

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

Equivalência Ricardiana:
Evidência Empírica para o Caso do Brasil

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

Aluno: Bruno Ferreira Vieira

Orientador: Rubens Penha Cysne

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Rio de Janeiro
2005

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

Equivalência Ricardiana:
Evidência Empírica para o Caso do Brasil

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

Aluno: Bruno Ferreira Vieira

Banca Examinadora:

Rubens Penha Cysne (Orientador, EPGE/FGV)
Luiz Renato Lima (EPGE/FGV)
Osmani Teixeira de Carvalho Guillén (IBMEC/ Banco Central)

Rio de Janeiro
2005

Resumo

Este trabalho tem por objetivo principal avaliar a existência de equivalência ricardiana no Brasil. Para isto, empregam-se três metodologias distintas. Inicialmente, com base no modelo de Enders e Lee (1990), utilizam-se regressões do tipo VAR e VEC e decomposição de variância para avaliar de que forma consumo e exportações líquidas reagem a variações não-antecipadas da dívida do setor público, mantidos constantes os gastos do governo. Em seguida, com base no mesmo modelo teórico, estimam-se parâmetros relativos à função consumo e testam-se as restrições de sobre-identificação associadas à técnica de MGM. Por último, efetuam-se testes relativos à restrição de liquidez com base no modelo de consumidores restritos de Campbell e Mankiw (1989). Embora alguns dos resultados sejam inconclusos, particularmente quando se utilizam os dois primeiros métodos de investigação (análise de variância e teste das restrições de sobre-identificação), de modo geral concluímos pela não-validade da hipótese para o Brasil. Teoricamente, isto é compatível com o fato de se ter uma parcela substancial de consumidores brasileiros restritos na obtenção de crédito (a exemplo do que já haviam também concluído Reis, Issler, Blanco e Carvalho (1998) e Issler e Rocha (2000) e do que também concluímos na última seção).

Agradecimentos

A Deus, sempre.

Aos meus pais que sempre se dedicaram ao meu crescimento pessoal e profissional.

A Cristina Trencher, minha querida e fiel companheira de todos os momentos.

A José Saliby, grande amigo e sempre disposto a ajudar há mais de uma década.

A Rubens Penha Cysne, pela dedicação.

A Osmani Teixeira de Carvalho Guillén e a Maurício Pinheiro, pelos comentários e sugestões .

A Samuel Pessoa, pelo apoio.

Aos colegas de turma, pela amizade e companheirismo.

Aos funcionários da EPGE e ao IBRE pelo apoio.

Aos Professores da EPGE, pelo compromisso com a excelência acadêmica.

Introdução

Na visão keynesiana em moda até meados da década de setenta, a forma de financiamento dos gastos do governo afeta bastante a economia. Já para os defensores da hipótese de equivalência ricardiana, os indivíduos, se puderem emprestar dinheiro ou tomar emprestado livremente, permanecerão indiferentes a um aumento de uma unidade monetária nos impostos se este for usado para diminuir a dívida do governo. Em resumo, de acordo com a hipótese de equivalência ricardiana, os consumidores consideram que aumentos da dívida do governo representam aumento dos impostos no futuro. Isto posto, os indivíduos mantêm inalterados seus padrões de consumo de modo que esse tipo de política fiscal (diminuição de impostos financiada por emissão de dívida ou aumento de impostos com redução de dívida no futuro) em nada afetam a evolução das variáveis macroeconômicas reais. Numa recessão, por exemplo, uma redução de impostos feita com o propósito de se aumentar o nível de consumo constitui um esforço completamente vão quando vale a equivalência ricardiana.

Dada a escassez de estudos e a importância do tema para a formulação de políticas econômicas, é interessante realizar testes empíricos para verificar-se a validade de hipótese de equivalência ricardiana no Brasil. Ressalte-se que o pequeno período para o qual existem séries econômicas importantes, como a de PIB trimestral e a do consumo trimestral, dificulta esse tipo de estudo no Brasil. Outro problema é a inexistência de séries oficiais atualizadas, como, estoque de capital e riqueza, o que torna necessário o uso de estimativas não-oficiais.

O presente trabalho divide-se da seguinte forma: na seção 2, será feito um resumo dos principais aspectos teóricos e dos resultados empíricos da literatura, incluindo-se na seção 2.2.4 resultados empíricos sobre o Brasil. Na seção 3, é explicado o modelo usado para os testes na maior parte dos testes efetuados (o mesmo usado por Enders e Lee (1990)). Esse modelo usado por Enders e Lee foi o mais utilizado no presente trabalho para testar a equivalência ricardiana no Brasil por diversas razões.

Primeiro, ao contrário de outros modelos, não são necessárias séries temporais de estoque de riqueza e/ou de capital (para as quais as estimativas não são muito precisas no Brasil), as quais são necessárias em outros trabalhos em que se testa a equivalência ricardiana.

Segundo, podem-se estimar diversos parâmetros com interessante interpretação econômica, como os graus de aversão relativa ao risco e de substituição entre consumo do setor privado e gastos do governo.

Terceiro, são cabíveis algumas modificações com relação ao caso brasileiro, por exemplo, pode-se testar se houve uma quebra estrutural com o início do Plano Real em 1994 ou com o fim do regime de câmbio fixo em 1999, pois no trabalho de Enders e Lee o fato não foi usado um controle para o câmbio, que foi fixo até 1973.

Quarto, fazer testes de estacionariedade para as variáveis com o intuito de mostrar se há a necessidade de se usar dados em primeira diferença para algumas variáveis.

Na seção 4, são descritos os dados, os testes empíricos e os seus respectivos resultados relativos a testes sobre a equivalência ricardiana. Na seção 5, descreve-se o modelo usado por

Campbell e Mankiw (1989), o qual fornece implicações testáveis sobre restrições de liquidez (uma premissa básica da hipótese de equivalência ricardiana), e relatam-se os resultados dos testes efetuados. Na seção 6, estão as conclusões, as quais incluem implicações dos resultados para efeitos de política econômica, e sugestões de pesquisa.

Literatura

Desde que Barro (1974) questionou se títulos governamentais representavam riqueza líquida, esse tópico passou a ser bastante explorado pela literatura acadêmica. Assim, tratava-se de saber se os consumidores consideravam uma redução de impostos no curto prazo, com manutenção do nível de gastos do governo, como um aumento de impostos no futuro, ou seja, os impostos futuros seriam descontados no presente de modo que o nível de consumo privado não mudaria.

Em suma, mudanças na forma de financiamento do governo não teriam efeitos reais no consumo, ou seja, ocorreria o contrário do que seria esperado em um modelo keynesiano. Neste último, um aumento dos impostos com manutenção do nível de gastos do governo geraria uma diminuição do nível de consumo, em função da queda da renda disponível.

Buchanan (1976) foi o primeiro a perceber a relação próxima entre a proposição de Barro e o trabalho de David Ricardo feito no século XVIII e resolveu chamá-la de equivalência ricardiana. Ricardo discutiu se era preferível financiar guerras por meio de impostos ou de dívidas. De acordo com o economista britânico, haveria a possibilidade de o consumidor permanecer indiferente, pois se poderiam considerar dívidas como impostos postergados. Ricardo, no entanto, como bem lembrou Buchanan, rejeitou essa proposição.

Ademais, a hipótese de equivalência ricardiana só pode ser válida caso sejam satisfeitos diversos pressupostos, os quais serão explicitados na subseção seguinte, como a existência de heranças ou o uso de agentes representativos com vida infinita, o funcionamento de mercados completos de crédito, entre outros.

Nas subseções seguintes, serão mostrados os principais aspectos teóricos e os resultados empíricos referentes à hipótese de equivalência ricardiana. Para uma pesquisa mais detalhada, os estudos mais conhecidos são o de Seater (1993) e de Bernheim (1987).

Aspectos teóricos

Tomemos o modelo simplificado usado por Seater (1993). Suponha que não haja governo e considere um indivíduo representativo que viva numa economia com mercado de capitais completos e que deseja maximizar a função de utilidade intertemporal:

$$U(t) = \sum_{i=0}^{\infty} u(C_{t+i})\beta^i \quad \#$$

Sujeito à restrição intertemporal:

$$\sum_{i=0}^{\infty} Y_{t+i}R^i = \sum_{i=0}^{\infty} C_{t+i}R^i \quad \#$$

Sendo U a função de utilidade intertemporal, u a função de utilidade intratemporal, C o consumo e Y a renda total, δ o fator de preferência intertemporal e R o fator de desconto $1/(1+r)$. " r " é a taxa real de juros (considerada constante para simplificar).

Aplicando-se as ferramentas usuais de maximização, montamos o lagrangeano deste problema:

$$L = U(t) + \lambda \left(\sum_{i=0}^{\infty} Y_{t+i}R^i - C_{t+i}R^i \right) \quad \#$$

A condição de primeira ordem:

$$u'(C_{t+i}) = (R/\beta)^i \lambda \quad \#$$

Introduzindo-se um governo cujos gastos (G) são iguais à arrecadação de impostos (T) em cada período e que não emita dívida, obtém-se, assim, a seguinte restrição orçamentária:

$$\sum_{i=0}^{\infty} (Y_{t+i} - T_{t+i})R^i = \sum_{i=0}^{\infty} R^i C_{t+1} \quad \#$$

Substituindo a restrição intertemporal anterior pela nova e resolvendo-se o problema de maximização, chega-se à seguinte condição de primeira ordem:

$$u'(C_{t+i}) = (R/\beta)^i \lambda$$

Em suma, a condição de primeira ordem permanece inalterada, havendo apenas uma diminuição do nível de consumo.

Agora suponha que o governo deixe o nível de compras inalteradas mas diminua os impostos no primeiro período em B unidades monetárias (u.m.) per capita e emita B u.m. per capita em títulos; a dívida paga a taxa de juros r vigente no mercado e tem uma maturidade de H anos, podendo H tender ao infinito. O pagamento de juros e do principal será feito por meio de impostos *lump-sum*.

A fim de se analisar o efeito dessa política fiscal no comportamento do consumidor, é importante observar que a restrição orçamentária intertemporal do indivíduo permanece inalterada em função da hipótese de mercados completos. O consumidor não considerará, assim, que a estratégia de financiamento do governo afetará sua riqueza, de modo que o problema de maximização permanecerá inalterado. Essa ausência de efeitos na restrição orçamentária intertemporal e, por conseguinte, nas escolhas econômicas é a proposição de equivalência ricardiana. Dá-se o nome de equivalência, pois, quando os gastos do governo são constantes, aumento de impostos ou financiamento por emissão de títulos leva às mesmas escolhas econômicas. O indivíduo só modifica sua poupança. Ele passa a poupar mais quando os impostos estão baixos e desfaz sua poupança quando os impostos estão altos.

Tendo em vista as premissas nas quais se baseia a equivalência ricardiana, a hipótese de equivalência ricardiana torna-se trivial. Para se testar, no entanto, a hipótese de equivalência ricardiana, é necessário examinar os pressupostos principais. Faremos isto nas seções seguintes.

Horizontes Finitos

Os fundamentos teóricos da equivalência ricardiana não são tão simples quando os indivíduos têm um horizonte finito. Em qualquer modelo, nos quais pelo menos uma parte da dívida recai sobre gerações futuras, o comportamento dos indivíduos é alterado pela forma de financiamento do governo, já que os indivíduos podem deixar o fardo dos impostos para gerações futuras, conforme demonstrado por Diamond (1965). Por causa dessa possibilidade, considerou-se por muito tempo que o argumento de equivalência ricardiana era falso. Barro (1974) mostrou, porém, que a equivalência ricardiana vale, no modelo de horizontes finitos, se as pessoas considerarem seus filhos como extensões deles mesmos, ou seja, se houver motivos para heranças, atos de altruísmo ou simples acidentes decorrentes de incertezas.

Smetters (1999) formulou um modelo de gerações sobrepostas, ou seja, de horizontes finitos, nos quais há dois tipos de agentes: o paciente e o impaciente. Essa heterogeneidade é consistente com o fato de que transferências entre gerações podem representar uma fração alta do estoque de capital, uma vez que a distribuição de riqueza é desigual, e pessoas ricas deixam como herança boa parte da renda de sua vida. Smetters conclui que a equivalência ricardiana não será válida se a porcentagem de agentes impacientes for positiva.

Os resultados de Mankiw (2000) seguem a mesma linha de pensamento. Foi formulado um modelo no qual apenas uma parcela dos indivíduos faz uma poupança para as gerações futuras. Com relação à equivalência ricardiana, cortes de impostos temporários têm grandes efeitos na demanda, uma vez que os "gastadores" consomem toda a sua renda.

Seigle (1998) mostra que se o governo age como intermediário entre gerações ao prover defesa, a equivalência ricardiana pode não valer. Gastos em defesa diminuem a possibilidade de que as heranças sejam perdidas ou confiscadas em conflitos internacionais. A diferença principal desse artigo para outros é o fato de que os impostos e a estrutura de gastos do governo são consideradas conjuntamente.

Nishiyama e Smetters (2002) formulam um modelo em que a equivalência ricardiana pode ser válida mesmo quando for baixo o compartilhamento de risco entre pais e filhos.

Restrições de Liquidez

Um argumento popular contra a hipótese de equivalência ricardiana é que muitos consumidores sofrem restrições de liquidez e, por isso, gostariam que os impostos fossem reduzidos no presente e aumentados no futuro. A restrição que geralmente motiva este argumento é o racionamento de crédito ocorrido pelo fato de o indivíduo não poder obter crédito com base em sua renda futura (Heller e Star (1979), por exemplo).

As implicações dessa possibilidade dependem da razão pela qual a restrição ocorre. Um detalhamento maior foge ao escopo desse trabalho. Usaremos testes de restrição de liquidez na seção 4, mais especificamente será usado o modelo de Campbell e Mankiw (1989), para testar esse pressuposto da equivalência ricardiana (ver Hayashi (1987) e Yotsuzuka 1987 para uma abordagem mais profunda).

A equivalência ricardiana é invalidada por restrições de liquidez se a emissão de dívida pelo governo introduz um elemento novo que os mercados privados não poderiam introduzir sozinhos, caso contrário a equivalência ricardiana continua a valer. Por um lado, se as restrições de liquidez ocorrerem por causa de custos de transação e se o governo obtiver custos de transação menores que o setor privado na obtenção de empréstimos, então a emissão de dívida pelo governo provoca falhas na equivalência ricardiana. De forma similar, se as características de cada indivíduo não forem observáveis para os que emprestam dinheiro e, portanto, criarem um problema de seleção adversa, a equivalência ricardiana também falha, pois o governo, por meio da natureza universal e compulsória dos seus atos, pode superar esse problema e gerar efeitos reais na economia. Por outro lado, se a restrição ao crédito ocorrer devido à incerteza das rendas futuras (o que tornaria ótimo correlacionar as taxas de empréstimos ao tamanho do empréstimo, devido à possibilidade de não-pagamento crescer com o aumento do tamanho dos empréstimos), a equivalência ricardiana continuaria a valer, pois a dívida do governo não teria efeitos sobre a incerteza agregada e meramente levaria a uma substituição de empréstimos feitos pelo setor privado por empréstimos feitos pelo setor público.

Incerteza

Incerteza sobre rendas futuras é outra razão para falhas na equivalência ricardiana. De acordo com Feldstein (1988), em uma economia em que o altruísmo é a única razão para herança, os impostos são "lump-sum" e a data da morte é conhecida, as heranças são incertas se as rendas futuras também o forem, o que pode afetar testes de equivalência ricardiana. Strawczynski (1995) mostrou que incertezas na renda e poupanças precaucionárias podem invalidar a equivalência ricardiana. Seus resultados foram obtidos com a hipótese de que a terceira derivada da função utilidade é positiva, ou seja, uma hipótese bastante restritiva e sem muita fundamentação teórica.

Outro modelo de equivalência ricardiana com incerteza foi proposto por Hansen (1996). Ele considera um modelo de três períodos em que a renda e as mudanças nos impostos são incertas. Nesse ambiente, os resultados sobre equivalência ricardiana são ambíguos.

Basu (1996), considerando um modelo em que a renda futura é incerta e o imposto sobre a renda é proporcional, conclui que, para graus moderados de aversão ao risco, a equivalência ricardiana pode ser uma boa aproximação.

Racionalidade Limitada

A racionalidade limitada é outra causa de possíveis falhas na equivalência ricardiana. Presume-se que os consumidores fazem previsões racionais sobre suas rendas futuras, sabem distinguir entre mudanças temporárias e permanentes tanto em impostos quanto em déficits governamentais e se adaptam rapidamente a mudanças tanto em variáveis reais quanto em nominais. Tais cálculos exigem uma grande quantidade de informação e raciocínio elaborado, exigências que podem parecer pouco razoáveis. Se apenas uma parte dos consumidores estiver desinformada sobre o nível e o comportamento do déficit público, Reiter (1999) mostrou que a equivalência pode não ser válida.

Impostos não-lump-sum

A validade da equivalência ricardiana pressupõe impostos *lump-sum*, o que pode ser considerado como uma suposição forte.

Impostos não-*lump-sum* podem também interagir com restrições de liquidez causando grandes falhas nos testes de equivalência ricardiana (Bernheim, (1987)). Se supusermos que os mais afetados pela restrição de liquidez são as pessoas de renda baixa, então sua proporção nos impostos futuros associados com a emissão de dívida é pequena. Portanto, sua probabilidade de obter empréstimos no mercado não é afetada por aumentos nos impostos, e uma diminuição nos impostos afetaria o consumo positivamente., causando assim falhas na equivalência ricardiana.

Resultados empíricos

A equivalência ricardiana tem sido testada de diversas formas: pela função de consumo agregada, pela estimação do consumo por meio da equação de Euler, pela taxa de juros e pelo efeito do déficit do governo nas exportações líquidas. Nessa subseção, a equivalência ricardiana será analisada usando-se modelos não-intertemporais de consumo e modelos intertemporais de consumo, conforme feito por Ricciuti (2003).

Reportaremos abaixo os resultados de alguns papers empíricos:

Modelos não-intertemporais de consumo

Testes em relação ao consumo agregado são os mais comuns na literatura empírica. As metodologias principais para se testar a equivalência ricardiana são: a hipótese de ciclo de vida e a hipótese de renda permanente. Em geral, essas metodologias levam a resultados opostos (a primeira abordagem é frequentemente desfavorável à equivalência ricardiana enquanto a segunda é favorável).

