claro, lembre-se que os requisitos básicos para uma variável ser superexógena são: *i)* exogeneidade fraca; e *ii)* invariância estrutural. Apresenta-se o teste de superexogeneidade proposto por Engle e Hendry (1993), usado neste trabalho para inferir sobre a ER.

5.4.1 Teste de superexogeneidade de Engle e Hendry (1993)

A principal referência desta subseção é o artigo de Engle e Hendry (1993). Considere-se a partição do vetor z_t na forma $z_t = \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix}$, em que $y_t \in R^u$ e $x_t \in R^v$, com $u + v = n$ se $n \geq 1$, e suponha-se que a distribuição conjunta das variáveis (y_t, x_t) condicionadas ao passado das próprias variáveis e de outras variáveis que não estão em x_t, que serão denotadas por w_t, seja uma distribuição normal

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} | Z_t \sim N(\mu_t, \Sigma_t)$$

33. Uma discussão acerca da relevância empírica da crítica de Lucas pode ser encontrada em Ericson e Irons (1995).

em que $Z_t = (Y_{t-1}^1, X_{t-1}^1, W_{t-1}^1)$, $\mu_t = \begin{pmatrix} \mu_t^y \\ \mu_t^x \end{pmatrix}$ e $\Sigma_t = \begin{pmatrix} \sigma_t^{yy} & \sigma_t^{yx} \\ \sigma_t^{xy} & \sigma_t^{xx} \end{pmatrix}$.

Desse modelo conjunto, obtém-se o seguinte modelo condicional:

$$y_t \mid x_t, Z_t \sim N(\delta_t(x_t - \mu_t^x) + \mu_t^y, w_t)$$

em que $\delta_t = \dfrac{\sigma_t^{yx}}{\sigma_t^{xx}}$ e $w_t = \sigma_t^{yx} - \dfrac{(\sigma_t^{yx})^2}{\sigma_t^{xx}}$.

Seja $\Im_t$ uma classe de eventos e consideremos a relação teórica dada por

$$\mu_t^y = \beta(\Im_t)\mu_t^x + w_t'\gamma$$

em que β e γ são os parâmetros de interesse. Então, substituindo-se na relação anterior, tem-se:

$$y_t \mid x_t, Z_t \sim N\{\beta(\Im_{tt}) + w_t'\gamma + [\delta_t - \beta(\Im_t)(x_t - \mu_t^x), w_t'\}$$

Assim, para que β e γ possam ser estimados, de modo que não se percam informações relevantes, são necessárias as seguintes condições:

1. Exogeneidade fraca de x_t em relação aos parâmetros de interesse $\{\beta, \gamma\}$, que significa que os parâmetros do modelo marginal (μ_t^x, σ_t^{xx}) não constam no modelo condicional. Logo, uma condição necessária para a exogeneidade fraca de x_t é que $\delta_t = \beta(\Im_t)$.
2. Constância dos coeficientes da regressão, ou seja, $\delta_t = \delta$, para todo t.
3. Invariância de β sob alterações nos eventos, representados pela classe $\Im_t$.

Naturalmente, (1), (2) e (3), implicam que $\delta = \beta$, para todo t. Por sua vez, as condições (1) e (3) asseguram que x_t seja superexógena para β. Portanto, o modelo condicional, sob a hipótese nula de parâmetros constantes e invariantes e variáveis fracamente exógenas, pode ser escrito na forma:

$$y_t \mid x_t, Z_t \sim N(\beta x_t + w_t'\gamma, w)$$

Na próxima seção, estuda-se o método econométrico alternativo para se testar a ER por meio de testes de superexogeneidade.

6 APLICAÇÃO DO TESTE ALTERNATIVO DE EQUIVALÊNCIA RICARDIANA

O texto de Cardia (1997) sugere a pouca pertinência dos testes estatísticos sobre a função consumo para o estudo da ER. Miller e Roberds (1992) ressaltam a impossibilidade de se verificarem os efeitos do déficit sobre a taxa de juros real. Tomando estes textos como base, Sachsida e Teixeira (2000) sugerem um procedimento alternativo para o teste da ER. Tal teste tem como base as sugestões contidas em Barro (1974) e Ball e Mankiw (1995), que propõem testes aplicados diretamente sobre a poupança doméstica e sobre o estoque de capital da economia.