Entre os testes baseados na hipótese de ciclo de vida, Feldstein (1982) é considerado um dos mais influentes. A regressão usada por ele foi a seguinte:

$$C_t = a_0 + a_1 Y_t + a_2 W_t + a_3 SSW_t + a_4 G_t + a_5 T_t + a_6 TR_t + a_7 D_t + e_t \quad \#$$

Sendo que C é o consumo agregado total, Y é a renda presente, W é o valor de mercado da riqueza privada, SSW é o valor dos benefícios sociais futuros, G são os gastos do governo, T é a receita dos impostos, TR são as transferências governamentais para os indivíduos e D é dívida total líquida. Sua análise cobre o período de 1930-1977 e usa variáveis instrumentais (na maioria dos casos, são utilizadas defasagens das próprias variáveis como instrumentos). Se a equivalência ricardiana for válida, há uma série de sinais e de valores esperados. $a_4 < 0$, pois um aumento dos gastos do governo é seguido de uma diminuição da riqueza tendo em vista que os consumidores antecipam mudanças nos próximos períodos. Uma mudança nos impostos não tem efeitos quando o nível de gastos do governo e a dívida são mantidos constantes, logo $a_5 = 0$. Um aumento nas transferências tem o mesmo efeito de uma redução nos impostos: os indivíduos têm renda maior e maiores dívidas no futuro, logo $a_6 = 0$. O coeficiente de SSW capta uma transferência direta entre as gerações: se $a_3 = 0$ os consumidores poupam para compensar completamente a taxa extra das gerações futuras. Finalmente, uma vez que a riqueza inclui a dívida do governo, a visão ricardiana implica que uma variável de dívida separada teria o sinal contrário e a mesma magnitude da variável de riqueza total, isto é, $a_7 = -a_2$. Dado que os sinais esperados e as magnitudes são diferentes das estimadas, Feldstein rejeita a equivalência ricardiana. Seus resultados, entretanto, devem ser vistos com certa cautela, pois, entre outros fatores, seus intervalos de confiança são pouco usuais (10%). Além disso, foram encontrados valores e magnitudes bem diferentes dos parâmetros estimados em outros estudos similares, conforme afirmou Ricciuti (2003). Em particular, a medida de riqueza da seguridade social e o indicador de consumo usados por Feldstein não são os mais adequados. Ademais, os instrumentos utilizados por Feldstein para tirar a endogeneidade dos impostos e da renda são limitados ao uso de uma defasagem das próprias variáveis.

Seater e Mariano (1985) especificam testes para a equivalência ricardiana baseados na hipótese de renda permanente. A função de consumo estimada é a seguinte:

$$C_t = a_0 + a_1\check{Y}_t + a_2(Y_t - \check{Y}_t) + a_3G_t + a_4(G_t - \check{G}_t) + a_5AMTR_t + \# \\ a_6RS_t + a_7RL_t + a_8T_t + a_9TR_t + a_{10}D_t + a_{11}SSW_t + u_t \#$$

Sendo que \check{Y} é a renda permanente, Y_t é a renda corrente, \check{G}_t são os gastos permanentes do governo e G_t são os gastos correntes do governo, $AMTR$ é uma medida da taxa de imposto marginal, RS e RT são respectivamente as taxas de juros pós-impostos de curto e longo prazo, T são as receitas provenientes de impostos, TR são as transferências para os indivíduos, D é o valor de mercado da dívida do governo e SSW é a riqueza da seguridade social. Os coeficientes esperados são: $a_2 = 0$ porque variações temporárias na renda permanente não têm efeitos no consumo, $a_8 = a_9 = 0$ porque uma redução de impostos (ou um aumento nas transferências) gera mais poupança, já que os indivíduos poupam mais para pagar os impostos futuros sem afetar o consumo presente, $a_{10} = 0$ pois dívida do governo não é riqueza líquida, $a_3, a_4 < 0$ porque os gastos do governo substituem gastos privados, $a_5 < 0$ por causa dos efeitos distorcionários dos impostos, $a_6, a_7 < 0$ porque taxas de juros mais altas substituem consumo presente por consumo futuro. A análise cobre o período de 1931-1974. Os valores estimados dos coeficientes diretamente relacionados à equivalência ricardiana (T, TR, D e SSW) não são significativos, ou seja, os resultados são favoráveis à hipótese de equivalência ricardiana. Ressalte-se que várias das séries usadas são baseadas em estimativas não muito precisas, como as de SSW .

Cardia (1997) fez uma análise da robustez de estimativas econométricas feitas com base no

consumo agregado. Ela concluiu que as estimativas dos efeitos de impostos no consumo não são robustas e que os testes padrões têm falhas, as quais podem levar a resultados conflitantes.

Destaque-se que os resultados obtidos com modelos não-intertemporais de consumo são bastante sensíveis à especificação do modelo.

Modelos de consumo intertemporal

A evidência econométrica obtida por meio dos modelos usados na seção anterior não é baseada em especificações teóricas que englobem a equivalência ricardiana e outras alternativas. Evans (1988) num modelo com fundamentos microeconômicos usou um modelo bem fundamentado teoricamente, originalmente proposto por Blanchard (1985), para testes empíricos. A equação estimada foi a seguinte:

$$C_t = (1 + \mu)(1 - \alpha)C_{t-1} + \alpha(\rho - \mu)A_{t-1} + u_t \quad \#$$

Sendo que ρ é a taxa de juros reais constantes, μ é a taxa usada pelos consumidores para descontar a riqueza, α é a propensão marginal a consumir a riqueza, C é o consumo e A é o estoque de riqueza não-humana. Se os consumidores forem ricardianos, $\rho = \mu$, ou seja, o coeficiente da riqueza é zero; se $\rho < \mu$ o coeficiente da riqueza é negativo. Ao fazer a estimação, Evans (1988) encontrou um valor não significativamente diferente de zero para o coeficiente de A_{t-1} e concluiu pela não-rejeição da equivalência ricardiana. Em contraste, Graham e Himarios (1996), usando uma aproximação melhor do valor de mercado da riqueza, encontraram forte evidência contrária. Evans (1993) fez uma estimação para dados de diversos países e rejeitou a hipótese de equivalência ricardiana. Esse resultado é contestado por Haug (1996) que usou uma versão mais geral do modelo de Evans (1988) com taxa de juros variáveis e sem restrições sobre o coeficiente do consumo defasado.

Sobre os pressupostos de equivalência ricardiana, Hubbard e Judd (1986), Ponterba e Summers (1987) e Jaeger (1993) concluíram que o uso de horizontes finitos tem poucos efeitos. A respeito da restrição de liquidez, Rickerbie (1997) afirma que nos Estados Unidos a proporção de consumidores afetados pela falta de crédito não é estatisticamente significativa para afetar testes sobre equivalência ricardiana.

Garcia e Ramajo (2005) obtiveram resultados inconclusos quanto à hipótese de equivalência ricardiana na Espanha usando modelos estruturais e equações de Euler.

Há outros testes específicos baseados em equações de Euler, que é o conjunto de condições de primeira ordem obtidas a partir do problema de maximização intertemporal (equação (4)):

$$u'(C_{t+i}) = (R/\beta)^i \lambda$$

Testes conduzidos nessa linha fornecem, em geral, evidência a favor da equivalência ricardiana (Enders e Lee, 1990; Evans, 1988; Haque, 1988; Haug, 1990). Entre eles, merece destaque o

trabalho de Enders e Lee, o qual será descrito minuciosamente na seção seguinte. Os dois pesquisadores usaram dados trimestrais para os Estados Unidos de 1947:3 até 1987:1 e fizeram estimações por meio de um *Vector Auto-Regression* (VAR) e do Método Generalizado dos Momentos (MGM). Na seção seguinte, será descrito minuciosamente o modelo usado por Enders e Lee.

Destaque-se que uma das críticas mais comuns feitas a testes com equações de Euler é a inexistência de soluções fechadas para o consumo quando a renda futura é incerta, de modo que há problemas com as implicações testáveis, as quais obviamente envolvem a série de consumo (Hayashi (1985)).

Estimações com VAR

A maioria das variáveis econômicas, como PIB e consumo não são estacionárias. Assim, a significância de raízes unitárias em macroeconomia é clara, pois choques em variáveis integradas terão efeitos permanentes, de modo que é importante saber distinguir séries estacionárias de séries não-estacionárias.

Um dos principais estudos feitos por meio de VAR para se testar a equivalência ricardiana foi o de Khalid (1996). Ele analisou um painel de 21 países em desenvolvimento, cobrindo o período de 1960-1988, e usou *Full Information Maximum Likelihood*. Em 12 casos, ele foi incapaz de rejeitar a hipótese de equivalência ricardiana. Em outros 5 casos, concluiu que a existência de restrições de liquidez é a principal causa de falha na hipótese de equivalência ricardiana. Usando um modelo similar ao de Khalid (1996), Reistchuler e Cuaresma (2004) testaram a hipótese de equivalência ricardiana para 26 países da OCDE e concluíram que em 10 países, 9 deles na Europa, a hipótese de equivalência ricardiana não pode ser rejeitada.

Leachman (1996) encontrou cointegração entre poupança privada e dívida do governo, ou seja, evidência contrária à equivalência ricardiana.

Aplicando multicointegração, Ghatak e Ghatak (1996) não encontraram evidência de validade da hipótese de equivalência ricardiana para o caso da Índia.

Ressalte-se que há várias críticas feitas aos modelos que usam VAR, como a feita por Bernheim (1987), de acordo com ele, os modelos VAR são muito parcimoniosos, omitindo várias variáveis importantes, de forma que os resultados sobre testes de equivalência ricardiana feitos com VAR podem ser errôneos.

Resultados sobre o Brasil

Com relação a estudos feitos sobre o Brasil, a literatura é reduzida até porque as séries temporais (por exemplo, a série de consumo trimestral, essencial em qualquer estudo de equivalência ricardiana calcada em um curto período de tempo, como é o caso aqui, só começou a ser divulgada em 1991) são curtas e outras importantes não existem. Eis alguns dos artigos que merecem destaque sobre o tema.

Reis, Issler, Blanco e Carvalho (1998) testam uma restrição de liquidez (hipótese necessária para a validade da hipótese de equivalência ricardiana) para o Brasil. O trabalho deles rejeita a hipótese de que a fração da população que sofre restrições de liquidez não é significativamente diferente de zero, o que seria um indicador contrário à existência de equivalência ricardiana no Brasil. Voltaremos a esse ponto na seção 5.

Reis (2004) obtém resultados similares ao rejeitar a hipótese de que o consumo no Brasil seja um passeio aleatório, premissa de modelos de renda permanente, e conclui que um agente no Brasil segue a tendência de consumir toda a sua renda possivelmente devido à falta de acesso ao crédito.

Almeida (2004) em estudo sobre as diferentes formas de poupança (interna, externa e pública) obtém também resultados sobre a equivalência ricardiana no Brasil. Segundo Almeida, não se pode rejeitar no longo prazo a existência de equivalência ricardiana. Ressalte-se que não foi testada diretamente a equivalência ricardiana e que não são usadas séries de consumo, bastante relevantes para testes sobre equivalência ricardiana.

Modelo

O modelo usado no presente trabalho é o mesmo usado por Enders e Lee (1990). Na parte de resultados, será feita uma descrição dos dados utilizados.

O modelo usa dois países e é bastante agregador já que existe um único bem que pode ser usado para consumo privado ou governamental. Considere-se um agente representativo nacional que maximiza sua função de utilidade esperada:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [c_t^{1-\delta} g_t^\delta]^\rho / \rho \quad \#$$

Sendo que:

- c_t = consumo privado real do indivíduo doméstico;
- g_t = gastos governamentais reais do governo doméstico;
- β ($0 < \beta < 1$) = fator de desconto intertemporal;
- $E_t x_{t+j}$ = é a esperança matemática de x_{t+j} condicionada ao conjunto de informação em t (o conjunto de informação em t contém todas as variáveis subscritas em t e anteriores a t);
- ρ ($\rho < 1$) = mede o grau de aversão relativa ao risco. Nas estimativas, será feito também o cálculo de γ , que é a forma mais comum para se medir o grau de aversão relativa ao risco na literatura e corresponde a $\gamma = 1 - \rho$;
- δ ($0 < \delta < 1$) = é um parâmetro que indica como os gastos governamentais contribuem para o aumento da utilidade do indivíduo.

Tendo em vista ressaltar a importância da hipótese de equivalência ricardiana, é assumido que a dívida do governo doméstico ou externo é a única forma de se armazenar valores. Cada governo pode lançar títulos de um período que pagam uma unidade de produto. Destarte, na ausência de risco de inadimplência dos governos, as taxas de juros reais pagas pelos títulos dos dois países devem ser iguais. A restrição orçamentária do indivíduo em t é:

$$B_t/(1 + i_t) + F_t/((1 + i_t^*)e_t) + p_t c_t + p_t \tau_t \leq p_t y_t + B_{t-1} + F_{t-1}/e_t \quad \#$$

Sendo que:

$-B_t$ = valor em reais de títulos do governo nacional de um período comprados em t e retidos até t+1;

$-i_t$ = taxa de juros nominal doméstica;

$-e_t$ = preço de um real na moeda estrangeira de referência;

$-F_t$ = valor em moeda estrangeira dos títulos do governo estrangeiro de um período comprados em t e retidos até t+1;

$-i_t^*$ = taxa de juros nominal estrangeira ;

$-p_t$ = preço do bem em moeda doméstica;

$-y_t$ = produção real doméstica;

$-\tau_t$ = impostos reais "lump-sum".

Dado que há um único bem homogêneo, com a hipótese de inexistência de custos de transportes, a condição de arbitragem assegurará que: $p_t = p_t^*/e_t$ sendo que p_t^* = valor em moeda estrangeira do bem. Definindo-se a taxa de juros reais (r_t) e a quantidade de títulos domésticos reais (b_t) e estrangeiros reais (f_t), obtém-se:

$$1 + r_t \equiv p_t(1 + i_t)/p_{t+1} = p_t^*(1 + i_t^*)/p_{t+1}^* \equiv 1 + r_t^* \quad \#$$

$$b_t \equiv B_t/p_{t+1} \text{ e } f_t \equiv F_t/p_{t+1}^*$$

Dividindo-se a equação (11) por p_t e usando as definições, obtém-se:

$$(b_t + f_t)/(1 + r_t) + c_t + \tau_t \leq y_t + b_{t-1} + f_{t-1} \quad \#$$

O problema de maximização do indivíduo em cada período t é escolher c_t e a soma ($b_t + f_t$) de modo a maximizar (10) dada a restrição orçamentária em (ref: 12). Assim, dadas as hipóteses do modelo, o comportamento maximizador do indivíduo independe da taxa de câmbio. Claro que a não-relevância da taxa de câmbio deve ser testada empiricamente.

No processo de maximização, o indivíduo é ciente de que a seqüência de impostos pagos no futuro é relacionada com a emissão de títulos por:

$$g_t - \tau_t = (b_t + b_t^*)/(1 + r_t) - b_{t-1} - b_{t-1}^* \quad \#$$

Sendo que b_t^* representa a quantidade real de títulos brasileiros comprados por estrangeiros em t e retidos até t+1.

As condições de primeira ordem para um máximo interior satisfazem:

$$(1 - \delta)[c_t^{1-\delta} g_t^\delta] \rho^{-1} c_t^{-\delta} g_t^\delta = \lambda_t \quad \#$$

$$\lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} (1 + r_t) \quad \#$$

Sendo que λ_t é o multiplicador de Lagrange.

Para demonstrar a hipótese de equivalência ricardiana, substitui-se a restrição orçamentária do governo (equação (ref: 13)) na restrição orçamentária do indivíduo (equação (ref: 12)) e resolve-se a equação de diferenças resultante para se obter:

$$\sum_{t=0}^{\infty} [c_t + g_t - y_t] \prod_{j=0}^t d_{j-1} = f_{-1} - b_{-1}^* \quad \#$$

Sendo que:

$$\prod_{j=0}^t d_{j-1} \equiv d_{-1} d_1 \dots d_{t-1}; \quad \#$$

$$d_{-1} = 1; d_j = 1/(1 + r_t) \quad j \geq 0$$

A equação (ref: 15) é o bastião da Hipótese de Equivalência Ricardiana para uma economia aberta: o valor descontado do fluxo de consumo precisa ser financiado pelo fluxo de renda e pelos títulos líquidos sobre estrangeiros ($f_{-1} - b_{-1}^*$) menos o valor descontado do fluxo de gastos do governo doméstico. Como os impostos não aparecem na restrição orçamentária intertemporal do indivíduo, a única forma de a escolha dos níveis de emissão de títulos e de impostos afetar o comportamento do indivíduo é por meio de efeitos na taxa de juros real. A determinação da taxa de juros doméstica, no entanto, requer a discussão do comportamento otimizador do agente estrangeiro.

Considera-se que os residentes no exterior seguem um programa ótimo de consumo similar ao dos agentes nacionais. É claro que os planos ótimos dos estrangeiros satisfazem a seguinte restrição:

$$\sum_{t=0}^{\infty} [c_t^* + g_t^* - y_t^*] \prod_{j=0}^t d_{j-1} = b_{-1}^* - f_{-1} \quad \#$$

Sendo que * se refere à contrapartida estrangeira da variável nacional.

Por essa razão, dada a taxa de juros reais e o fluxo de gastos do governo estrangeiro, a substituição de dívida estrangeira por impostos externos não afetará as possibilidades de consumo. As taxas de juros reais são determinadas pela condição de que a produção mundial seja igual ao consumo mundial:

$$y_t + y_t^* = c_t() + c_t^*() + g_t + g_t^* \quad \#$$

Sendo que os símbolos $c_t()$ e $c_t^*()$ são usados para representar a função demanda de consumo que resulta da otimização do problema doméstico e do externo.

Dadas as expectativas racionalmente formadas dos agentes com relação às seqüências $\{y_t\}$, $\{y_t^*\}$, $\{g_t\}$ e $\{g_t^*\}$, as funções $c_t()$ e $c_t^*()$ dependem apenas dos níveis pré-existentes de títulos líquidos nacionais no exterior ($f_{t-1} - b_{t-1}^*$) e nas expectativas concernentes à seqüência de fatores de descontos reais $\{1 + r_t\}$. A equação (ref: 18) determina o caminho temporal de referência da taxa de juros real independentemente do caminho temporal dos déficits ou superávits governamentais.

A implicação direta é que os chamados déficits gêmeos não são tão relacionados assim. Considerando nx_t o balanço de bens e serviços no período t , o equilíbrio no mercado de bens requer que:

$$nx_t = y_t - c_t() - g_t \quad \#$$

Dados y_t, g_t e a invariância de $c_t()$ ao lançamento de títulos, o déficit do balanço de bens e serviços não pode ser causado pelo déficit orçamentário do governo federal.

Saliente-se que um aumento temporário nos gastos governamentais pode ser associado com um déficit externo. Se, por exemplo, g_t aumentar \$1 enquanto todos os outros valores de $\{g_{t+1}\}$ permanecerem constantes, o valor descontado do fluxo de impostos aumentará \$1. O efeito renda do imposto vindouro induz em cada período um declínio do consumo de menos de \$1; de modo que o déficit externo aumentará nos próximos períodos.

Resultados

Inicialmente, será feita uma descrição das variáveis e dos dados utilizados.

Dados

Como em diversos trabalhos (entre eles, Enders e Lee (1990) e Issler e Piqueira (2000)) são usados dados dessazonalizados, no presente trabalho serão feitas estimativas com dados dessazonalizados e também com *dummies* sazonais, com o objetivo de dar maior robustez aos resultados. Por isso, as séries de consumo, gastos do governo, exportações líquidas (resultado da balança comercial e da balança de serviços) e de renda disponível bruta, as quais geralmente apresentam características sazonais, foram dessazonalizadas pelo método X12 aditivo (como havia valores negativos para as exportações líquidas, não se usaram métodos multiplicativos).