Para Barro (1974), se os agentes percebem que a dívida do governo (títulos públicos) é riqueza líquida, então um aumento dos títulos públicos gera redução da poupança doméstica. Um aumento nos títulos públicos, dado que a trajetória de gastos do governo permanece inalterada, sugere uma redução nos impostos. Uma redução nos impostos ocasionaria, então, um aumento do consumo e redução da poupança. Além disso, segundo Ball e Mankiw (1995), esta redução da popupança doméstica resulta em aumento da taxa de juros e redução do estoque de capital. Logo, uma forma alternativa de se testar a ocorrência de ER consiste em verificar se o aumento do estoque da dívida pública reduz o estoque de capital ou a poupança doméstica.

6.1 TESTES DE EXOGENEIDADE PARA A EQUIVALÊNCIA RICARDIANA POR MEIO DE SÉRIES SIMULADAS

O objetivo desta subseção é verificar, por meio das séries simuladas desenvolvidas anteriormente, se os testes de exogeneidade fraca e superexogeneidade, propostos por Engle (1984) e Engle e Hendry (1993), respectivamente, são robustos para a caracterização da ER. Não se encontrou na literatura nenhum trabalho similar, portanto esta é uma contribuição relevante deste trabalho.

Pelo exposto na seção anterior, os requisitos básicos para uma variável ser superexógena são a exogeneidade fraca e a invariância estrutural. Para proceder aos testes, usou-se a mesma metodologia de Cardia (1997) na geração dos dados. Sabe-se que as séries geradas no caso 1, por construção, satisfazem ao teorema da equivalência ricardiana. Usando-se mil replicações, procede-se aos testes de Engle (1984) e de Engle e Hendry (1993) para verificar qual é o percentual, neste caso, de rejeições da ER. Proceda-se aos testes usando 5% de nível de significância estatística. Assim, se

a metodologia proposta for robusta, espera-se um percentual pequeno (em torno de 5%) de rejeição da ER para o caso 1. A seguir, usa-se o mesmo procedimento nas séries geradas nos casos restantes (caso 2, caso 3 e caso 4) nos quais, por construção, a ER deve ser rejeitada. Ao nível de significância de 5%, se a metodologia proposta for robusta, espera-se um percentual alto (em torno de 95%) de rejeição.

Para a realização dos testes de exogeneidade fraca e superexogeneidade, parte-se de dois modelos condicionais extremamente simples:

$K = \alpha_1 + \beta_1$ Dívida (modelo condicional – equação 1)

$S = \alpha_4 + \beta_4$ Dívida (modelo condicional – equação 2)

O passo seguinte consiste na criação de modelos marginais para a variável Dívida. A elaboração dos modelos marginais é ad hoc, e novamente serão propostos dois modelos marginais simples:

a) $Dívida_{t=f}(Dívida_{t-k}, G_{t-i})$ (modelo marginal – a)

b) $Dívida_{t=f}(Dívida_{t-k}, Transf_{t-i})$ (modelo marginal – b)

Lembre-se que as variáveis estão todas em valores logarítmicos; t é o subscrito de tempo, t-k e t-i referem-se à ordem das defasagens, k = 1,...n e, por fim, i = 0,..., *m*.

RESULTADOS PARA O CASO 1 (ER VALE POR CONSTRUÇÃO)

Os resultados para o caso 1, em que a ER ocorre por construção, são descritos na tabela A, que apresenta as porcentagens de resultados consistentes com a ER. Em outras palavras, a tabela A apresenta o índice de acertos da metodologia alternativa. Neste caso específico, o acerto se dá quando a metodologia alternativa não rejeita a ocorrência de ER.

TABELA A
Porcentagens dos resultados consistentes com a ER – caso 1

	Modelo marginal (a)	Modelo marginal (b)
Modelo condicional (1)	30,3%	39,8%
Modelo condicional (2)	31,2%	36,7%

Elaboração dos autores.

Desta maneira, após a realização de mil replicações do experimento para o caso 1 (no qual a ER mostrou-se válida), a tabela A sugere, à primeira vista, um desempenho apenas mediano desta nova metodologia. O índice de acertos da metodologia alternativa varia entre 30,3% e 39,8%. Contudo, deve-se lembrar da extrema simplicidade dos modelos condicionais e marginais. Tais modelos foram propositalmente escolhidos de maneira a deixar claro que os resultados relatados seriam um limite inferior de acertos da metodologia alternativa. Também se optou por não se adotarem modelos marginais e condicionais mais sofisticados, para evitar a crítica de que os resultados deviam-se exclusivamente ao uso destes modelos. Sendo assim, vê-se que, mesmo com o uso de modelos marginais e condicionais extremamente simples, o índice de acertos da metodologia alternativa ainda é bastante razoável quando comparados aos testes tradicionais de ER. O uso de modelos marginais e condicionais mais sofisticados, que descrevem mais fielmente a evolução das variáveis sob análise, tendem a melhorar ainda mais o desempenho da metodologia alternativa proposta neste trabalho.