Segue uma descrição das séries usadas no trabalho e das séries primárias usadas para construí-las:

c_t : consumo real per capita em milhões de reais do quarto trimestre de 1994 (foram feitos testes com dados dessazonalizados pelo método X12 aditivo e também com dados sem serem dessazonalizados);

g_t : consumo real per capita da administração pública em milhões de reais do quarto trimestre de 1994 (foram feitos testes com dados dessazonalizados pelo método X12 aditivo e também com dados sem serem dessazonalizados);

b_t : dívida total real per capita do governo em milhões de reais do quarto trimestre de 1994;

nx_t : exportações líquidas per capita em milhões de reais do quarto trimestre de 1994 (foram feitos testes com dados dessazonalizados pelo método X12 aditivo e também com dados sem serem dessazonalizados);

e_t : taxa de câmbio - R\$/US\$ - comercial - compra - média - trimestral ;

r_t : taxa de juros reais. Para o cálculo dos juros nominais foi usada a taxa Selic e para o cálculo da inflação, o IGP-DI.;

r^* : taxa de juros reais americana (a qual foi usada para se testar a hipótese do modelo de igualdade das taxas reais de juros, ou seja, tentou-se ver se o uso de outra taxa de juros reais mudaria significativamente os resultados). Para a taxa de juros nominais americana foi usado o *Federal Funds Rate* e para o cálculo da inflação, o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) dos Estados Unidos;

rnd_t : renda nacional disponível bruta per capita em milhões de reais do quarto trimestre de 1994 (foram feitos testes com dados dessazonalizados pelo método X12 aditivo e também com dados sem serem dessazonalizados). Essa série foi usada posteriormente para se testar a restrição de liquidez.

Para os cálculos de c_t e de g_t , usaram-se os índices de consumo real final das famílias das contas nacionais do IBGE e o índice de consumo real da administração pública das contas nacionais do IBGE, respectivamente. Com o intuito de facilitar a comparação e a visualização nos gráficos com as séries de b_t e de nx_t , que estão em milhões de reais per capita do quarto trimestre de 1994, usaram-se as séries de consumo final das famílias e da administração pública em milhões de reais do quarto trimestre de 1994 de modo que as séries de c_t e g_t fossem denominadas de forma congênere.

Para os cálculos de b_t , usou-se a série de dívida total líquida do setor público consolidado, a qual foi deflacionada pelo IGP-DI. Para os cálculos de rnd , foi usada a série de renda nacional bruta divulgada pelo IBGE, a qual foi deflacionada pelo IGP-DI. Para os cálculos de nx_t , usaram-se as séries de exportações líquidas de bens e de serviços, as quais foram transformadas em reais com o uso da série de câmbio (e_t) e deflacionada pelo IGP-DI.

A série de população usada foi a divulgada pelo IBGE. Como não há disponibilidade de dados trimestrais para a série de população, foi usada uma interpolação linear na série anual.

Foram usados dados trimestrais de 1991:1 a 2005:1. Não foi possível usar séries mais longas devido à inexistência de dados oficiais para a série de consumo privado trimestral.

Testes de raiz unitária

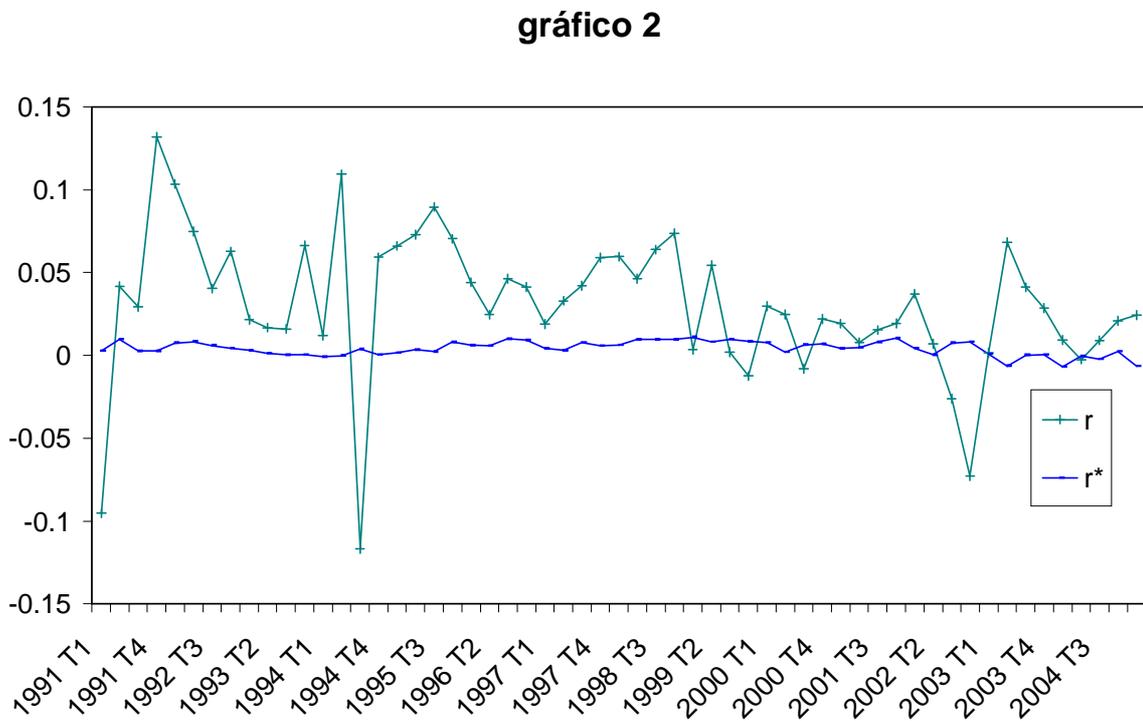
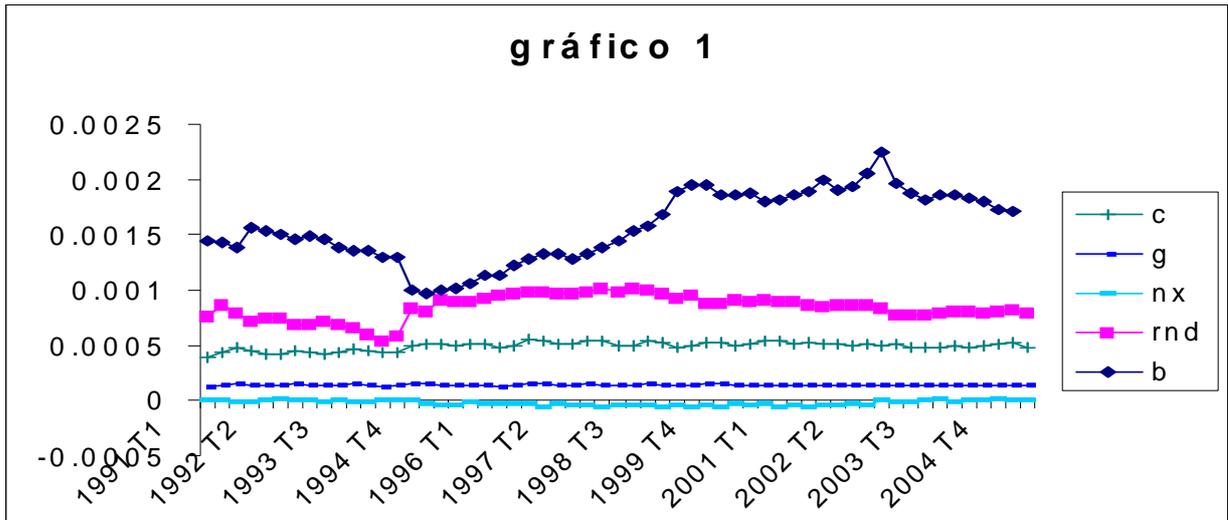
Todas as variáveis foram tomadas em logaritmos, com exceção das exportações líquidas e da taxa de juros reais que podem assumir valores negativos. No cálculo dos p-valores foram usados os testes uncaudais de Mackinnon (1996) e em todos os casos a hipótese nula era a de que havia uma

raiz unitária. Foram feitos dois testes com $\ln e$, o primeiro com intercepto e tendência ($\ln e^*$) e o segundo ($\ln e$) somente com constante. Fez-se um teste com tendência pois essa era a única série nominal.

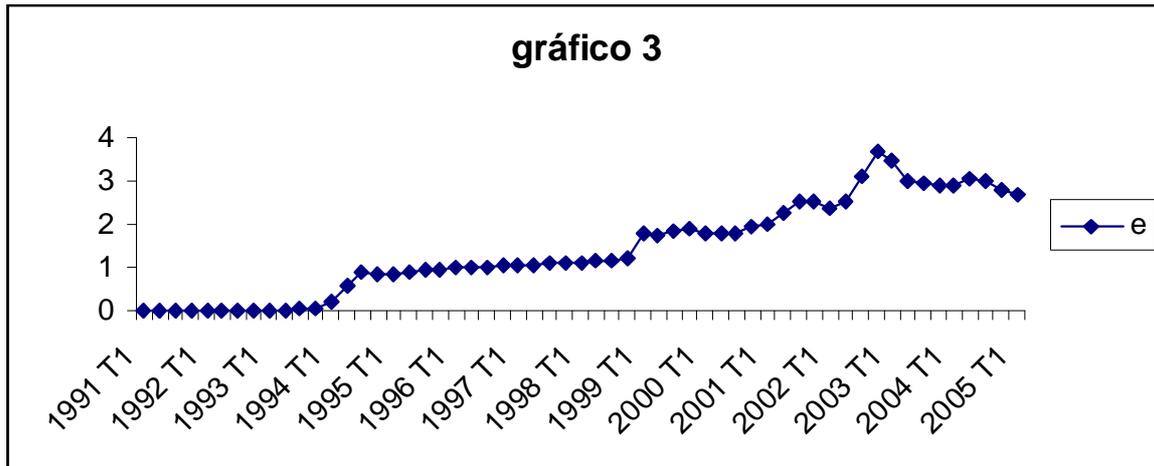
Os resultados abaixo foram obtidos usando-se o período todo (1991:1 a 2005:1), dados dessazonalizados e lag indica o número de defasagens usadas no teste ADF:

Tabela 1							
variável	nível			diferença			conclusão
	lag	ADF	p-valor	lag	ADF	p-valor	
$\ln c$	3	-2,2792	0,1823	1	-6,5958	0,000	$I(1)$
$\ln g$	4	-2,0964	0,2469	1	-7,2822	0,000	$I(1)$
$\ln b$	0	-0,9729	0,7560	0	-6,1692	0,000	$I(1)$
nx	2	-0,9812	0,7538	3	-6,8159	0,000	$I(1)$
$\ln e^*$	2	-3,6800	0,0323	0	-2,7453	0,223	inconcluso
r	0	-6,9978	0,0000	0	-13,2234	0,000	$I(0)$
$\ln e$	2	-4,4158	0,0008	0	-1,8465	0,354	inconcluso
r^*	0	-3,2874	0,0202	1	-9,4129	0,000	$I(0)$
$\ln rnd$	1	-1,7707	0,3909	1	-5,3204	0,000	$I(1)$

Em suma, os resultados, em geral, foram conforme esperado pela teoria macroeconômica. $\ln c$ foi integrada de ordem 1, $\ln b$ foi integrada de ordem 1, $\ln g$ foi integrada de ordem 1 na maioria dos testes, rnd foi integrada de ordem 1, r e r^* (apenas no teste KPSS r^* foi considerada não-estacionária) foram estacionárias (destaque-se que, em quase todos os períodos a taxa de juros reais norte-americana foi bem menor que a brasileira, o que já era de se esperar visto que os Estados Unidos são considerados um país com um risco bem menor que o Brasil). Já sobre os resultados de nx , inicialmente a teoria econômica não previria que a série de exportações líquidas fosse integrada de ordem 1, mas, dado o pequeno tamanho da série, e as mudanças ocorridas no Brasil nos últimos anos (abertura da economia, desvalorização do câmbio em 1999 com conseqüente grande crescimento das exportações líquidas, as quais foram negativas na maior parte da década de noventa), o resultado não parece tão surpreendente. Os gráficos seguintes bem ilustram as afirmações acima.:



Já para a série de câmbio os resultados foram ambíguos, o que era previsível dada a quebra estrutural em 1994 (implementação do Plano Real):



Ressalte-se que foi feito também o teste ADF para as séries de gastos do governo, consumo privado, renda nacional disponível e exportações líquidas com dados sem serem dessazonalizados. Usou-se o mesmo procedimento, ou seja, certificou-se de que os resíduos eram ruídos brancos. Para tanto, foram usadas quatro defasagens para todas as variáveis. Os resultados foram bem similares aos obtidos com a dessazonalização, ou seja, todas as variáveis foram integradas de ordem 1 (resultados no apêndice).

Para se testar se houve quebra estrutural no câmbio em (1994:3) foi feito primeiramente um teste de previsão de Chow (teste de quebra estrutural). Usou-se o teste de previsão e, não, o de *breakpoint*, pois para o teste de *breakpoint* se estimariam os parâmetros de uma série muito pequena (1991:1 1994:2), ou seja, o pequeno tamanho dessa amostra (1991:1 1994:2) poderia afetar a estimação dos parâmetros, deixando os resultados pouco confiáveis.

Segue abaixo uma breve descrição do teste realizado e das estatísticas reportadas.

O teste de previsão de Chow estima dois modelos: um usando todas as T observações da amostra e outro usando um longo subperíodo T_1 . Uma grande diferença entre os dois modelos lança dúvidas sobre a estabilidade dos parâmetros estimados.

Se os resíduos de cada modelo forem independentes e seguirem uma distribuição normal identicamente distribuída, então os resíduos seguem uma distribuição F exata e finita, e pode-se usar a seguinte estatística F para testes (sendo que a hipótese nula é a inexistência de quebra estrutural):

$$F = (\tilde{\varepsilon} \cdot \tilde{\varepsilon} - \varepsilon \cdot \varepsilon) / (T_1 - k) / (\varepsilon \cdot \varepsilon) / (T - T_1) \quad \#$$

Sendo que k é o número de parâmetros estimados, $\tilde{\varepsilon}$ é o resíduo da regressão estimada usando o subperíodo T_1 e ε é o resíduo da regressão estimada usando o período todo.

Foi feito também o teste do Logaritmo de *Likelihood Ratio* (LR), o qual é baseado na comparação dos resultados restritos e irrestritos da função gaussiana de máxima verossimilhança. Tanto o logaritmo da função de máxima verossimilhança regressão restrita quanto o da irrestrita são realizados com os parâmetros obtidos com o uso de todo o período da amostra. A regressão restrita usa apenas os valores originais dos parâmetros estimados enquanto a regressão irrestrita acrescenta uma *dummy* para cada ponto que esteja no subperíodo T_1 . A estatística de teste LR tem uma distribuição qui-quadrada com $(T - T_1)$ graus de liberdade sob a hipótese nula de que não há quebra estrutural.

A equação estimada para o câmbio de modo que os resíduos fossem similares a ruído branco foi a seguinte:

$$\Delta \ln e_t = \delta + \alpha \ln e_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Delta \ln e_{t-i} + \alpha t \varepsilon_t \quad \#$$

Em suma, duas defasagens, um intercepto e uma tendência na série.

Seguem os resultados com o seguinte subperíodo T_1 (1994:3 a 2005:1):

Tabela 2			
estatística F	21,882	p-valor	0,000
logaritmo de LR	67,443	p-valor	0,000

Há forte evidência, portanto, de que tenha havido quebra estrutural, resultado já esperado na teoria.

Foi feito ainda um teste de raiz unitária com quebra estrutural, com quebra conhecida (1994:3) de tendência no câmbio, para confirmar a ordem de integração do câmbio. Para tanto, usou-se o teste de Perron (1989) com quebra de tendência. O teste consiste primeiramente na estimação da seguinte equação:

$$\ln e = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1) d_t + \varepsilon_t \quad \#$$

Sendo que $d_t = 0$, para d_t anterior a 1994:3, $d_t = 1$, para $t=1994:3$, $d_t = 2$, para $t=1994:4$, $d_t = 3$, para $t=1995:1$, e assim sucessivamente até 2005:1.

Depois, usam-se os resíduos da equação (ref: p), os quais serão denominados por \hat{y}_t , para rodar a seguinte regressão:

$$\hat{y}_t = a_1 \hat{y}_{t-1} + \epsilon_t \quad \#$$

Como os resíduos da equação (ref: p1) já não apresentaram correlação serial, não foi preciso

acrescentar defasagens de $\Delta \hat{y}_t$.

Por fim, foram calculados os valores da estatística t para a hipótese nula de que $a_1 = 1$ e este valor foi comparado com os valores críticos calculados por Perron para $\lambda = 0,6$, sendo que λ corresponde a razão entre o número de observações após a quebra e o número total de observações. Como o valor da estatística t obtido (-2,4599) foi superior aos valores críticos calculados por Perron, que são de -4,51 para 1%, -4,13 para 5% e -3,85% para 10%), concluiu-se que havia um raiz unitária na série de $\ln e_t$.

Foi realizado também um teste com duas quebras estruturais endógenas (1994:3 e 1999:1). Para tanto, foi usado o modelo CA de Lusmdaine e Papell (1997). O resultado foi de que não se rejeitou a hipótese nula de raiz unitária com as duas quebras (obteve-se o valor de -8,36 e os valores críticos são de -7,24% a 1%, -7,02 a 2,5% e -6,65% a 5%. As datas das quebras endógenas foram :1993:4 e 1998:4), ou seja, bem próximas s]das datas esperadas.

A fim de se confirmar os resultados, foram repetidos os testes da tabela 1 no subperíodo (1994:3 2005:1), ou seja, período posterior à implementação do plano real, e para cada variável foram repetidos os procedimentos anteriores para se determinar o número adequado de defasagens a ser utilizado.

variável	nível			diferença			conclusão
	lag	ADF	p-valor	lag	ADF	p-valor	
$\ln c$	1	-2,4527	0,1343	1	-6,3965	0,0000	$I(1)$
$\ln g$	2	-2,8005	0,0672	1	-5,9941	0,0000	$I(1)$
$\ln b$	1	-2,5188	0,1185	1	-3,6883	0,0081	$I(1)$
nx	1	-0,5292	0,8749	0	-6,8590	0,0000	$I(1)$
$\ln e^*$	1	-1,9600	0,6051	0	-5,5210	0,0000	$I(1)$
r	1	-3,4860	0,0134	1	-6,4054	0,0000	$I(0)$
$\ln e$	1	-1,2301	0,6522	0	-5,5115	0,0000	$I(1)$
$\ln rmd$	1	-1,0003	0,7443	0	-7,6097	0,0000	$I(1)$

Os resultados dos testes de raiz unitária para essas séries, nesse subperíodo (1994:3 a 2005:1), corroboram a evidência do teste feito com toda a amostra para as séries de c , r , nx , b , para rmd e para g . Por último, os resultados da série de câmbio nominal, parecem agora bem razoáveis, ou seja, a série de câmbio nominal é integrada de ordem um, e a quebra estrutural em 1994 afetou o resultado do teste para o período inteiro. Ressalte-se que o menor número de graus de liberdade nos testes com esse subperíodo, consequência do menor número de observações, diminui o poder do teste de rejeitar uma raiz unitária. Como os resultados permaneceram inalterados, existe clara evidência de que a ordem de integração das séries tenha sido estimada corretamente.