RESULTADOS PARA O CASO 2 (ER NÃO VALE POR CONSTRUÇÃO)

No caso 2, por construção, a existência de impostos discricionários invalida a ER. A tabela B apresenta o índice de acertos da metodologia alternativa. Neste caso específico, o acerto se dá quando a metodologia alternativa rejeita a ocorrência de ER.

TABELA B
Porcentagens dos resultados não consistentes com a ER – caso 2

	Modelo marginal (a)	Modelo marginal (b)
Modelo condicional (1)	66,1%	56,9%
Modelo condicional (2)	68,2%	57,9%

Elaboração dos autores.

Após a realização de mil replicações do experimento para o caso 2, obteve-se, com a metodologia alternativa, um índice de acertos entre 56,9% e 68,2%, resultados mais do que razoáveis quando se leva em consideração a simplicidade dos modelos condicionais e marginais adotados.

RESULTADOS PARA O CASO 3 (ER NÃO VALE POR CONSTRUÇÃO)

No caso 3, tem-se que, por construção, a existência de um horizonte temporal finito, aliado à inexistência de uma ligação entre gerações novas e velhas, torna inválida a ER. A tabela C apresenta o índice de acertos da metodologia alternativa. Neste caso específico, o acerto se dá quando a metodologia alternativa rejeita a ocorrência de ER.

TABELA C
Porcentagens dos resultados não consistentes com a ER – caso 3

	Modelo marginal (a)	Modelo marginal (b)
Modelo condicional (1)	72,6%	61,9%
Modelo condicional (2)	68,2%	62,1%

Elaboração dos autores.

Para o caso 3, após a realização de mil replicações do experimento, o índice de acertos da metodologia alternativa varia entre 61,9% e 72,6%. Estes resultados podem ser considerados mais do que razoáveis ao se ponderar a simplicidade dos modelos condicionais e marginais adotados.

RESULTADOS PARA O CASO 4 (ER NÃO VALE POR CONSTRUÇÃO)

No caso 4, tem-se que, por construção, a existência de impostos discricionários e o horizonte finito das famílias existentes (não ligadas às novas famílias que entram na economia no futuro) invalidam a ER. A tabela D apresenta o índice de acertos da metodologia alternativa. Neste caso, o acerto se dá quando a metodologia alternativa rejeita a ocorrência de ER.

TABELA D
Porcentagens dos resultados não consistentes com a ER – caso 4

	Modelo marginal (a)	Modelo marginal (b)
Modelo condicional (1)	74,2%	67,4%
Modelo condicional (2)	93,6%	90,6%

Elaboração dos autores.

Depois da realização de mil replicações do experimento para o caso 4, tem-se que o índice de acertos da metodologia alternativa varia entre 67,4% e 93,6%. Mais uma vez, estes resultados são avaliados como mais do que razoáveis quando se considera a simplicidade dos modelos condicionais e marginais adotados.

A seguir, na tabela E, comparam-se os resultados obtidos pela metodologia alternativa (baseados em testes de superexogeneidade) com os resultados tradicionais (baseados na função consumo) relatados por Cardia (1997). De maneira geral, os testes de superexogeneidade se mostram muito menos suscetíveis a especificações do modelo, ou seja, levam vantagem na robustez de seus resultados. Além disso, o índice

de acertos da metodologia alternativa (apesar da simplicidade dos modelos marginais e condicionais adotados) frequentemente ultrapassa por boa margem o desempenho dos testes tradicionais baseados na função consumo.

Comece-se a análise da tabela E pelo caso 4. O caso 4 apresenta horizonte finito e impostos distorcionários, isto é, trata-se do caso que mais se aproxima da realidade dos países. No caso 4, a metodologia alternativa tem um índice de acertos que varia entre 67,4% e 93,6%, ao passo que os testes tradicionais baseados na função consumo apresentam um índice de acerto entre 16,6% e 80,5%. Tais resultados são amplamente favoráveis à adoção da metodologia alternativa. No caso 2, em que se analisa o caso de impostos distorcivos, o índice de acertos da metodologia alternativa oscila entre 57,9% e 68,2%, enquanto a metodologia tradicional apresenta índices de acerto entre 3,8% e 49,9%. Tendo em vista que foram utilizados modelos marginais e condicionais extremamente simplificados, tais resultados são uma vitória significativa do modelo alternativo. Mesmo quando o desempenho da metodologia tradicional parece ser superior, tais resultados pecam pela pouca robustez. Por exemplo, no caso 3, dependendo da especificação, a metodologia tradicional apresenta um índice de acerto que varia entre pífios 4,6% e incríveis 100%. Ou seja, praticamente qualquer resultado pode ocorrer dependendo da especificação adotada.