Análise de Modelos de Vector Autoregression (VAR) e

de VEC (Vector Error-Correction)

Como nem todas as variáveis são integradas de ordem um (I(1)), foi mais apropriado usar inicialmente um modelo VAR irrestrito do que um VEC para testar as relações entre as variáveis do modelo sem a necessidade de se impor restrições *a priori* referentes à exogeneidade. Posteriormente, serão usados modelos VEC, para a estimação dos quais será feita a hipótese de que a taxa de juros reais é exógena e, em seguida, de que ela não é uma variável relevante.

O modelo VAR apresenta a seguinte forma:

$$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \#$$

Sendo que: y é um vetor ($n \times 1$), Φ_i são matrizes de coeficientes, c é um vetor de constantes, p é o número de defasagens utilizadas e ε é o vetor ($n \times 1$) de resíduos

Procurou-se incluir no modelo VAR as variáveis consideradas mais importantes para o modelo teórico usado. Pareceu adequado, a princípio, usar o mesmo conjunto de variáveis usadas por Enders e Lee (1990). Além dessas, usou-se uma outra taxa de juros (r^*). Assim, as variáveis utilizadas foram: c_t , g_t , b_t , nx_t , e_t , r_t e r_t^* , sendo que inicialmente estimou-se um var com r_t e depois outro com r_t^* no lugar de r_t .

De acordo com os resultados dos testes de raiz unitária realizados na seção anterior, as variáveis foram tomadas em níveis ou em diferenças para a estimação do VAR. Foi utilizada a seguinte terminologia nas tabelas que se encontram no presente trabalho:

- 1) o símbolo ∇ que precede uma variável indica a mudança percentual nessa variável, por exemplo: $\nabla c_t = \ln c_t - \ln c_{t-1}$);
- 2) o símbolo d significa diferença, assim: ($dnx_t = nx_t - nx_{t-1}$);
- 3) ∇c_t (denominado DLCO_SA nas tabelas com modelos VAR);
- 4) ∇g_t (denominado DLG_SA nas tabelas com modelos VAR);
- 5) ∇b (denominado DLB nas tabelas com modelos VAR);
- 6) dnx_t (denominado DLNX_SA nas tabelas com modelos VAR);
- 7) ∇e_t (denominado DLE nas tabelas com modelos VAR);
- 8) r (denominado R nas tabelas com modelos VAR);
- 9) r^* (denominado R_EUA nas tabelas com modelos VAR).

Para se determinar o número de defasagens adequadas ao VAR estimado, foram usados quatro critérios: o de razão de máxima verossimilhança modificado (LR), o de Akaike, o de Schwarz (SC) e o de Hannan-Quinn (HQ). Para uma discussão mais aprofundada ver Lütkepohl (1991, seção 4.3)).

Segue uma tabela com o número de defasagens considerado adequado pelos diversos critérios para um VAR com o período todo da amostra (1991:1 a 2005:1) com as seguintes variáveis (∇c_t , ∇g_t , ∇b_t , ∇nx_t , ∇e_t e r_t) :

Tabela 3				
Lag	LR	AIC	SC	HQ
0	NA	-18.45375	-18.2307	-18.36798
1	187.0669*	-21.16194*	-19.60057*	-20.56151*
2	40.4169	-20.81387	-17.91419	-19.69879
3	37.05032	-20.54509	-16.30711	-18.91537

De acordo com todos os testes, seria adequado trabalhar com apenas uma defasagem. Foi esse, portanto, o número de defasagens escolhido. Em tabela no apêndice, mostra-se que, com os dados não-dessazonalizados de acordo com a maioria dos critérios, selecionar-se-iam 2 defasagens (esse resultado é consistente com o fato de que dados não-dessazonalizados possivelmente exigiriam um número maior de defasagens). No apêndice, encontram-se também outros resultados de decomposição de variância e gráficos de funções impulso-resposta com dados sem serem dessazonalizados.

Em seguida, testaram-se as condições de estacionariedade do VAR, concluindo-se pela sua estacionariedade, dado que as raízes do polinômio característico atendiam as condições de estacionariedade. Foi importante realizar esse teste, pois a não-estacionariedade do VAR poderia fazer que choques no sistema tivessem efeitos permanentes, o que atrapalharia análises feitas posteriormente, principalmente as com decomposição de variância e as com funções impulso-resposta.

A decomposição da variância mostra a proporção da variância do erro da previsão de uma variável que é atribuível a cada variável no sistema e foi usada no presente trabalho com o intuito de se analisar a proporção do erro da variância do consumo e das exportações líquidas que é atribuível à dívida do governo (se esses valores forem relativamente altos, existe evidência contrária à equivalência ricardiana) e aos gastos do governo.

É sabido que não há uma única forma de se ordenar as variáveis para uma decomposição de variância. No presente trabalho, foi usada a decomposição com ordenamento de Cholesky. A decomposição de variância se baseia no fato de que o erro de previsão feita com s períodos à frente de um VAR estacionário é dado por (para mais detalhes sobre decomposição de variância e da influência de se mudar as ordenações, ver Hamilton (1994) ou Enders (1995)):

$$y_{t+s} - \hat{y}_{t+s/t} = \varepsilon_{t+s} + \Psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t+s-2} + \dots + \Psi_{s-1} \varepsilon_{t+1} \quad \#$$

Sendo que y_t é um vetor ($n \times 1$), $\hat{y}_{t+s/t}$ é valor previsto para y no período $t + s$ em t e ε_t é o vetor dos resíduos. Em consequência, o Erro Quadrático Médio (*EQM*), pode ser obtido por meio da seguinte equação:

$$EQM(\hat{y}_{t+s/t}) = E[(y_{t+s} - \hat{y}_{t+s/t})(y_{t+s} - \hat{y}_{t+s/t})'] = \Omega + \Psi_1 \Omega \Psi_1' + \Psi_2 \Omega \Psi_2' + \dots + \Psi_{s-1} \Omega \Psi_{s-1}' \quad \#$$

Sendo que: $\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$.

Antes de se fazer a decomposição de Cholesky, checkou-se a matriz de covariância dos resíduos, pois se esta fosse similar a uma matriz diagonal o ordenamento das variáveis não influiria. Segue abaixo a matriz de covariância dos resíduos:

Tabela 4						
	DLCO_SA	DLG_SA	DLB	DNX_SA	DLE	R
DLCO_SA	0.000415	0.000349	-0.000391	-0.000300	-0.001085	-0.000344
DLG_SA	0.000349	0.000509	-0.000348	-0.000440	-0.001574	-0.000216
DLB	-0.000391	-0.000348	0.002756	-0.000382	0.004663	0.001465
DNX_SA	-0.000300	-0.000440	-0.000382	0.010178	0.001171	-0.000889
DLE	-0.001085	-0.001574	0.004663	0.001171	0.024161	0.001825
R	-0.000344	-0.000216	0.001465	-0.000889	0.001825	0.001663

Como se pode observar, não parece razoável usar a hipótese de que a matriz dos resíduos é diagonal. Por exemplo, na coluna de DLCO_SA, todos os valores são pelo menos da mesma magnitude que os da variância de DLCO_SA.

Como a matriz de covariância dos resíduos não pareceu ser diagonal, usou-se a ortogonalização:

$$\varepsilon_t = Au_t = a_1u_{1t} + a_2u_{2t} + \dots + a_nu_{nt} \quad \#$$

Sendo que os ruídos u_t não são correlacionados e A é uma matriz triangular inferior cuja diagonal principal é constituída por números um. Como demonstra Hamilton (1994), é sempre possível fazer essa decomposição ($\Omega = ADA'$, sendo que D é uma matriz diagonal). Fazendo-se as substituições necessárias, obtém-se:

$$\Omega = a_1a_1'Var(u_{1t}) + a_2a_2'Var(u_{2t}) + \dots + a_na_n'Var(u_{nt}) \quad \#$$

E, depois:

$$EQM(\hat{y}_{t+s|t}) = \sum_{j=1}^n \{Var(u_{jt})[a_ja_j' + \Psi_1a_ja_j'\Psi_1 + \Psi_2a_ja_j'\Psi_2 + \dots + \Psi_{s-1}a_ja_j'\Psi_{s-1}]\} \quad \#$$

Com a expressão, obtém-se o erro quadrático médio de uma previsão de s períodos à frente. Pode-se também calcular a porção do erro quadrático médio decorrente de cada variável e dividi-la pela equação acima. Obtém-se, assim, a chamada decomposição da variância.

O problema dessa decomposição é que os resultados podem mudar de acordo com a ordem em que foi feita a decomposição. Assim, se for feita uma decomposição com os erros de Vc_t sendo iguais a u_{1t} e depois, outra, com os erros de Vc_t iguais a u_{6t} , os resultados podem mudar bastante. O que está implícito nessa decomposição é que u_{1t} (os resíduos da primeira equação) não são afetados contemporaneamente pelos demais resíduos. Da mesma forma, u_{2t} só é afetado contemporaneamente por u_{1t} , u_{3t} só é afetado contemporaneamente por u_{1t} e u_{2t} , e assim sucessivamente, de modo que u_{nt} é afetado por todas as outras variáveis contemporaneamente..

Inicialmente foi usada a mesma ordem usada por Enders e Lee (1995). Assim, foi usada a seguinte ordem: ∇c_t anterior a ∇g_t , ∇g_t anterior a ∇b_t , ∇b_t anterior a dnx_t , dnx_t anterior a ∇e_t e ∇e_t anterior a r_t . Os resultados foram os seguintes:

Tabela 5						
	DLCO_SA	DLG_SA	DLB	DNX_SA	DLE	R
DLCO_SA	89.49	0.49	4.64	1.20	3.18	1.01
DLG_SA	54.88	39.33	1.27	2.86	0.81	0.85
DLB	13.00	1.40	70.69	3.35	10.43	1.13
DNX_SA	20.34	1.97	3.51	73.55	0.43	0.21
DLE	8.28	6.34	35.23	0.65	45.01	4.49
R	15.99	1.48	30.81	5.02	1.95	44.76

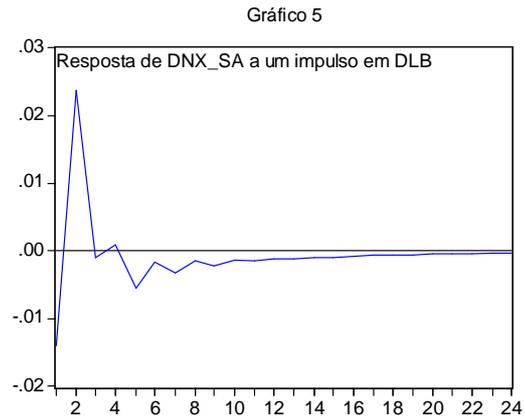
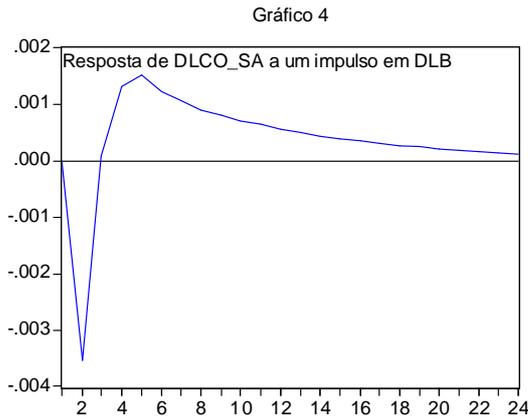
Como já era de se esperar, os maiores elementos estão na diagonal principal. Ressalte-se que inovações na dívida parecem explicar boa parte da variância da previsão do erro do consumo (4,64%) e que inovações nos gastos do governo têm um impacto muito pequeno (0,49%). Após o próprio consumo, a dívida é a variável que mais explica a variância do erro do consumo. Já para a influência das inovações da dívida nas exportações líquidas, foi obtido um resultado mediano (3,51%). A influência dos gastos do governo no consumo e nas exportações líquidas também não foi grande (0,49% e 1,97% respectivamente).

A fim de se fazer outro teste com relação à equivalência ricardiana, analisou-se a função impulso-reposta, a qual calcula o valor do impacto de um impulso em u_{it} (calculado tal como na equação (ref: decv)) em y_{t+s} (para mais detalhes, ver Hamilton (1994)). Em suma, indica-se como a nova informação ajuda a revisar a previsão de y_{t+s} , conforme indica a equação abaixo:

$$\frac{\partial E(y_{t+s}/y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1)}{\partial y_{jt}} = \Psi_s a_j \quad \#$$

Sendo que Ψ_s e a_j são os mesmos da equação ref: decv1.

Usando-se a mesma ordenação de Enders, foram obtidos os seguintes gráficos de função impulso-resposta:



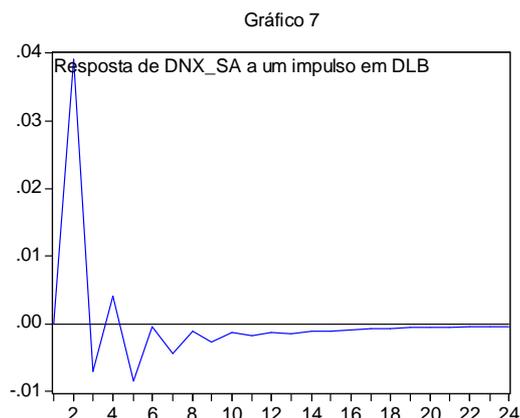
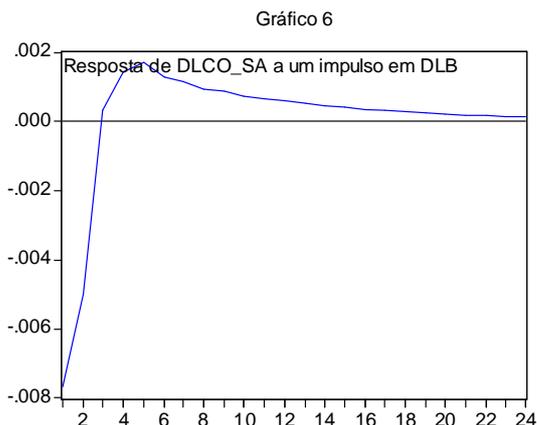
Os resultados dos gráficos de inovações na dívida são bastante contrários à hipótese de equivalência ricardiana, pois houve efeitos prolongados tanto em ∇c_t quanto em dnx_t . Saliente-se que os resultados não são de fácil explicação visto que, com os gastos do governo constantes, a teoria tradicional sugeriria que um aumento na dívida resultaria inicialmente num aumento do consumo, pela redução da taxa e o conseqüente aumento da renda disponível, e ocorreria também, de acordo com a visão tradicional, uma queda das exportações líquidas.

Com o intuito de se verificar a influência da ordenação das variáveis, testou-se também a seguinte ordenação: dnx_t anterior a ∇b_t , ∇b_t anterior a ∇e_t , ∇e_t anterior a ∇g_t , ∇g_t anterior a r_t , r_t anterior a ∇c_t . Seguem os resultados:

	DLCO_SA	DLG_SA	DLB	DNX_SA	DLE	R
DLCO_SA	32.02	36.98	19.53	2.74	5.22	3.51
DLG_SA	0.53	72.03	10.62	6.12	9.98	0.72
DLB	0.73	0.31	82.25	4.05	11.75	0.90
DNX_SA	11.30	8.53	7.29	70.89	1.16	0.84
DLE	1.34	0.23	43.30	0.90	50.77	3.45
R	0.71	1.53	41.80	5.92	1.86	48.18

Os resultados dessa tabela são contrários à validade da hipótese de equivalência ricardiana, pois inovações na dívida explicam grande parte da variância na previsão do erro de ∇c_t (19,53%) e de dnx_t (7,29%). Já nessa ordenação, foram bastante altas a influência dos gastos do governo na decomposição da variância do consumo (36,98%) e das exportações líquidas (8,53%).

Associada a essa ordenação de Cholesky foram feitos os seguintes gráficos de função impulso-resposta:



Mais uma vez, os resultados foram contrários à equivalência ricardiana, visto que os efeitos das inovações na dívida foram bem prolongados. De novo, houve diminuição inicial do consumo com o aumento da dívida, conforme já afirmado anteriormente, esse resultado não seria de se esperar a princípio.

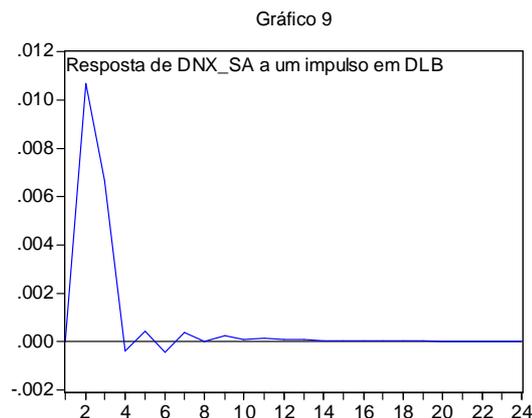
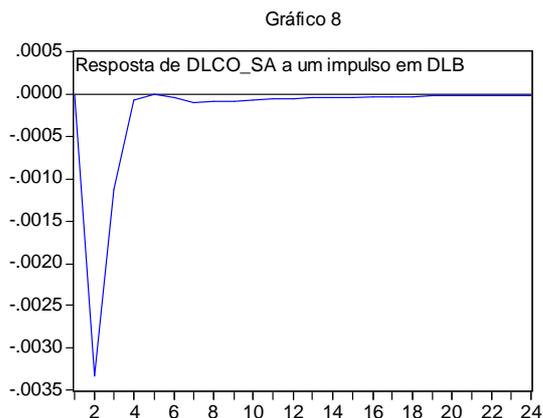
Usou-se ainda a seguinte ordenação: ∇c_t anterior a r_t , r_t anterior a ∇e_t , ∇e_t anterior a ∇g_t , ∇g_t anterior a dnx_t , dnx_t anterior a ∇b_t :

Tabela 7

	DLCO_SA	DLG_SA	DLB	DNX_SA	DLE	R
DLCO_SA	89.49	0.11	2.51	1.34	4.77	1.77
DLG_SA	54.88	34.37	0.23	2.14	5.60	2.79
DLB	13.00	0.14	27.72	2.54	26.63	29.97
DNX_SA	20.34	0.96	0.68	68.95	0.90	8.18
DLE	8.28	0.08	0.23	0.39	72.94	18.08
R	15.99	0.38	2.83	0.84	2.10	77.86

Os resultados dessa ordenação foram mais favoráveis à equivalência ricardiana, já que a influência das inovações na dívida sobre a variância da previsão do erro de ∇c_t (2,51%) e de dnx_t (0,68%) foi bastante pequena. A influência dos gastos do governo na decomposição da variância do consumo (0,11%) e das exportações líquidas (0,96%) também foi bem reduzida.