TABELA E
Comparação de desempenho entre a metodologia alternativa e a tradicional

	Índice de acertos			
Metodologia alternativa (testes de superexogeneidade)[1]	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
MC1MMa	30,3%	66,1%	72,6%	74,2%
MC1MMb	39,8%	56,9%	61,9%	67,4%
MC2MMa	31,2%	68,2%	68,2%	93,6%
MC2MMb	36,7%	57,9%	62,1%	90,6%
Metodologia tradicional (testes da função de consumo)[2]	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4
C-O (1)	73,4%	14,7%	95,8%	43,8%
C-O (2)	35%	49,9%	99,6%	78,4%
C-O (3)	46,1%	43,8%	52,1%	49,6%
Delta (1)	94,4%	3,8%	100%	75,7%
Delta (2)	60,5%	30,9%	100%	80,5%
Delta (3)	63,8%	23,9%	4,6%	16,6%

Elaboração dos autores.
Notas: [1] MC1MMa=modelo condicional *1* e modelo marginal *a*; MC1MMb=modelo condicional *1* e modelo marginal *b*; MC2MMa= modelo condicional *2* e modelo marginal *a*; e MC2MMb = modelo condicional *2* e modelo marginal *b*.
[2] Resultados obtidos nas tabelas 4, 5, 6 e 7 de Cardia (1997): C-O= Cochrane-Orcutt; e delta=primeira diferença.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho examinou a hipótese de equivalência ricardiana. Ao longo deste estudo, pelo menos três contribuições merecem destaque.

A primeira contribuição refere-se à inadequação dos testes de ER baseados na função consumo. Mostrou-se que a resposta da função consumo depende muito mais do tipo do gasto do governo do que propriamente de considerações de ER. Isto significa que os artigos que testam a ER com base na resposta do consumo privado a alterações da dívida pública ou dos gastos do governo não podem inferir sobre a ER, pois tais estudos apenas captam a reação dos consumidores ao tipo de dispêndio público. Conforme ilustrado ao longo deste texto, ainda que existisse uma sociedade composta exclusivamente por indivíduos que agem conforme os pressupostos ricardianos, testes baseados na função consumo indicariam ausência de ER.

A segunda contribuição refere-se à inadequação dos testes de ER baseados no valor do parâmetro β encontrado. Descreveram-se dois casos teóricos distintos, mostrando-se que a questão da ER, tal como proposta por Barro (1974), não se relaciona com o valor do parâmetro que pode assumir valores tanto negativos quanto nulos, independentemente de os agentes terem um comportamento ricardiano ou não. Mais que isso, permitindo-se incrementos de renda, decorrentes dos gastos públicos, este parâmetro também pode assumir valores positivos.

De acordo com o exposto, há casos teóricos condizentes com um parâmetro positivo, negativo ou nulo, todos eles encontráveis numa economia composta exclusivamente por indivíduos ricardianos. Logo, não é possível inferir sobre a ER baseando-se no valor de tal parâmetro.

A terceira contribuição consiste na proposição de um teste alternativo para se verificar a ER. Conforme argumentado, o teste de ER não pode ser baseado no valor do parâmetro. Dessa maneira, a pergunta natural que surge é como se deve testar a equivalência. O teste de exogeneidade é a solução proposta a esta questão. Mais especificamente, foi argumentado que o teste de superexogeneidade captava a essência da proposição de ER. Desse modo, um procedimento alternativo para o teste de ER seria a verificação de superexogeneidade. Na presença desta propriedade, o modelo condicional é invariante em relação à escolha de políticas. Isto é, a maneira pela qual o governo decide se financiar não altera o comportamento dos agentes.

A terceira contribuição é importante, uma vez que permite que o teste de ER não seja mais realizado sobre o valor do parâmetro, mas diretamente sobre a resposta dos indivíduos a alterações de políticas públicas. Tal é, sem dúvida, a questão relevante quando se trata de ER. Assim, toda vez que a superexogeneidade for aceita, também se aceita a ER.

Dados obtidos por meio de simulação possibilitaram verificar o poder explicativo da metodologia alternativa adotada. De maneira geral, os resultados mostraram-se favoráveis à adoção da metodologia alternativa quando comparada à metodologia tradicional. Os resultados obtidos pela metodologia alternativa mostraram-se mais robustos e com um índice de acertos superior ao da metodologia tradicional. Levando-se em consideração a simplicidade dos modelos condicionais e marginais escolhidos, fica evidente a superioridade dos resultados logrados por meio da adoção de testes de superexogeneidade para se inferir sobre ER.