Associada a essa ordenação de Cholesky foram feitos os seguintes gráficos de função impulso-resposta:



Assim como os resultados a respeito da decomposição de variância, essa ordenação também produziu resultados mais favoráveis à hipótese de equivalência ricardiana com relação aos efeitos das inovações na dívida em ∇c_t e em dnx_t , pois esses foram relativamente curtos (cerca de 5 períodos).

- Os resultados evidenciaram a forte influência que a ordenação das variáveis acarreta sobre os resultados. Visto que não há uma boa base teórica que indique o uso de uma ordenação sobre as demais, os resultados de decomposição de variância são inconclusos com relação à hipótese de equivalência ricardiana.

Em seguida, estimou-se o mesmo VAR, só que se usou a série de juros reais dos Estados Unidos (r_t^*) no lugar da série de juros reais domésticos (r_t). A intenção foi a de verificar se o uso de outra taxa de juros traria diferenças significativas, já que de acordo com o modelo usado por Enders e Lee (1990) as taxas de juros reais entre os dois países deveriam ser iguais (vide equação (12)).

Inicialmente, determinou-se o número de defasagens que seria adequado. Segue tabela:

Lag	LR	AIC	SC	HQ
0	NA	-22.20405	-21.98099	-22.11827
1	209.6319*	-25.40277*	-23.84141*	-24.80235*
2	37.91432	-24.99214	-22.09246	-23.87706
3	45.14334	-24.96139	-20.72341	-23.33167

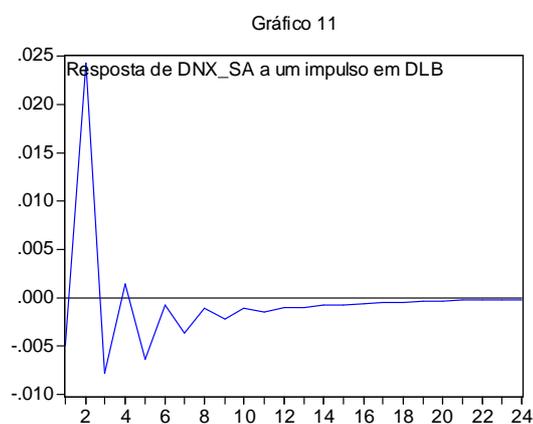
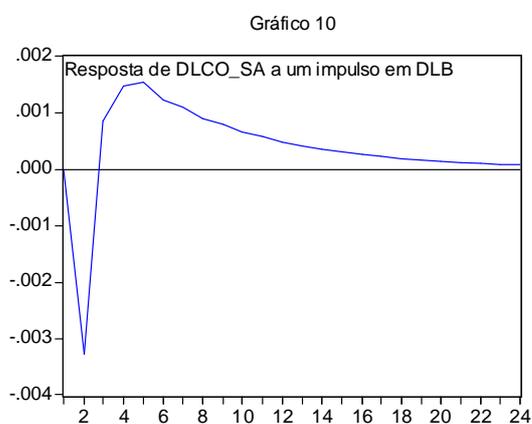
Em suma, o número de defasagens considerado apropriado não mudou.

Depois, estimaram-se as decomposições de variância nas três ordens citadas acima. Inicialmente, usou-se a ordem de Enders e Lee (1995): ∇c_t anterior a ∇g_t , ∇g_t anterior a ∇b_t , ∇b_t anterior a dnx_t , dnx_t anterior a ∇e_t e ∇e_t anterior a r_t^* . Seguem os resultados:

	DLCO_SA	DLG_SA	DLB	DNX_SA	DLE	R_EUA
DLCO_SA	90.61	0.46	4.40	1.20	2.72	0.61
DLG_SA	52.86	42.20	1.24	2.72	0.61	0.38
DLB	13.02	1.32	68.70	2.64	8.62	5.71
DNX_SA	22.56	1.31	3.19	66.62	0.32	6.00
DLE	6.05	8.26	40.81	1.58	42.44	0.86
R	2.01	2.14	1.41	0.41	0.78	93.26

Os resultados foram bem similares aos obtidos com a taxa de juros reais doméstica.

Em seguida foram feitos os gráficos das funções impulso-resposta com a ordenação usada por Enders:



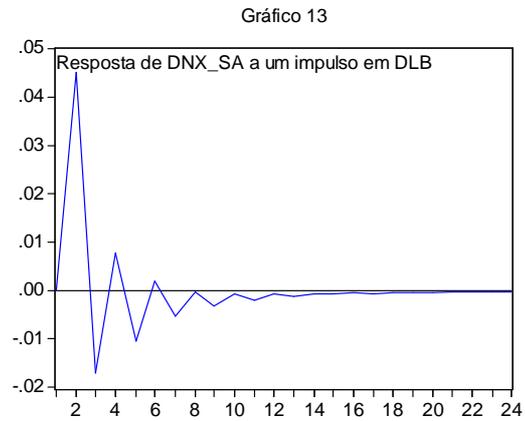
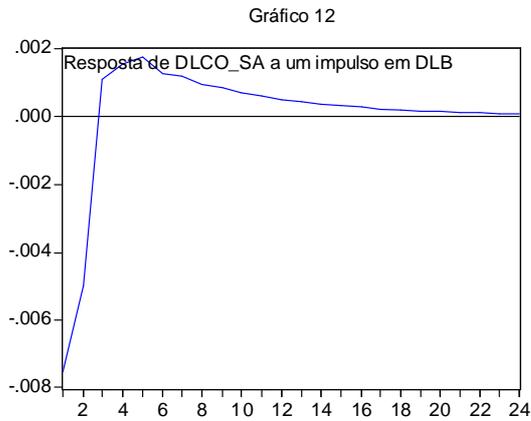
Os resultados mudaram muito pouco com relação aos obtidos nas funções impulso-resposta no VAR no qual foi usada a taxa de juros reais brasileira.

Depois, usou-se a ordenação: dnx_t anterior a ∇b_t , ∇b_t anterior a ∇e_t , ∇e_t anterior a ∇g_t , ∇g_t anterior a r_t^* , r_t^* anterior a ∇c_t . Eis os resultados:

	DLCO_SA	DLG_SA	DLB	DNX_SA	DLE	R_EUA
DLCO_SA	37.01	36.52	19.20	2.54	3.99	0.74
DLG_SA	0.53	71.97	11.50	5.09	10.56	0.35
DLB	0.87	0.35	81.55	2.33	9.39	5.51
DNX_SA	14.02	8.22	11.02	61.26	0.65	4.83
DLE	0.44	0.70	48.96	1.01	47.94	0.94
R	3.69	1.62	1.79	0.23	0.69	91.99

Mais uma vez, os resultados pouco mudaram.

Seguem abaixo os gráficos de funções impulso-resposta correspondentes a essa ordenação:

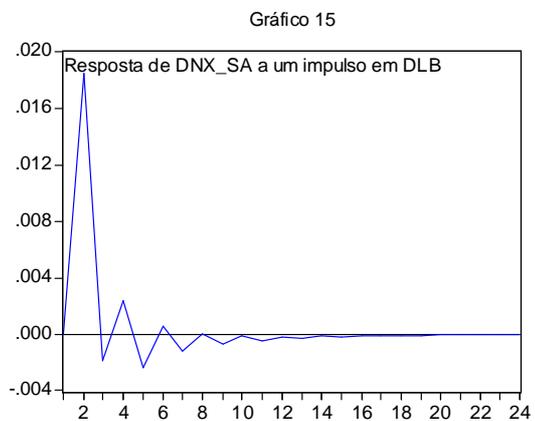


Em suma, os resultados foram bem similares aos obtidos com a taxa de juros brasileira.

Por fim, foi usada a ordem: ∇c_t anterior a r_t^* , r_t^* anterior a ∇e_t , ∇e_t anterior a ∇g_t , ∇g_t anterior a dnx_t , dnx_t anterior a ∇b_t :

	DLCO_SA	DLG_SA	DLB	DNX_SA	DLE	R_EUA
DLCO_SA	90.61	0.35	2.16	1.14	5.31	0.44
DLG_SA	52.86	36.10	0.57	2.63	6.36	1.48
DLB	13.02	1.74	40.82	2.50	36.78	5.15
DNX_SA	22.56	3.81	1.56	64.97	1.72	5.38
DLE	6.05	0.34	2.45	0.69	90.10	0.37
R	2.01	4.60	0.21	0.08	1.36	91.75

Finalmente, seguem os gráficos das funções impulso-resposta obtidos com a terceira ordenação:



- Assim, como de modo geral os resultados também não se alteraram significativamente, considerou-se provável o fato de o modelo ser robusto ao uso de diferentes taxas de juros.

Tendo em vista a possibilidade de que a taxa de juros reais seja uma variável exógena ou pouco relevante, resolveu-se estimar um modelo inicialmente usando a taxa de juros com uma defasagem como variável exógena. Como todas as variáveis usadas são integradas de ordem um, foi necessário fazer um teste de cointegração para saber se seria necessário usar um VEC (para mais detalhes ver Enders (1995)), o qual pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = c + \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta y_{t-i} + b x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \#$$

O uso de um modelo VAR (equação (ref: var)) tomado em primeiras diferenças é inapropriado quando y_t tem uma representação VEC, pois a omissão do termo πy_{t-1} torna o modelo mal especificado (x_{t-1} são variáveis exógenas e b é uma matriz de coeficientes).

Antes de se fazer os testes de cointegração, foi necessário selecionar o número de defasagens adequado, o que foi feito por meio da comparação dos resultados dos critérios AIC e SC. Seguem os resultados:

Lag	LR	AIC	SC	HQ
0	NA	-13.55137	-13.25118	-13.43629
1	118.1558	-15.50459*	-14.60402*	-15.15933*
2	19.76821	-15.35988	-13.85892	-14.78445
3	15.96982	-15.16475	-13.06341	-14.35915
4	27.66715*	-15.36311	-12.66138	-14.32733

Mais uma vez, a maioria dos critérios apontou um como sendo o número adequado de defasagens.

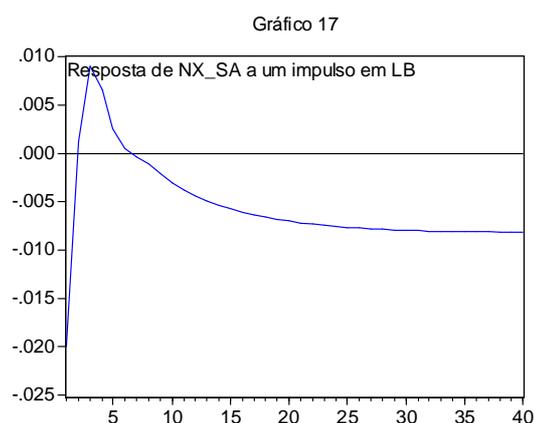
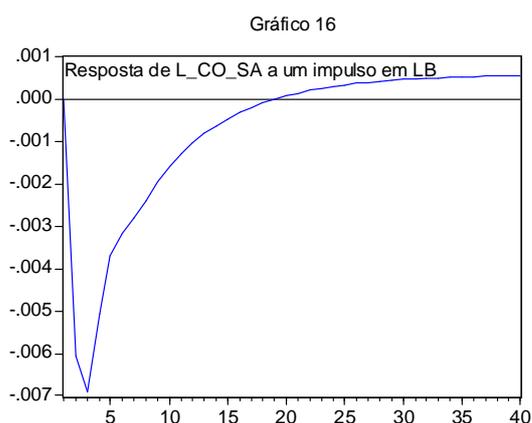
Em seguida, foram feitos os testes de cointegração do traço e dos autovalores (para uma discussão mais aprofundada ver Enders (1995)), cujos resultados seguem abaixo:

Hipótese	estatística	valor crítico (5%)	valor crítico (1%)
nenhuma	123.2478	76.07	84.45
no máximo 1	67.46186	53.12	60.16
no máximo 2	37.99344	34.91	41.07
no máximo 3	19.04971	19.96	24.6
no máximo 4	4.815177	9.24	12.97

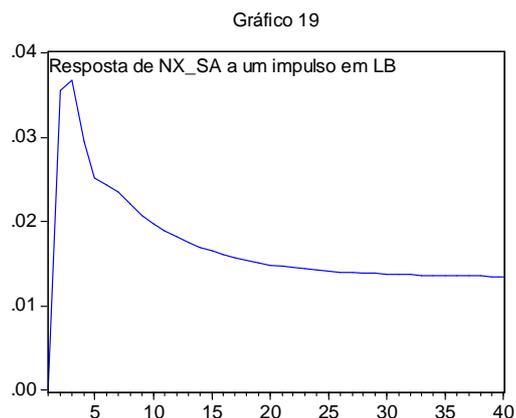
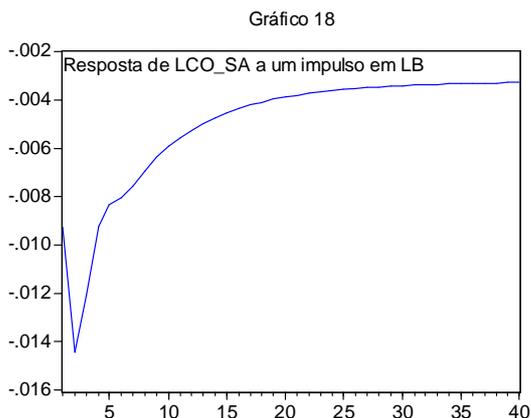
Tabela 14 (teste dos autovalores)			
Hipótese	estatística	valor crítico (5%)	valor crítico (1%)
nenhuma	55.78599	34.4	39.79
no máximo 1	29.46842	28.14	33.24
no máximo 2	18.94373	22	26.81
no máximo 3	14.23453	15.67	20.2
no máximo 4	4.815177	9.24	12.97

Apesar de o número de relações de cointegração ter variado conforme o teste e o nível de significância, o fato importante foi a impossibilidade de se rejeitar a existência de relações de cointegração, ou seja, seria adequado usar um modelo VEC nesse caso.

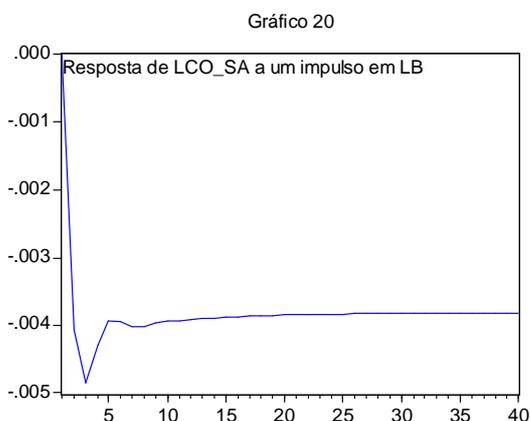
Em seguida, foram feitos os gráficos de funções impulso-resposta, sendo que a ordenação das variáveis foi igual a de Enders com a exceção clara de que a taxa de juros reais não fazia parte da ordenação e de que as variáveis foram tomadas em nível e em logaritmo (com exceção das exportações líquidas que foram tomadas apenas em nível). Eis os resultados:



Depois, foi usada a seguinte ordenação: $\ln nx_t$ anterior a $\ln b_t$, $\ln b_t$ anterior a $\ln e_t$, $\ln e_t$ anterior a $\ln g_t$, $\ln g_t$ anterior a $\ln c_t$. Seguem os resultados:



Por último, foi usada a seguinte ordenação: $\ln c_t$ anterior a $\ln e_t$, $\ln e_t$ anterior a $\ln g_t$, $\ln g_t$ anterior a nx_t , nx_t anterior a $\ln b_t$. Os gráficos estão abaixo:



- Mais uma vez, os resultados não foram muito conclusivos. Com as duas primeiras ordenações os resultados foram bastante contrários à equivalência ricardiana, já que os efeitos dos impulsos na dívida demoraram vários períodos para atingir o estado estacionário. Já na terceira ordenação, o estado estacionário foi alcançado rapidamente. Mais uma vez, um impulso na dívida acarretou inicialmente uma diminuição no consumo, o que constitui um resultado atípico (conforme já discutido anteriormente). Ressalte-se que em todos os casos os impulsos na dívida causaram efeitos permanentes.

Em seguida, fez-se um modelo com VEC sem a taxa de juros, inicialmente testou-se qual seria o número adequado de defasagens Seguem os resultados:

Lag	LR	AIC	SC	HQ
0	NA	-13.55125	-13.40115	-13.49371
1	118.6644	-15.46064*	-14.71016*	-15.17292*
2	20.86026	-15.33038	-13.97952	-14.81249
3	16.69972	-15.14319	-13.19195	-14.39513
4	30.57702*	-15.40143	-12.84981	-14.4232

Mais uma vez, a maioria dos critérios apontou um como sendo o número adequado de defasagens.

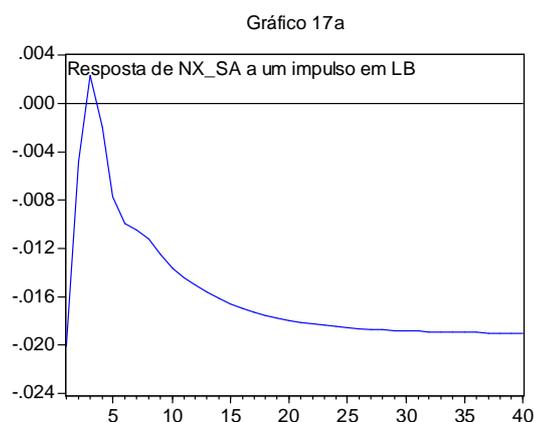
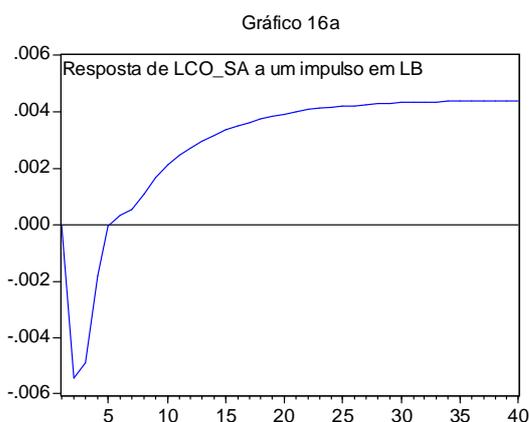
Em seguida, foram feitos os testes de cointegração:

Tabela 13a (teste do traço)			
Hipótese	estatística	valor crítico (5%)	valor crítico (1%)
nenhuma	127.995	76.07	84.45
no máximo 1	73.56661	53.12	60.16
no máximo 2	43.93162	34.91	41.07
no máximo 3	21.72403	19.96	24.6
no máximo 4	4.772758	9.24	12.97

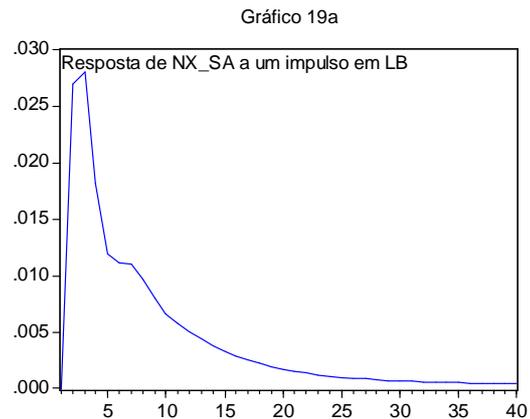
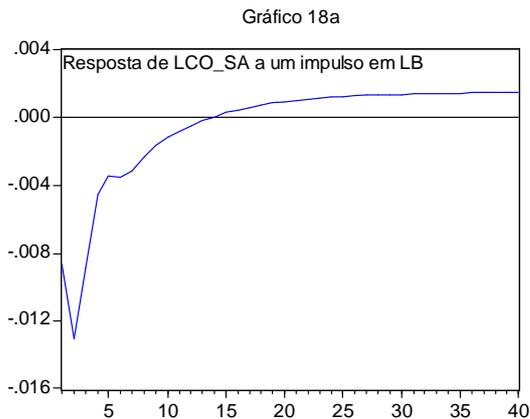
Tabela 14a (teste dos autovalores)			
Hipótese	estatística	valor crítico (5%)	valor crítico (1%)
nenhuma	54.42839	34.4	39.79
no máximo 1	29.63499	28.14	33.24
no máximo 2	22.20759	22	26.81
no máximo 3	16.95128	15.67	20.2
no máximo 4	4.772758	9.24	12.97

Mais uma vez, o fato importante foi a impossibilidade de se rejeitar a existência de relações de cointegração, ou seja, seria adequado usar um modelo VEC nesse caso.

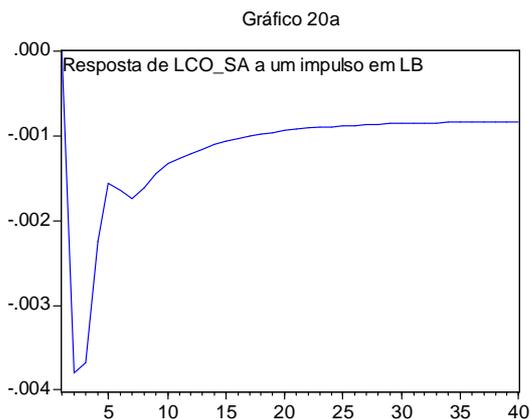
Foram feitos os gráficos de funções impulso-resposta, sendo que a ordenação das variáveis foi igual a de Enders com a exceção clara de que a taxa de juros reais não fazia parte da ordenação e de que as variáveis foram tomadas em nível e em logaritmo (com exceção das exportações líquidas que foram tomadas apenas em nível). Seguem os resultados:



Depois, foi usada a seguinte ordenação: $\ln nx_t$ anterior $\ln b_t$, $\ln b_t$ anterior a $\ln e_t$, $\ln e_t$ anterior a $\ln g_t$, $\ln g_t$ anterior a $\ln c_t$. Eis os resultados:



Por último, foi usada a seguinte ordenação: $\ln c_t$ anterior a $\ln e_t$, $\ln e_t$ anterior a $\ln g_t$, $\ln g_t$ anterior a nx_t , nx_t anterior a $\ln b_t$. Seguem os gráficos:



- De modo geral, esse modelo VEC gerou resultados contrários à equivalência ricardiana, pois os efeitos dos choques demoraram bastante tempo (na maioria das vezes mais de 10 períodos para atingir seu estado estacionário). Mais uma vez, em quase todos os casos, um impulso na dívida causou efeitos permanentes no consumo e nas exportações líquidas.
- Em suma, o uso de modelos VAR e VEC gerou resultados inconclusos quanto à hipótese de equivalência ricardiana (fazendo bastante diferença a ordenação das variáveis tanto nos testes feitos com dados dessazonalizados quanto nos feitos com dados sem serem dessazonalizados, que estão no apêndice), mas deve ser levado em consideração que o modelo usado impõe uma série de restrições, as quais serão testadas na subseção seguinte.

Derivação das Implicações Testáveis

O teste da validade da equivalência ricardiana pode ser feito pela imposição de regras de consumo ótimo; se não for possível rejeitar as regras de consumo do modelo, então não podemos rejeitar a equivalência ricardiana. Ao se rearranjar as equações (ref: lagr1) e (16), obtém-se:

$$1/\beta = E_t[(c_{t+1}/c_t)^{\rho-1-\delta\rho}(g_{t+1}/g_t)^{\delta\rho}(1+r_t)] = E_t[W_{t+1}] \quad \#$$

Sendo que W_{t+1} é uma abreviatura para todas as variáveis contidas nos colchetes [.]

Seja x_t o vetor do processo estocástico 6×1 representado por $[c_t/c_{t-1}, g_t/g_{t-1}, \nabla b_t, dnx, \nabla e_t, r_t]'$. Defina o conjunto de informações $\{\Omega_t\}$ como a sigma álgebra gerada por x_h para $h \leq t$. Uma vez que se está interessado na análise dos efeitos da dívida do governo no consumo privado, nas taxas de juros, na taxa de câmbio e nas exportações líquidas, considera-se que a dívida do governo (∇b_t), a taxa de câmbio (∇e_t) e exportações líquidas (dnx_t) entram no sistema por meio de equações auxiliares para a previsão dos gastos governamentais, do consumo e da taxa de juros (isto é, $E_{1t-1} W_t$). Em suma:

$$(c_{t+1}/c_t)^{a_1}(g_{t+1}/g_t)^{a_2}(1+r_t) - 1/\beta = \epsilon_{t+1} \quad \#$$

com $E(\epsilon_{t+1}/\Omega_{1t}) = 0$

Sendo que:

$$a_1 = \rho - 1 - \delta\rho \text{ e } a_2 = \delta\rho;$$

E, por conseguinte:

$$\rho = a_1 + a_2 + 1 \text{ e } \delta = a_2/(a_1 + a_2 + 1)$$

A equação (ref: eqr) foi derivada sob a hipótese de que os indivíduos podem emprestar e tomar emprestado quantidades ilimitadas à determinada taxa de juros reais. Se o mercado de capitais, entretanto, for imperfeito, os agentes podem enfrentar restrições de empréstimo ou liquidez. Suponha que o indivíduo enfrenta uma restrição de liquidez ativa no período t^* ; deixe a natureza da restrição ser tal que o indivíduo não possa tomar emprestado mais do que l^* . Então, para um período no qual a restrição de liquidez for ativa:

$$c_t = y_t - \tau_t + b_{t-1} + f_{t-1} + l^* \quad \#$$

Dados os valores de y_t, b_{t-1} e f_{t-1} , um aumento nos impostos atuais induz uma redução no consumo atual independentemente do uso da receita dos impostos.

Se tais restrições de liquidez forem ativas, um aumento nos impostos gerará em qualquer data incluindo t^* decréscimos no consumo para todos os períodos em $[0, t^*]$ — o indivíduo tentará distribuir o declínio forçado no consumo em tantos períodos quanto for possível. A falha em se rejeitar a hipótese nula significa que se pode rejeitar a importância empírica de restrições de liquidez ativas.

Obviamente, a falha em se rejeitar a hipótese nula não valida esse modelo sobre todos os outros modelos. O modelo usado por Enders e Lee, no entanto, apresenta algumas vantagens:

- (i) perante, por exemplo, modelos com taxa de juros constante;
- (ii) os resultados padrões do modelo de ciclo de vida usam o resultado de que somente o consumo passado e choques não-antecipados na renda devem afetar o consumo. No modelo de Enders e Lee, todavia, a equação (ref: 20) mostra que o consumo governamental pode afetar o comportamento de consumo à medida que gastos sociais e privados são substitutos.

A abordagem empírica usada foi a de estimar e testar as restrições englobadas nas equações (ref: 20) e (ref: eqr). Conforme já explicado, se as restrições não forem rejeitadas, então há evidência de que a equivalência ricardiana é uma descrição viável.

Seja o vetor de parâmetros $\delta \equiv [\beta, a1, a2]$ a serem estimados que, nesse trabalho, foi calculado pelo Método Generalizado dos Momentos (MGM).

A equação $E[\epsilon_{t+1}/\Omega_{1t}] = 0$, sendo que $\epsilon_{t+1} = (c_{t+1}/c_t)^{a1}(g_{t+1}/g_t)^{a2}(1 + r_t) - 1/\beta$, implica que:

$$E[\epsilon_{t+1} \otimes z_t] \equiv E[f(x_{t+1}, z_t, \delta)] = 0 \quad \#$$

Sendo que z_t é um vetor de q dimensões que estão no conjunto de informação do agente (isto é, $z_t \in \Omega_{1t}$), e \otimes é o produto Kronecker. As q condições de ortogonalidade são usadas em (ref: 25) para estimar δ . Seja:

$$g_T(\delta) = T^{-1} \sum_{t=1}^T f(x_{t+1}, z_t, \delta) \quad \#$$

Sendo que T é o tamanho da amostra. Seja A_T uma matriz de ponderação simétrica de q dimensões. Escolhe-se $\delta = \delta_t$, sendo que δ_t minimiza a função de critério J_t dada por:

$$J_T(\delta) = g_T(\delta)' A_T g_T(\delta) \quad \#$$

O número de restrições q é dado por $q = 6m + 1$ porque a variável instrumental z_t foi definida como:

$$z_t = [1, (c_{t+1-s}/c_{t-s}), (g_{t+1-s}/g_{t-s}), \nabla b_{t+1-s}, dx_{t+1-s}, \nabla e_{t+1-s}, r_{t+1-s}, s = 1, 2, \dots, m] \quad \#$$

Sendo m o número de lags da variável instrumental z_t .

Portanto, a estatística de teste $Tg_T(\delta_T)' A_T g_T(\delta_T)$ é distribuída como uma qui-quadrado com $6m - 2$ graus de liberdade.

Seguem abaixo alguns resultados das estimativas feitas por MGM (foi feita uma tabela com o resultado das estimativas dos parâmetros feitas para o período pós-Plano Real e também foram utilizadas diferentes formas para a estimação da matriz ótima de ponderação e de construção da estimativa da matriz de covariância dos parâmetros estimados: o método de Newey e West (1994) com janela variável e núcleo de Bartlett o método de Andrews (1991) com janela fixa e também com núcleo de Bartlett):

Tabela 15								
período 1991:1 a 2005:1								
uso de taxa de juros doméstica e de dados dessazonalizados								
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett							
LAGS	β	a_1	a_2	ρ	γ	δ	$TJ_T(\delta_T)$	p-valor
2	0,9823	1,1381	0,6377	2,7758	-1,7758	0,2297	6,418	0,7790
desvio-padrão	(0,0036)	(0,3808)	(0,3533)					
3	0,9773	1,1576	1,2987	3,4563	-2,4563	0,3758	10,33	0,8490
desvio-padrão	(0,0021)	(0,3196)	(0,3831)					
4	0,9693	-1,1329	1,1781	1,0452	-0,0452	1,1271	8,090	0,9864
desvio-padrão	(0,0019)	(0,1189)	(0,1564)					
5	0,9659	0,2309	0,5954	1,8263	-0,8263	0,3260	9,010	0,9997
desvio-padrão	(0,0011)	(0,1120)	(0,0810)					

Em suma, vê-se claramente que apesar de as restrições de ortogonalidade terem sido aceitas, as estimativas dos parâmetros (ρ e δ) estiveram em boa parte dos casos fora dos intervalos previstos pela teoria ($0 < \rho < 1$, $0 < \delta < 1$) isso constitui evidência de que o modelo se provou não muito adequado para o caso brasileiro. Apenas as estimativas da taxa de desconto intertemporal β foram mais robustas e estiveram dentro do intervalo esperado.

Suspeitou-se que a introdução do governo no modelo poderia ser a causa dos problemas nas estimativas dos parâmetros no caso brasileiro, ainda mais devido ao fato de Issler e Piqueira (2001) (que por sua vez se basearam no *paper* de Hansen e Singleton (1982) no qual foram feitas estimativas para os Estados Unidos) terem conseguido estimar um modelo bastante similar no qual não havia governo na função utilidade. Estimaram-se, então, os parâmetros de acordo com a seguinte equação:

$$(c_{t+1}/c_t)^{\rho-1}(1+r_t) - 1/\beta = \epsilon_{t+1} \quad \#$$

$$\text{com } E(\epsilon_{t+1}/\Omega_{1t}) = 0$$

Em suma, o governo foi retirado da função utilidade. Tal como em Issler e Piqueira (2001), usou-se como variável instrumental z_t , a qual foi definida como:

$$z_t = [1, (c_{t+1-s}/c_{t-s}), r_{t+1-s}, s = 1, 2, \dots, m] \quad \#$$

Em suma, foram usadas como variáveis instrumentais: o crescimento do consumo e a taxa de juros.

Seguem abaixo os resultados:

Tabela 16					
período:1991:1 a 2005:1					
dados dessazonalizados					
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett				
LAGS	β	ρ	γ	TJ	p-valor (TJ)
3	0,9700	4,7966	-3,7966	4,747	0,4475
desvio-padrão	(0,0050)	(0,3525)	(0,3525)		
4	0,9691	1,1886	-0,1886	6,255	0,5103
desvio-padrão	(0,0046)	(0,3977)	(0,3977)		
5	0,9732	1,1428	-0,1428	5,808	0,758
desvio-padrão	(0,0044)	(0,4142)	(0,4142)		

Percebe-se pelas tabelas que as estimativas da taxa de desconto intertemporal (β) foram bastante robustas, ou seja, variaram bem pouco. Já as estimativas do coeficiente de aversão ao risco variaram bastante conforme o método de estimação e o conjunto de instrumentos utilizados. Para o período todo (1991:1 a 2005:1), algumas estimativas, em especial as feitas com o método de Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett, do coeficiente de aversão ao risco estiveram fora do valor teórico esperado ($\rho < 1$), já as demais estiveram dentro dos intervalos esperados. Ressalte-se que os valores encontrados para o coeficiente de aversão ao risco foram relativamente baixos na maioria das estimativas e que o desvio-padrão das estimativas do coeficiente de aversão ao risco foram bem menores com o uso de *dummies* sazonais.

Comparando-se as estimativas de β e as de γ com as obtidas por Issler e Piqueira (2001), observa-se que os valores de β foram na média (a média foi bem próxima à mediana) igual a 0,97 enquanto os Piqueira e Issler foram de 0,99. Já os valores de γ foram na sua mediana foram muito próximos de zero enquanto Issler e Piqueira (2001) obtiveram resultados superiores a um na maioria dos casos.

Com o intuito de se checar se havia grandes mudanças nas estimativas dos parâmetros no período pós-Plano Real, os parâmetros foram reestimados usando-se o subperíodo.(1994:3 a 2005:1):

Tabela 17					
período:1994:3 a 2005:1					
dados dessazonalizados					
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett				
LAGS	β	ρ	γ	TJ	p-valor (TJ)
3	0,9729	0,8723	0,1277	5,287	0,3817
desvio-padrão	(0,0050)	(0,4499)	(0,4499)		
4	0,9739	0,5078	0,4922	5,601	0,5869
desvio-padrão	(0,0046)	(0,3454)	(0,3454)		
5	0,9741	0,4834	0,5166	5,617	0,689
desvio-padrão	(0,0045)	(0,3276)	(0,3276)		

Mais uma vez, as estimativas da taxa de desconto intertemporal (β) variaram bem pouco. Já as estimativas do coeficiente de aversão ao risco variaram bastante conforme o método de estimação e o conjunto de instrumentos utilizados. Para esse subperíodo (1994:3 a 2005:1), todas as estimativas do coeficiente de aversão ao risco estiveram dentro do valor teórico esperado ($\rho < 1$), já as demais estiveram dentro dos intervalos esperados. Ressalte-se que os valores encontrados para o coeficiente de aversão ao risco foram relativamente baixos e que, mais uma vez, o desvio-padrão das estimativas do coeficiente de aversão ao risco foram bem menores com o uso de *dummies* sazonais.

Mais uma vez, comparando-se as estimativas de β e as de γ para esse subperíodo (1994:3 a 2005:1) com as obtidas por Issler e Piqueira (2001), observa-se que os valores de β foram na média (a média foi bem próxima à mediana) igual a 0,97 enquanto os Piqueira e Issler foram de 0,99. Já os valores de γ foram na sua mediana iguais a 0,22 enquanto Issler e Piqueira (2001) obtiveram resultados superiores a um na maioria dos casos.

Considerou-se, assim, que o modelo sem o uso do governo na função utilidade era satisfatório, principalmente para o período pós-Plano Real (1994:3 a 2005:1), já que os parâmetros estavam, na maioria das vezes para as estimativas do período todo e todas as vezes nas estimativas para o subperíodo (1994:3 a 2005:1) dentro dos valores teóricos esperados. Além disso, as restrições de ortogonalidade foram satisfeitas em todos os casos.

Tendo em vista que o modelo escolhido para se testar a equivalência ricardiana no Brasil mostrou-se não muito adequado, resolveu-se fazer um teste relativo à restrição de liquidez no Brasil, premissa básica para a validade da equivalência ricardiana, conforme é mostrado na seção seguinte.

Testes de Restrição de Liquidez

Para se testar a existência de restrições de liquidez no Brasil, foi usado um modelo formulado por Campbell e Mankiw (1989) e já testado para o Brasil com dados de 1975 a 1994 por Reis, Issler, Blanco e Carvalho (1998) e com dados anuais que compreendem o período de 1947 a 1994

por Issler e Rocha (2000) que usaram um VEC para estimar o parâmetro λ . Esse modelo supõe a existência de dois tipos de consumidores: aqueles que consomem conforme a teoria da renda permanente (irrestritos) e aqueles que consomem sua renda corrente (restritos).

Para o grupo dos irrestritos, com renda y_{1t} , a hipótese da renda permanente que é usualmente formulada pressupõe que o consumo agregado pode ser modelado como as decisões de um agente representativo que maximiza:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s U(c_{1,t+s}), \text{ com } \dot{U} > 0 \text{ e } \ddot{U} < 0 \quad \#$$

Sendo que c_1 representa o consumo, β , a taxa de desconto intertemporal e E_t , a esperança condicional à informação disponível em t . Se o consumidor puder emprestar e tomar emprestado à taxa de juros real r , então a condição de primeira ordem é :

$$E_t U'(c_{1,t+1}) = U''(c_{1,t})\beta/(1 + r_{t+1}) \quad \#$$

Esta equação significa que a utilidade marginal do consumo hoje é, quando multiplicado por uma constante, o melhor predictor da utilidade marginal do consumo amanhã. Se forem feitas as hipóteses de que a função de utilidade é quadrática e de que $\beta(1 + r_{t+1}) = 1$. O consumo hoje é o melhor predictor do consumo amanhã, isto é:

$$\Delta c_t = \varepsilon_t \quad \#$$

Sendo que ε_t é um erro de previsão racional, isto é, a inovação na renda permanente. Assim, a mudança na diferença do consumo não é previsível.