REFERÊNCIAS

ABEL, A. B. Ricardian equivalence theorem. *In*: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. (Eds.). **The new palgrave dictionary**. 1991.

ASCHAUER, D. A. Fiscal policy and aggregate demand**. American Economic Review**, v. 75, n. 1, p. 117-28, March, 1985.

AUERBACH, A. J., *et al.* **Generational accounts**: a meaningful alternative to deficit accounting. Cleveland: Federal Reserve Bank, March, 1991. (Working Paper, n. 9103).

AUERBACH, A. J.; KOTLIKOFF, L. J. **Dynamic fiscal policy**. Cambridge University Press, 1987.

BAILEY, M. J. **National income and the price Level**. New York: Mcgraw-Hill, 1971.

BACKUS, D. K.; KEHOE, P. J.; KYDLAND, F. E. International real business cycles. **Journal of Political Economy**, 100 (4), p. 745-775, August, 1992.

BALL, L.; MANKIW, N. G. What do budget deficits do? *In:* **Symposium Proceedings:** budget deficits and debt. Kansas: Federal Reserve Bank, Issues and Options, p. 95-119, 1995.

BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 6, p. 1095-1118, Nov./Dec., 1974.

_____. Reply to Feldstein and Buchanan. **Journal of Political Economy**, v. 84, p. 343-49, April, 1976.

BARSKY, R. B.; MANKIW, N. G.; ZELDES, S. P. Ricardian consumers with Keynesian propensities. **American Economic Review**, v. 76, p. 676-91, September, 1986.

BARTH, J.; IDEN, G.; RUSSEK, F. S. Do federal deficits really matter? **Contemporary Policy Issues**, v. 3, n. 1, p. 79-95, 1984/1985.

BERNHEIM, B. D. **Ricardian equivalence**: an evaluation of theory and evidence. July, 1987. (NBER Working Paper, n. 2330).

BILLINGSLEY, P. **Probability and measure**. 3rd ed. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1995. 608 p.

BLANCHARD, O. J. Debt, deficits, and finite horizons. **Journal of Political Economy,** v. 93, n. 2, p. 223-47, April, 1985.

BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S**. Lectures on macroeconomics**. Massachusetts: MIT Press Cambridge, 1989.

BLANCHARD, O. J.; KAHN, C. M. The solution of linear difference models under rational expectations. **Econometrica**, 48(5), p. 1305-1311, July, 1980.

BLEJER, M. I.; CHEASTY, A. The measurement of fiscal deficits: analytical and methodological Issues. **Journal of Economic Literature**, v. 29, p. 1664-78, December, 1991.

BOHN, H. Endogenous government spending and Ricardian equivalence. **Economic Journal**, v. 102, p. 588-97, May, 1992.

BUSTOS, O. H.; ORGAMBIDE, A. C. F. Simulação estocástica: teoria e algoritmos. *In:* **Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística**, Livro-texto do 10º, UFRJ/ABE. Rio de Janeiro, 1992. 152 p.

CARDIA, E. Replicating Ricardian equivalence tests with simulated series. **American Economic Review**, v. 87, n. 1, p. 65-79, March, 1997.

CAMPBELL, J. Y.; MANKIW, N. G. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence. *In:* **NBER Macroeconomics Annual – 1989**. NBER Chapters,

Volume 4, p. 185-246, National Bureau of Economic Research, 1989.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. Current real business-cycle theories and aggregate labor-market fluctuations. **AmericanT Economic Review**, v. 82, p.430-450, 1992.

CHUNG, K. L. **A course in Probability Theory**. New York: Academic Press. 2nd ed., 2000. 419 p.

COLLARD, F.; JUILLARD, M. **Stochastic simulations with Dynare**: a practical guide. 2003. Disponível em: <http://www.cepremap.cnrs.fr/dynare. Acessado em 14/112009>.

DAVIDSON, J. E. H. *et al*. Econometric modeling of the aggregate time-series relationship between consumer's expenditure and income in the United Kingdom. **The Economic Journal**, v. 88, n. 352, p. 661-692, December, 1978.

DIAMOND, P. A. National debt in a neoclassical growth model. **American Economic Review,** v. 55, n. 5, p.1126-50, December, 1965.

DWYER JR, G. P. Inflation and government deficits**. Economic Inquiry**, v. 20, p. 315-329, July, 1982.

EISNER, R. **How real is the federal deficit?** New York: The Free Press, Macmillan, 1986.

_____. Budget deficits: rhetoric and reality. **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, n. 2, p. 73-93, spring, 1989.

ELMENDORF, D. W. **The effect of deficit reduction laws on real interest rates**. Federal Reserve Board, Finance and Economics, October, 1996. (Discussion Series, n. 96/44).

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Wiley Series in Probability and Statistics, 1995.

ENGLE, R. F. Wald, likelihood ratio and Lagrange multiplier tests in Econometrics. *In*: GRILICHES, Z.; INTRILIGATOR, M. D. (Eds.). **Handbook of Econometrics**. Amsterdam: North-Holland Publishing, v. 2, 1984.

ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F. Testing super exogeneity and invariance in regression models. **Journal of Econometrics**, v. 56, n. 1/2, p. 119-139, 1993.

ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.

ERICSON, N. R.; IRONS, J. S. The Lucas critique in practice: theory without measurement. *In*: **The World Congress of the Econometric Society**. Tokyo, Japan, 1995.

EVANS, P. Do larger deficits produce high interest rates? **American Economic Review**, v. 75, n. 1, p. 68-87, March, 1985.

_____. Is the dollar high because of large budget deficits? **Journal of Monetary Economics,** p. 227-250. November 1986.

_____. Interest rates and expected future budget deficits in the United States. **Journal of Political Economy**, v. 95, n. 1, p. 34-58, February, 1987.

_____. Are consumers Ricardian? Evidence for the United States. **Journal of Political Economy,** p. 983-1004, October 1988a.

_____. Are government bonds net wealth? Evidence for the United States**. Economic Inquiry**, p. 551-566, October, 1988b.

_____. A test of steady state government debt neutrality. **Economic Inquiry**, v. 27, n. 1, p. 39-56, January, 1989.

_____. Is Ricardian equivalence a good approximation? **Economic Inquiry**, v. 29, p. 626-644, October, 1991.

_____. Consumers are not Ricardian: evidence from nineteen countries. **Economic Inquiry** v. 31, p. 534–548, 1993.

FARUQEE, H.; LAXTON, D.; SYMANSKY, S. Government debt, life cycle income, and liquidity constraints: beyond approximate Ricardian equivalence. **IMF Staff Papers**, v. 44, n. 3, p. 374-82, September, 1997.

FAVA, V. L. A precisão dos índices de preços. **Economia**, v. 8, n. 1, ANPEC, p. 43-68, janeiro/abril, 2007.

FELDSTEIN, M.; ELMENDORF, D. W. Government debt, government spending, and private sector Behavior: comment. **American Economic Review**, v. 80, n. 3, p. 589-599, June, 1990.

FRANKEL, J.; RAZIN, A. **Fiscal policies and the world economy**. MIT Press, Cambridge, MA, 1992.

FREMLING, G.; LOTT JR., J. R. Deadweight losses and the saving response to a deficit. **Economic Inquiry**, v. 27, n. 1, p. 117-130, January, 1989.

GRAHAM, F. C. Government debt, government spending and private sector behavior: comment. **American Economic Review**, v. 85, n. 5, p. 1348-1356, December, 1995.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

HAYASHI, F. **Tests for liquidity constraints**: a critical survey. October, 1985. (NBER Working Paper, n. 1720).

ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. Como se equilibra o orçamento do governo no Brasil: aumento de receitas ou corte de gastos? *In:* **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 3, dezembro, p. 519-40, 1997.

_____. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time - series evidence from 1947-1992. **Journal of Development Economics**, v. 62, p. 131-147, 2000.

ISSLER, J. V.; ROCHA, F. P. Consumo, restrição a liquidez e bem-estar no Brasil. **Economia Aplicada**, 4 (4):637– 665, 2000.

KALDOR, N. Alternative theories of distribution. **Review of Economic Studies**, v. 23, p. 83-100, 1956.

KING, R. G.; PLOSSER, C. I.; REBELO, S. T. Production, growth and business cycle: the basic Neoclassical Model. **Journal of Monetary Economics**, 21(2/3), p. 195-232, March/ May, 1988.

KOCHIN, L. A. Are future taxes anticipated by consumers? **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 6, p. 385-394, August, 1974.

KOENIG, E. F. Real money balances and the timing of consumption: an empirical investigation. **Quarterly Journal of Economics**, v. 105, n. 2, p. 399-426. May, 1990.

KOOPMANS, T. C.; REIERSOL, O. The identification of structural characteristics. **Annals of Mathematical Statistics**,1950.

KORMENDI, R. C. Government debt, government spending, and private sector behavior. **American Economic Review**, v. 73, n. 5, p. 994 - 1010, December, 1983.

KORMENDI, R. C.; MEGUIRE, P. Government debt, government spending, and private sector behavior: reply. **American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1180-1187, December, 1986.