Chamando a fração da renda dos consumidores do segundo grupo de λ , isto é, $y_{2,t} = \lambda y_t$, sendo que y_t é a renda agregada e denominando de c_2 o consumo do grupo dos restritos, obtém-se os seguintes resultados:

$$\Delta c_{1,t} = (1 - \lambda)\varepsilon_t \quad \#$$

$$\Delta c_{2,t} = \lambda \Delta y_t \quad \#$$

$$\Delta c_t = \Delta c_{1,t} + \Delta c_{2,t} = \lambda \Delta y_t + (1 - \lambda)\varepsilon_t \quad \#$$

Pode-se testar a restrição de liquidez usando-se a hipótese nula de que $\lambda = 0$ na equação (ref: rest). Se λ for igual a zero, então essa premissa da equivalência ricardiana é satisfeita. Caso contrário, há mais base para se rejeitar a hipótese de equivalência ricardiana.

A equação (ref: rest) foi estimada por MGM (a estimação não poderia ser feita por mínimos quadrados pois ε_t é correlacionado com Δy_t , o que geraria estimadores inconsistentes) na seguinte

forma:

$$\nabla c_t = \lambda \nabla y_t + \mu + \varepsilon_t \quad \#$$

Sendo que μ é uma constante, que não foi significativamente diferente de zero em nenhum dos testes realizados abaixo e por isso não foi reportada nas tabelas abaixo.

Como variáveis instrumentais foram usadas defasagens das próprias variáveis (consumo e renda) e uma constante. De modo a evitar o problema de rejeição espúria da teoria da renda permanente, originária da agregação temporal dos dados, foram utilizados instrumentos defasados de no mínimo dois períodos (para mais detalhes ver Deaton (1992) e Campbell e Mankiw (1989)). Dada a presença de uma relação de cointegração entre a renda e o consumo, foi acrescentada como variável instrumental a diferença entre a renda e o consumo defasada de dois períodos ($\ln y_{t-2} - \ln c_{t-2}$). Mais uma vez, nas tabelas com *dummies* sazonais, foram usadas *dummies* sazonais como variáveis instrumentais.

Para se testar a hipótese de que $\lambda = 0$, foi feito um teste de Wald, o qual será brevemente descrito abaixo.

Considere o seguinte modelo não-linear:

$$a = f(b) + \epsilon \quad \#$$

Sendo que a e ϵ são vetores com T observações e b é um vetor de k parâmetros a ser estimado. Quaisquer restrições podem ser escritas como:

$$H_0 : g(b) = 0 \quad \#$$

Sendo que g é uma função, $g : R^k \rightarrow R^q$, impondo q restrições em b . A estatística de Wald é, então, calculada como:

$$W = g(b) \cdot \left(\frac{\partial g(b)}{\partial b} \hat{V}(b) \frac{\partial g(b)}{\partial b} \right) g(b) \text{ para } b = \hat{b} \quad \#$$

Sendo que \hat{b} é o vetor irrestrito dos parâmetros estimados e \hat{V} é uma estimativa da variância de b (\hat{V} varia conforme o método utilizado).

Sob a hipótese nula, a equação (ref: wald) tem uma distribuição assintótica qui-quadrado com q graus de liberdade.

Seguem abaixo os resultados obtidos:

Tabela 18				
período (1991:1 a 2005:1)	dados dessazonalizados			
Renda disponível bruta per capita usada como indicador de renda				
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett			
LAGS	λ	TJ	$TJ(p\text{-valor})$	$\lambda = 0(p\text{-valor})$
2 desvio-padrão	0,7827 (0,3274)	0,988	0,6102	0,0168
3 desvio-padrão	0,4546 (0,1317)	2,979	0,5613	0,0006
4 desvio-padrão	0,4652 (0,0921)	4,918	0,5544	0,0000
5 desvio-padrão	0,2204 (0,0721)	5,464	0,7070	0,0022

A média dos resultados para o período todo foi de 0,5, número menor que o obtido por: Reis, Issler, Blanco e Carvalho (1998) que obtiveram $\lambda = 0,80$, em média e por Issler e Rocha (2000) que obtiveram $\lambda = 0,74$ em média para o período de 1947 a 1994. Ressalte-se que no trabalho de Reis, Issler, Blanco e Carvalho (1998) as estimativas foram feitas pelo método de máxima verossimilhança com informação plena (no presente trabalho usou-se MGM) e que foram utilizados dados de outro período (1975 a 1994). No trabalho de Issler e Rocha (2000), o período usado também foi diferente (1947 a 1994) e foi usado um VEC para se fazer as estimativas de λ .

Visto que todas as restrições de ortogonalidade foram satisfeitas e em todos os casos se rejeita a hipótese de que $\lambda = 0$, há evidência de que existem restrições de liquidez no Brasil, o que constitui evidência contrária à hipótese de equivalência ricardiana.

Conclusões

O modelo VAR irrestrito e o modelo VEC testados geraram resultados que variaram bastante com a ordenação, o que está de acordo com outros trabalhos já feitos (Islam ((1998)), ou seja, esses resultados foram inconclusos.

A estimação por MGM dos parâmetros usados no modelo de Enders e Lee (1990) também não gerou resultados conclusivos já que, na maioria dos casos, os parâmetros estimados estiveram fora das especificações teóricas. Conforme os testes subsequentes demonstraram, foi provavelmente a inclusão do governo na função utilidade que causou problemas na estimação.

Por fim, dado que a premissa de que não há restrição de liquidez no Brasil foi rejeitada, isso constitui forte evidência contrária à equivalência ricardiana.

Seria interessante também testar se outros requisitos da hipótese de equivalência ricardiana (como a existência de motivos para heranças) são válidos.

Além disso, o conjunto de variáveis incluídas no conjunto de informação pode estar incompleto, ou seja, variáveis significativas podem não ter sido usadas. Esse fato, pode levar, por exemplo, a funções impulso-resposta que não modelem de forma muito adequada a realidade (como pode ter ocorrido nesse trabalho). Possíveis candidatos seriam indicadores financeiros e a oferta de moeda.

Com relação aos modelos VAR e VEC usados nesse trabalho, uma possível sugestão seria a de usar modelos VAR combinados com análise de fatores. De fato, trabalhos recentes sugerem que a informação de grande número de séries temporais pode ser resumida em poucos fatores estimados (ver Bernanke, Boivin e Elias (2002) para mais detalhes)

Outro passo seria formular um modelo teórico que demandasse menos restrições, visto que o modelo usado pressupõe, por exemplo, taxa de juros real exógena e paridade de poder compra, que são hipóteses bastante fortes.

Poderia ser útil também fazer testes com uma série que começasse em 1999, para tentar se medir o impacto da desvalorização do câmbio. O problema é o pequeno tamanho da série, que gerou problemas nas estimativas feitas por MGM.

- bibitem** Almeida, Leonardo Porto (2004) "Relação entre as taxas de poupança no Brasil: evidências empíricas para o Brasil", tese de mestrado de economia publicada pela USP.
- bibitem** Andrews, Donald W. K. (1991) "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation", *Econometrica*, 59, 817-858
- bibitem** Aschauer, David A. (1985) "Fiscal Policy and Aggregate Demand," *American Economic Review* 75 (Mar. 1985) 117-127.
- bibitem** Barro, Robert J.(1974) "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy* 82 (Nov./Dez 1974) 1095-1117.
- bibitem** —————, (1987) "Government Spending, Interest Rates, Prices and Budget Deficits in the United Kingdom, 1701-1918," *Journal of Monetary Economics* 29(Set. 1987), 221-247.
- bibitem** Basu, P. (1996) "Proportional income tax and the Ricardian equivalence in a non-expected utility maximizing model", *Southern Economic Journal*, 63, 233-243.
- bibitem** Bernanke, Ben ; Boivin, Jean e Eliaz, Piotr (2004)"Measuring the Effects of Monetary Policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach", NBER working paper, 10220.
- bibitem** Bernheim B. D.(1987) "Ricardian equivalence: an evaluation of theory and evidence". Em S. Fisher (ed.), *NBER macroeconomics Annual 1987* (263-304). Cambridge: MIT Press.
- bibitem** Blanchard, O. J. (1985) "Debt, deficits, and finite Horizons", *Journal of Political Economy*, 93, 223-247.
- bibitem** Buchanan, J. M. (1976) " Barro on the Ricardian Equivalence Theorem", *Journal of Political Economy* 84: 373-381.
- bibitem** Campbell, J. e Mankiw, N. G. (1989) "Consumption, income and interest rates. Reinterpreting the Time Series Evidence", *NBER Macroeconomics Annual 1989*.
- bibitem** Cardia, E. (1997) "Replicating Ricardian Equivalence Tests with Simulated Series", *American Economic Review* 87: 65-79.
- bibitem** Cavalcanti, M. (2000) "A relação entre déficit do governo e déficit na balança comercial: um estudo empírico", *Economia Aplicada*, V.4. N.1.
- bibitem** Chow, Gregory (1960) "Tests of Equality Between Two Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, vol.28, número 3.
- bibitem** Davidson, J.E.H. e D. F. Hendry (1981) "Interpreting Econometric Evidence: The behaviour of Consumer's Expenditure in the U.K." *European Economic Review* 16 (Maio 1981), 177-192.
- bibitem** Deaton, A. (1992) "Understanding consumption", New York: Oxford University Press.
- bibitem** Diamond, P. A. (1965) "Public Debt in a Neoclassical Growth model", *American Economic Review*, 72, 202-213.
- bibitem** Enders, Walter: "Applied Econometric Time series", Iowa state University, 1995.
- bibitem** Enders, Walter, e Bong -Soo Lee.(1990) "Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins?" *Review of Economics and Statistics* 72, n3, 373-381
- bibitem** Evans, Paul (1988) "Are consumers Ricardian Evidence" *Journal of Political Economy* 96, 983-1004.
- bibitem** Evans, Paul (1993) "Consumers are not Ricardian: evidence from nineteen countries". *Economic Inquiry*, 31, 534-548.
- bibitem** Feldstein, M. (1982) "Government deficits and aggregate demand", *Journal of monetary Economics*, 9, 1-20.
- bibitem** Feldstein, M. (1988) "The effects of fiscal policy when incomes are uncertain; a contradiction to Ricardian equivalence", *American Economic Review*, 78, 14-23.
- bibitem** Garcia, A. e Julián Ramajo (2005) "Fiscal Policy and Private Consumption Behaviour: the Spanish Case", *Empirical Economics* 30 (1), 115-135.
- bibitem** Ghatak, A. e Ghatak, S. (1996) "Budgetary deficits and Ricardian equivalence: the

case of India 1950-1986", *Journal of Public Economics*, 60, 267-282.

- bibitem** Graham, F. C. e Himarios, D. (1996) "Consumption, wealth and finite horizons: tests of Ricardian equivalence." *Economic Inquiry*, 39, 527-544.
- bibitem** Hall, Robert E. (1978) "Stochastic Implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence," *Journal of Political Economy* 86 (Dez. 1978), 971-987.
- bibitem** Hamilton, James D.(1994), *Time Series Analysis*., Princeton University (1994)
- bibitem** Haque, N. (1988) "Fiscal policy and private saving behaviour in developing countries", *International Monetary Fund Staff Papers*, 35, 305-326.
- bibitem** Hansen, L. e Singleton, K.(1982) "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models", *Econometrica*, 50, 1029-1054
- bibitem** Hansen, P (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica* 50 (Julho 1982), 1029-1054.
- bibitem** Hansen, P. (1986) "Uncertain income, uncertain taxes, and Ricardian equivalence". *Bulletin of Economic research*, 48, 317-328.
- bibitem** Hall, R. E. (1978) "Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence".
- bibitem** Haug, A. A. (1990) "Ricardian equivalence, rational expectations, and the permanent income hypothesis", *Journal of Money Credit and Banking*,22, 305-326.
- bibitem** Haug, A. A. (1995) "Has federal budget policy changed in recent years?", *Economic Inquiry*, 33, 104-118.
- bibitem** Haug, A A. (1996) "Blanchard's model of consumption: an empirical study", *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 169-177.
- bibitem** Hayashi, F. (1985) "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross Section Analysis," *Quarterly Journal of Economics*, Fevereiro 1985a, 100 (1), 183-206.
- bibitem** Hayashi, F. (1987) "Tests for liquidity constraints: a survey. In T. Bewley (ed), *Advances in Econometrics* (91-120). Cambridge: Cambridge: Cambridge University Press.
- bibitem** Hayashi, F. (2000) "Econometrics" Princeton University Press, 2000.
- bibitem** Heller, Walter P. e Star, Ross M (1979) "Capital market Imperfection, the Consumption Function, and the Effectiveness of Fiscal Policy", *Quarterly Journal of Economics*, Agosto 1979, 93 (3), 455-463.
- bibitem** Hernandez, L e Montiel, P. J. (2003) "Post-Crisis Exchange Rates Policies in Five Asian Countries: Filling in the "hollow middle"?", *Journal of the Japanese and International Economics*17: 336-369.
- bibitem** Hubbard, G. R. e Judd, K. L. (1986) "Liquidity constraints, fiscal policy, and consumption", *Brooking Papers of Economic Activity*, 1, 1-60.
- bibitem** Islam, M. F. (1998) "Brazil's Twins Deficits: An Empirical Investigation", *Atlantic Economic Journal*, 26:121-128.
- bibitem** Issler, J. V. e Piqueira, N. S (2001) "Estimando a Aversão relativa ao Risco, a Taxa de Desconto Intertemporal, e a Substitutibilidade Intertemporal do Consumo no Brasil Usando Três tipos de Função Utilidade", *Ensaio Econômicos EPGE* 424.
- bibitem** Issler, J. V. e Rocha (2000) "Consumo, restrição a liquidez e bem-estar no Brasil", *Revista Economia Aplicada _USP*, volume 4, n. 4, 637-665).
- bibitem** Jaegger, A. (1993) "Debt neutrality, finite horizons, and private savings behaviour", em H. A. A. verbon e van Winder, F. A. A.M. 9eds), *The Political Economy of Government Debt* (195-205). Amsterdam Elsevier Science Publishers.
- bibitem** Johansen, S. e Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimated and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52:169-210.
- bibitem** Khalid, A. M. (1996) "Ricardian equivalence: empirical evidence from developing countries.", *Journal of Development Economics*, 51, 413-432.
- bibitem** Kormendi, R. C. (1983) "Government debt, government spending and private saving behaviour", *American Economic Review*, 73, 994-1010.

- bibitem** Leachman, L. L. (1996) "New evidence on the Ricardian equivalence theorem: a multicointegration approach", *Applied Economics*, 28, 695-704.
- bibitem** Leachman, L.L. and Francis, B. (2002) "Twin Deficits: Apparition or Reality?", *Applied Economics* 34: 1121-1132.
- bibitem** Lumsdaine, Robin e Papell, David (1997) "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79, n2, 212-218.
- bibitem** Lutkepohl, H. (1991): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin.
- bibitem** MacKinnon, James G. (1996) "Numerical Distributions for Unit root and cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, n6, 601-618.
- bibitem** Mankiw, N. G. (2000) "The savers-spenders theory of fiscal policy", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 120-125.
- bibitem** Newey, Whitney e Kenneth West (1987) " A Simple Positive Semi-Definite, heteroskedasticity ans Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- bibitem** Nishiyama e Smetters (2002) "Ricardian Equivalence with incomplete household Risk Sharing".
- bibitem** Normandin, M. (1992) "Budget Deficit Persistence and the Twin Deficit Hypothesis", *Journal of International Economics* 49: 171-193.
- bibitem** Obstfeld, M. e Rogoff, K. (2000) "Foundations of International Economics", Cambridge: MIT Press.
- bibitem** Piersanti, G. (2000) "Current Account Dynamics and Expected Future Budget Deficits: "Some International Evidence", *Journal of International Money and Finance* 19: 255-271.
- bibitem** Perron, Pierre (1989) "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis" *Econometrica*, vol. 57, n6, 1361-1401.
- bibitem** Plosser, Charles I. (1982) "Government Financing Decisions and Asset Returns", *Journal of Monetary Economics* 9 (Maio 1982), 325-352.
- bibitem** Ponterba, J. e Summers, L. H. (1987) "Finite lifetimes and the effects of budget deficits on national saving", *Fournal of Monetary Economics*, 20, 369-391.
- bibitem** Reis, E.; Issler, J. V.; Blanco, F. e Carvalho, F (1998) "Renda Permanente e Poupança Precaucional: Evidência Empírica para o Brasil no Passado Recente", *Ensaio Econômicos EPEGE* 338.
- bibitem** Reis, F. (2004) "Consumo no Brasil: Teoria da Renda Permanente, Formação de Hábito e Restrição à Liquidez", *Revista Brasileira de Economia* 58 (número 3).
- bibitem** Reitschuller, G. e Cuaresma, J. C (2004) "Ricardian Equivalence: Revisited Evidence from OECD countries", *Economics Bulletin*, vol 5, n6, 1-10.
- bibitem** Reiter, M. (1999) "Ricardian equivalence with uninformed consumers", *European Journal of Political Economy*, 15, 747-758.
- bibitem** Ricciuti, R. (2003) "Assessing Ricardian equivalence", *Journal of Economic Surveys*, 17, número1.
- bibitem** Rockerbie, D. W. (1997) " Are consumers ricardian when some are liquidity constrained?", *Applied Economics*, 29, 821-827.
- bibitem** Seater, J.J. e Mariano, R. S. (1985) "New tests of the life cycle and tax discounting hypothesis", *Journal of Monetary Economics*, 15, 196-215.
- bibitem** Seater, J.J. (1993) "Ricardian Equivalence", *Journal of Economic Literature* 31: 142-190.
- bibitem** Seigle, C. (1988) "Defense spending in a neo-ricardian world", *Economica*, 65, 193-210.
- bibitem** Smetters, K. (1999) "Ricardian equivalence : long run Leviathan", *Journal of Public Economics*, 73, 395-421.

- bibitem** Stanley, T. D. (1998) "New wine in old bottles: a meta-analysis of Ricardian equivalence", *Southern Economic Journal*, 64, 713-727.
- bibitem** Strawczynski, M. (1995) "Income Inequality and Ricardian equivalence", *American Economic Review*, 85, 964-967.
- bibitem** Toda, H. Y. e Yamamoto T.(1995) "Statistical Inference in Vector Autoregressive with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics* 66, 225-250.
- bibitem** Yotsuzuka, T. (1987) "Ricardian equivalence in presence of capital market imperfections", *Journal of Monetary Economics*, 20, 411- 436.

Apêndice

A.1 Testes de Raiz Unitária

Resultados dos testes ADF de raiz unitária para as séries de consumo, gastos do governo e exportações líquidas não-dessazonalizadas e renda nacional bruta:

Tabela 1a							
variável	nível			diferença			conclusão
	lag	ADF	p-valor	lag	ADF	p-valor	
<i>ln c</i>	4	-1,8791	0,3394	1	-4,0680	0,0024	<i>I</i> (1)
<i>ln g</i>	4	-2,9696	0,0445	1	-5,6986	0,0000	<i>I</i> (1)
<i>nx</i>	4	-1,1790	0,6778	0	-6,8159	0,0000	<i>I</i> (1)
<i>lnrnd</i>	4	-1,8938	0,3327	2	-6,1028	0,0000	<i>I</i> (1)

Em suma, os resultados não diferiram dos feitos com dados dessazonalizados.