_____. Government debt, government spending, and private sector behavior: reply and update. **American Economic Review**, v. 80, n. 3, p. 604-617, June, 1990.

_____. Government debt, government spending, and private sector behavior: reply. **American Economic Review**, v. 85, n. 5, p. 1357-1361, December, 1995.

KOTLIKOFF, L. J.; LEIBFRITZ, W. An international comparison of generational accounts.

NBER Working Paper Series, n. 6447, March, 1998.

KREYSZIG, E**. Introductory functional analysis with applications**. New York: John Wiley & Sons Inc., 1989. 704 p.

LEON-GARCIA, A. Probability and random processes for electrical engineering. Second Edition, New York: Addison-Wesley Publishing Company, Inc., 1994. 596 p.

LUCAS Jr., R. E. Econometric policy evaluation: a critique. *In*: BRUNNER, K.; MELTZER, A. H. (Eds.). The Phillips curve and labor markets, Carnegie Rochester conference series on public policy. v. 1, **Journal of Monetary Economics**, supplementary issue, 19-46, 1976.

MALVAR, R. V.; KOTLIKOFF, L. J. Balanço intergeracional: o caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 3, p. 493-518, dezembro, 1997.

MANKIW, G. N. **Introdução à Economia**. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1999.

MARSAGLIA, G. A current view of random number generators. *In*: BILLIARD, L. (Ed.). **Computer science and statistics: North-Holland, Amsterdam**: Proc. 16th Symp. Interface, p. 3-10, 1985.

MARTINS, M. A. A nominal theory of the nominal rate of interest and the price level. **Journal of Political Economy**, v. 77, p. 174-185, 1980.

MARTINS, M. A. Bonds, interests and capital accumulation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, p. 557-82, 1995.

MELLO JR., L. R.; CARNEIRO, F. G. Consumption behavior and persistently high inflation: evidence from Latin America. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 2, p. 227-246, 2000.

MILLER, P. J.; ROBERDS, W. How little we know about deficit policy effects**. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, winter, v. 16, n.1, 1992.

MODIGLIANI, F.; STERLING, A. Government debt, government spending and private sector behavior: comment. **American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1168-1179, December, 1986.

_____. Government debt, government spending and private sector behavior: a further comment. **American Economic Review**, v. 80, n. 3, p. 600-603, June, 1990.

PASINETTI, L. L. Ricardian debt: taxation equivalence in the Kaldor theory of profits and income distribution. **Cambridge Journal of Economics**, v. 13, p. 25-36, 1989.

PATINKIN, D. **Money, interest and prices**. New York: Harper & Row, 1965.

POTERBA, J.; SUMMERS, L. Finite lifetimes and the effects of budget deficits on national saving. **Journal of Monetary Economics**, v. 20, n. 2, p. 369-391, September, 1987.

PLOSSER, C. I. Government financing decisions and asset returns. **Journal of Monetary Economics**, p. 325-352, May, 1982.

_____. Further evidence on the relationship between fiscal policy and the term structure. **Journal of Monetary Economics**, p. 343-368. September, 1987.

PRESCOTT, E. C. Theory ahead of Business-Cycle Measurement. **Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy**, p. 11-14, Autumn, 1986.

QUIGLEY, M. R.; POTER-HUDAK, S. A new approach in analyzing the effect of deficit announcements on interest rates. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 26, n. 4, p. 894-902, November, 1994.

RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. **Economic Journal,** v. 38, p. 543-559, December, 1928.

REIS, E.; ISSLER, J. V.; BLANCO, F.; CARVALHO, F. Renda permanente e poupança precaucional: evidência empírica para o Brasil no passado recente. **Ensaios Econômicos**, EPGE 338, 1998.

RICARDO, D. Funding systems (1820). *In*: PIERO, SRAFFA (Ed.). **The works and correspondence of David Ricardo,** v. 4. Cambridge: Cambridge University Press, 1951.

ROCHA, C. H. Sobre a reforma fiscal. **Revista de Economia Política**, v. 13, n. 2, p. 144-145, 1993.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. McGraw-Hill, 1996.

SACHSIDA, A. **Exogeniedade, crítica de Lucas e equivalência Ricardiana**. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de Brasília, Brasília, 2000.

SACHSIDA, A.; TEIXEIRA, J. R. **Ricardian equivalence, Lucas critic and exogeneity Tests**. Catholic University Working Paper. 2000. Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=23190>. Acesso em 14/11/2009.

SARGENT, T. J. **Dynamic macroeconomic theory.** Harvard University Press: Cambridge, Massachusetts, 1987.

SARGENT, T. J. *et al*. Practicing Dynare, 2007. Dynare site Home. Disponível em: <http://www.cepremap.cnrs.fr/dynare>. Acesso em: 14/11/2009.

SEATER, J. Ricardian equivalence. **Journal of Economic Literature**, v. 31, n. 1, p.142-190, 1993.

SEATER, J.; MARIANO, R. S. New tests of the life cycle and tax discounting hypotheses. **Journal of Monetary Economics**, p. 195-216, March, 1985.

SHAVIRO, D. **Do deficit matter?** Chicago: University of Chicago Press, 1997.

SOUZA, G. S. **Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear.** Brasília: Embrapa, SPI/Embrapa-SEA, 1998. 489 p.

TANZI, V. Fiscal deficits and interest rates in the United States: an empirical analysis. **IMF Staff Papers**, v. 32, n. 4, p. 551-76, December, 1985.

TRAN, D. T.; BANSI, L. S. Government deficits, capital flows and interest rates. **Applied Economics**, v. 20, n. 6, p. 753-765, June, 1988.

TURNOVSKY, S. J. **Methods of macroeconomic dynamics.** Massachusetts: The MIT Press, Cambridge, 1995.

VIEIRA, B. F. **Equivalência Ricardiana: evidência empírica para o caso do Brasil**. Tese (Mestrado)- EPGE/FGV, 2005.

WEIL, P. Overlapping families of infinitely-lived agents. **Journal of Public Economics**, v. 38, n. 2, p. 183-198, March, 1989.

YAARI, M. E. Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer. **Review of Economic Studies**, v. 32 n.2, p. 137-150, April, 1965.

YOTSUZUKA, T. Ricardian equivalence in the presence of capital market imperfections. **Journal of Monetary Economics**, v. 20, p. 411-436, September, 1987.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BASSETTO, M. Political economy of taxation in an overlapping-generations economy. **Federal Reserve Bank of Minneapolis**. December, 1999 (Discussion Paper, n. 133).

CHAREMZA, W. W.; KIRÁLY, J. Plans and exogeneity: the genetic-teleological dispute**. Oxford Economic Papers,** v. 42, p. 562-573, 1990.

CRUZ, B. O.; TEIXEIRA, J. R. Impacto de la inversión publica sobre la inversión privada en Brasil: 1947-1990. **Revista de la Cepal,** v. 67, p. 71-80, abril, 1999.

DOORNIK, J.; HENDRY, D. **Empirical econometric modelling:** using PcGive for Widows. International Thomson Business Press, 1996.

ELLERY, R.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. Business cycle fluctuations in Brazil. *In*: **Anais do XXII Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria**, Sociedade Brasileira de Econometria (SBE), 2000.

GHATAK, A.; GHATAK, S. Budgetary deficits and Ricardian equivalence. **Journal of Public Economics**, v. 60, n. 2, p. 267-282, 1996.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, p. 111-120. 1974.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 3rd edition**,** Prentice Hall International, 1997.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf, 1995.

HARVEY, A . Testing in unobserved components models. *In*: TEIXEIRA, J. R.; CARNEIRO, F. G**. Economic dynamics and economic policy.** p. 229-256, 1999.

HENDRY, D. F.; ERICSSON, N. R. Modeling the demand for narrow money in the United Kingdown and the United States. **European Economic Review,** v. 81, n. 1, p. 8-38, 1991.

HENDRY, D. F.; MUELLBAUER, J. H.; MURPHY, A. The Econometrics of DHSY. *In*: HEY, J. D.; WINCH, O. (Eds.). **A Century of Economics: 100 years of the Royal Economic Society and the Economic Journal**. Oxford: Basil Blackwell. 1990.

HOELSCHER, G. New evidence on deficits and interest rates. **Journal of Money,** Credit and Banking, v. 18, n. 1, p. 1-17. February, 1986.

RIBEIRO, M. B.; TEIXEIRA, J. R. Algumas extensões da análise empírica do investimento privado no Brasil: testes de exogeneidade e crítica de Lucas. **Revista de la Cepal**, Forthcoming, 2000.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2010

EDITORIAL

Coordenação
Iranilde Rego

Revisão
Cláudio Passos de Oliveira
Luciana Dias Jabbour
Marco Aurélio Dias Pires
Reginaldo da Silva Domingos
Leonardo Moreira de Souza (estagiário)
Maria Angela de Jesus Silva (estagiária)

Editoração
Bernar José Vieira
Cláudia Mattosinhos Cordeiro
Everson da Silva Moura
Luís Cláudio Cardoso da Silva
Renato Rodrigues Bueno
Eudes Nascimento Lins (estagiário)
Helenne Schroeder Sanderson (estagiária)

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br
Tiragem: 500 exemplares

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República