Abaixo, seguem os resultados dos testes de Phillips-Perron e o KPSS para a período todo (1991:1 a 2005:1) com dados dessazonalizados:

Tabela 1b							
variável	nível			diferença			conclusão
	lag	Phillips-Perron	p-valor	lag	Phillips-Perron	p-valor	
<i>ln c</i>	3	-2,5673	0,1058	1	-6,0598	0,0000	<i>I</i> (1)
<i>ln g</i>	4	-5,8551	0,0000	1	-7,8782	0,0000	<i>I</i> (0)
<i>ln b</i>	0	-0,9730	0,7569	0	-6,1692	0,0000	<i>I</i> (1)
<i>nx</i>	2	-1,2253	0,6575	3	-7,6388	0,0000	<i>I</i> (1)
<i>ln e*</i>	2	-2,3964	0,3774	0	-2,7453	0,2234	<i>I</i> (2)
<i>r</i>	0	-6,9978	0,0000	0	-13,223	0,0000	<i>I</i> (0)
<i>ln e</i>	2	-5,0625	0,0001	0	-1,8465	0,3547	inconcluso
<i>r*</i>	0	-3,2874	0,0202	1	-9,3328	0,0000	<i>I</i> (0)
<i>lnrnd</i>	1	-1,8633	0,3469	1	-7,2033	0,0000	<i>I</i> (1)

variável	nível		diferença		conclusão
	lag	KPPS	lag	KPPS	
$\ln c$	3	0,7925	1	0,2368	$I(1)$
$\ln g$	4	0,3595	1	0,1066	$I(1)$ a 10%
$\ln b$	0	3,4327	0	0,1835	$I(1)$
nx	2	0,4586	3	0,3265	$I(1)$ a 1%
$\ln e^*$	2	0,3882	0	0,4618	$I(2)$
r	0	0,5513	0	0,0508	$I(1)$ a 10%
$\ln e$	2	1,3437	0	2,7047	$I(2)$
r^*	0	1,2543	1	0,0241	$I(1)$
$\ln rnd$	1	0,6948	1	0,1288	$I(1)$

A.2 Seleção do número adequado de defasagens

Segue abaixo uma tabela com o número de defasagens considerado adequado pelos diversos critérios para um VAR com as seguintes variáveis ($\nabla c_t, \nabla g_t, \nabla b_t, \nabla nx_t, \nabla e_t$ e r_t) com dados sem serem dessazonalizados:

Lag	LR	AIC	SC	HQ
0	NA	-17.19382	-16.29325	-16.84856
1	147.1406	-19.31255	-17.06112*	-18.44941
2	79.50397*	-20.13638*	-16.53409	-18.75535*
3	29.10482	-19.72193	-14.76877	-17.823
4	35.31398	-19.80873	-13.50471	-17.39192

Em resumo, de acordo com a maioria dos critérios considerou-se que seria apropriado usar duas defasagens.

A.3 Decomposições de variância e funções

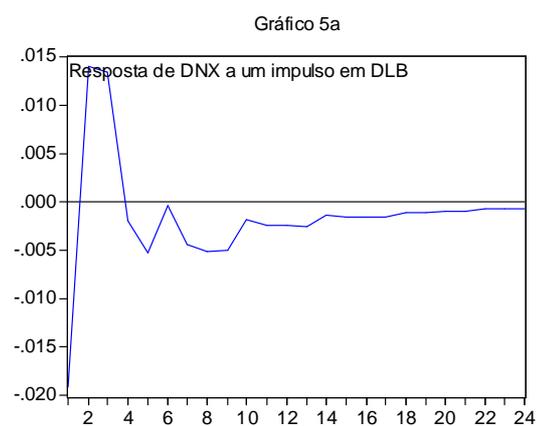
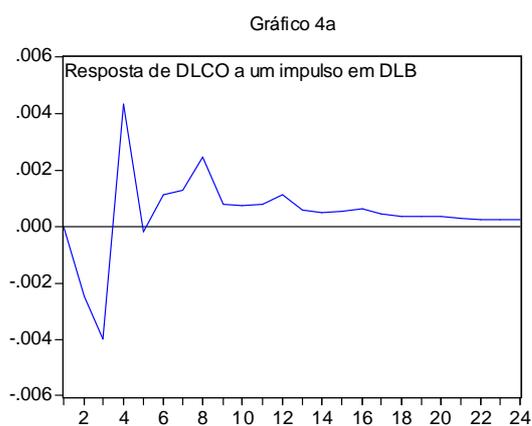
impulso-resposta

Seguem abaixo algumas decomposições de variância e gráficos de funções impulso-resposta feitos com dados sem serem dessazonalizados.

Inicialmente, foi usada a ordenação de Enders e Lee (1990). Eis os resultados:

Tabela 5a						
	DLCO	DLG	DLB	DNX	DLE	R
DLCO	54.76	17.79	6.17	6.56	12.09	2.64
DLG	15.86	76.63	2.90	0.35	1.28	2.97
DLB	5.83	17.50	47.12	13.93	12.06	3.55
DNX	14.91	5.62	5.09	69.27	4.58	0.54
DLE	3.66	3.94	35.15	4.69	48.85	3.71
R	8.18	8.87	17.05	18.86	3.44	43.61

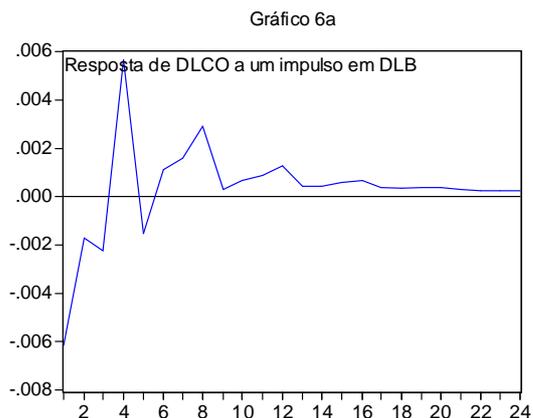
Abaixo, seguem os gráficos das funções impulso-resposta obtidas com a ordenação usada por Enders e Lee (1990):



Depois, usou-se a segunda ordenação: dnx_t anterior a ∇b_t , ∇b_t anterior a ∇e_t , ∇e_t anterior a ∇g_t , ∇g_t anterior a r_t , r_t anterior a ∇c_t . Eis os resultados:

Tabela 6a						
	DLCO	DLG	DLB	DNX	DLE	R
DLCO	27.56	18.77	10.88	20.38	15.41	6.99
DLG	0.80	69.16	9.24	9.04	7.72	4.04
DLB	2.55	7.76	51.67	16.21	15.88	5.91
DNX	11.28	4.40	3.19	73.22	5.31	2.61
DLE	0.63	3.35	37.92	4.97	47.61	5.53
R	2.61	3.40	20.97	14.10	4.94	53.98

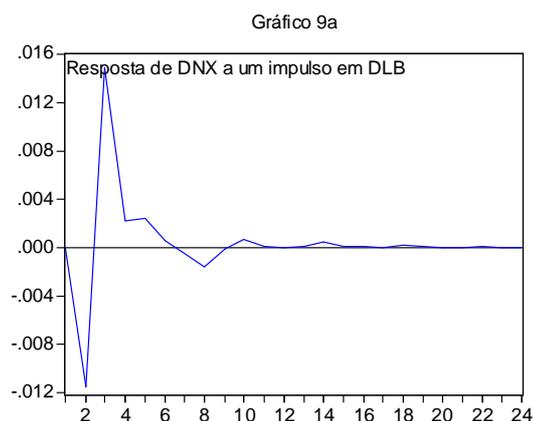
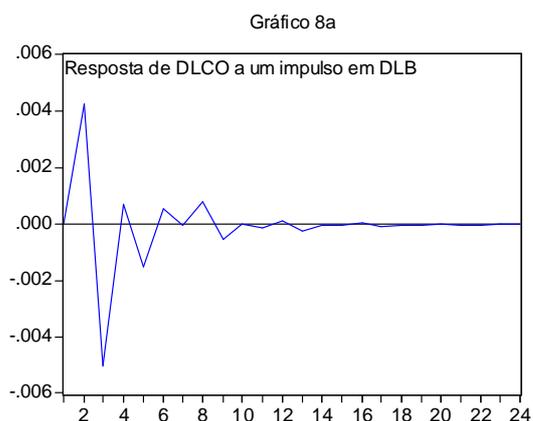
Abaixo, seguem os gráficos das funções impulso-resposta obtidas com essa ordenação:



Por fim, foi usada a terceira ordenação: ∇c_t anterior a r_t , r_t anterior ∇e_t , ∇e_t anterior a ∇g_t , ∇g_t anterior a dnx_t , dnx_t anterior a ∇b_t . Eis os resultados:

Tabela 7a	DLCO	DLG	DLB	DNX	DLE	R
DLCO	54.76	15.56	5.36	6.44	13.53	4.36
DLG	15.86	66.90	0.71	0.24	11.98	4.30
DLB	5.83	10.79	21.82	12.40	32.15	17.01
DNX	14.91	4.92	2.14	62.40	5.74	9.89
DLE	3.66	5.26	0.17	3.44	71.45	16.03
R	8.18	4.98	4.70	10.48	6.39	65.26

Abaixo, seguem os gráficos das funções impulso-resposta obtidas com essa ordenação:



Em suma, os resultados foram similares aos obtidos com dados dessazonalizados (obviamente houve uma maior oscilação nos gráficos devido à presença de componentes sazonais). Com a primeira e a segunda ordenações, os resultados foram, de modo geral, contrários à equivalência ricardiana e os da terceira, mais favoráveis.

A.4 Derivação das implicações testáveis

Tabelas feitas com o modelo de Enders e Lee:

Tabela 15a								
período 1991:1 a 2005:1								
uso de taxa de juros doméstica e de dados dessazonalizados								
Método:	Andrews com núcleo de Bartlett							
LAGS	β	a_1	a_2	ρ	γ	δ	$TJ_T(\delta_T)$	p-valor
2	0,9647	-0,2726	0,7819	1,5092	-0,5092	0,5180	6,542	0,7678
desvio-padrão	(0,0051)	(0,5773)	(0,7257)					
3	0,9740	-1,0139	0,9665	0,9526	0,0474	1,0150	11,59	0,7717
desvio-padrão	(0,0035)	(0,2487)	(0,3965)					
4	0,9667	-0,6450	0,4647	0,8194	0,1806	0,5670	19,95	0,5864
desvio-padrão	(0,0033)	(0,1724)	(0,2280)					
5	0,9679	0,0046	0,8103	1,8144	-0,8144	0,4466	21,58	0,8001
desvio-padrão	(0,0021)	(0,1930)	(0,1405)					

Tabela 15b								
período 1991:1 a 2005:1								
uso de taxa de juros doméstica e com <i>dummies</i> sazonais								
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett							
LAGS	β	a_1	a_2	ρ	γ	δ	$TJ_T(\delta_T)$	p-valor
2	0,9725	-0,4295	0,7680	1,3385	-0,3385	0,5738	8,966	0,7755
desvio-padrão	(0,0019)	(0,1529)	(0,1768)					
3	0,9819	-0,0616	0,3735	0,9526	0,0474	1,3119	8,718	0,9246
desvio-padrão	(0,0020)	(0,0888)	(0,0796)					
4	0,9621	-0,1645	0,0585	0,8940	0,1060	0,0655	12,07	0,9560
desvio-padrão	(0,0015)	(0,0590)	(0,0789)					
5	0,9723	0,0109	0,1701	1,1811	-0,1811	0,1440	11,17	0,9980
desvio-padrão	(0,0008)	(0,0346)	(0,0396)					

Tabela 15c								
período 1991:1 a 2005:1								
uso de taxa de juros americana e de dados dessazonalizados								
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett							
LAGS	β	a_1	a_2	ρ	γ	δ	$TJ_T(\delta_T)$	p-valor
2	0,9925	-0,0300	-0,0402	0,9297	0,0703	-0,0433	6,604	0,7623
desvio-padrão	(0,0007)	(0,0750)	(0,0572)					
3	0,9923	0,0940	-0,0813	1,0127	-0,0127	-0,0803	9,196	0,9051
desvio-padrão	(0,0006)	(0,0712)	(0,0432)					
4	0,9944	0,2226	-0,2800	0,9425	0,0575	-0,2971	14,84	0,8691
desvio-padrão	(0,0006)	(0,0565)	(0,0583)					
5	0,9945	0,1777	-0,2432	0,9345	0,0655	-0,2602	22,75	0,7454
desvio-padrão	(0,0005)	(0,1120)	(0,0595)					

Tabela 15d								
período 1991:1 a 2005:1								
uso de taxa de juros americana e de dados dessazonalizados								
Método:	Andrews com núcleo de Bartlett							
LAGS	β	a_1	a_2	ρ	γ	δ	$TJ_T(\delta_T)$	p-valor
2	0,9962	0,1457	0,0423	1,1879	-0,1879	0,0356	2,781	0,9860
desvio-padrão	(0,0009)	(0,0852)	(0,01082)					
3	0,9942	0,3375	-0,2061	1,1314	-0,1314	-0,1821	15,03	0,5228
desvio-padrão	(0,0009)	(0,0930)	(0,0930)					
4	0,9942	0,2583	-0,2372	1,0211	-0,0211	-0,2323	20,87	0,5286
desvio-padrão	(0,0006)	(0,0638)	(0,0641)					
5	0,9944	0,1389	-0,2011	0,9379		-0,2144	24,43	0,6585
desvio-padrão	(0,0005)	(0,0428)	(0,0566)					

Tabela 15e								
período 1994:3 a 2005:1								
uso de taxa de juros doméstica e de dados dessazonalizados								
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett							
LAGS	β	a_1	a_2	ρ	γ	δ	$TJ_T(\delta_T)$	p-valor
2	0,9599	-0,1033	0,1247	1,0214	-0,0214	0,1221	6,000	0,8252
desvio-padrão	(0,0053)	(0,3402)	(0,2879)					
3	0,9765	-1,0869	0,7796	0,6926	0,3074	1,1256	6,674	0,9790
desvio-padrão	(0,0034)	(0,2295)	(0,2206)					
4	0,9687	-0,8608	0,5798	0,7190	0,2810	0,8064	8,090	0,9969
desvio-padrão	(0,0024)	(0,0954)	(0,0808)					
5	0,9793	0,8786	1,6357	0,2430	0,7570	-6,7311	10,748	0,9986
desvio-padrão	(0,0016)	(0,0961)	(0,09610)					

Tabela 15f								
período 1991:1 a 2005:1								
uso de taxa de juros doméstica e de dados dessazonalizados								
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett							
LAGS	β	a_1	a_2	ρ	γ	δ	$TJ_T(\delta_T)$	p-valor
2	0,9823	1,1381	0,6377	2,7758	-1,7758	0,2297	6,418	0,7790
desvio-padrão	(0,0036)	(0,3808)	(0,3533)					
3	0,9773	1,1576	1,2987	3,4563	-2,4563	0,3758	10,33	0,8490
desvio-padrão	(0,0021)	(0,3196)	(0,3831)					
4	0,9693	-1,1329	1,1781	1,0452	-0,0452	1,1271	8,090	0,9864
desvio-padrão	(0,0019)	(0,1189)	(0,1564)					
5	0,9659	0,2309	0,5954	1,8263	-0,8263	0,3260	9,010	0,9997
desvio-padrão	(0,0011)	(0,1120)	(0,0810)					

Tabelas de equivalência ricardiana sem o governo na função utilidade:

Tabela 16a					
período:1991:1 a 2005:1					
dados dessazonalizados					
Método:	Andrews com núcleo de Bartlet				
LAGS	β	ρ	γ	TJ	p-valor (TJ)
3	0,9711	0,9034	0,0966	4,747	0,1451
desvio-padrão	(0,0055)	(0,9046)	(0,9046)		
4	0,9705	0,7876	0,2124	7,901	0,3413
desvio-padrão	(0,0047)	(0,3462)	(0,3462)		
5	0,9704	0,7239	0,2761	10,185	0,3355
desvio-padrão	(0,0044)	(0,3325)	(0,3325)		

Tabela 16b					
período:1991:1 a 2005:1					
uso de <i>dummies</i> sazonais					
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett				
LAGS	β	ρ	γ	TJ	p-valor (TJ)
3	0,9771	1,0090	-0,009	7,493	0,4849
desvio-padrão	(0,0039)	(0,0778)	(0,0778)		
4	0,9764	0,9727	0,0273	7,034	0,7222
desvio-padrão	(0,0035)	(0,0778)	(0,0778)		
5	0,9779	0,9995	0,0005	6642,	0,8803
desvio-padrão	(0,0034)	(0,0624)	(0,0624)		

Tabelas de equivalência ricardiana sem o governo na função utilidade no período pós-Plano Real (1994:3 a 2005:1):

Tabela 17a					
período:1994:3 a 2005:1					
uso de <i>dummies</i> sazonais					
Método:	Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett				
LAGS	β	ρ	γ	TJ	p-valor (TJ)
3	0,9721	0,9381	0,0619	5,430	0,3656
desvio-padrão	(0,0048)	(0,0839)	(0,0839)		
4	0,9718	0,9267	0,0733	5,667	0,5911
desvio-padrão	(0,0047)	(0,0716)	(0,0716)		
5	0,9729	0,9298	0,0702	5,920	0,7479
desvio-padrão	(0,0045)	(0,0714)	(0,0714)		

Tabela 17b					
período:1994:3 a 2005:1					
dados dessazonalizados					
Método:	Andrews com núcleo de Bartlet				
LAGS	β	ρ	γ	TJ	p-valor (TJ)
3	0,9726	0,7800	0,2200	6,528	0,2581
desvio-padrão	(0,0048)	(0,5133)	(0,5133)		
4	0,9732	0,5507	0,4493	6,918	0,4374
desvio-padrão	(0,0044)	(0,3640)	(0,3640)		
5	0,9732	0,5883	0,4117	6,967	0,6405
desvio-padrão	(0,0044)	(0,3560)	(0,3560)		

A.5 Cointegração entre renda e consumo

Testou-se primeiramente qual seria o número adequado de defasagens a ser usado em um modelo VEC com consumo (Vc_t) e renda nacional bruta (∇y_t). Os resultados abaixo foram obtidos com os dados dessazonalizados.

Tabela 19				
Lag	LR	AIC	SC	HQ
1	11.27065	-7.635889		-7.869694*
2	4.896015	-7.593609	-7.077947	-7.762476
3	3.381412	-7.487888	-6.818732	-7.626229
4	13.10690*	-7.597786	-6.77226	-7.719651

Assim como no outro modelo VEC usado anteriormente, considerou-se que seria adequado usar apenas uma defasagem, já que este foi o número de defasagens indicado pelo maior número de critérios.

Testou-se depois se havia relações de cointegração entre as variáveis. Eis os resultados:

Tabela 20 (teste do traço)			
Hipótese	estatística	valor crítico (1%)	valor crítico (5%)
nenhuma	20.0108	19.96	24.6
no máximo 1	5.997482	9.24	12.97

Tabela 21 (teste dos autovalores)			
Hipótese	estatística	valor crítico (1%)	valor crítico (5%)
nenhuma	14.01332	15.67	20.2
no máximo 1	5.997482	9.24	12.97

Os resultados dos testes variaram, o que é comum (ver Enders (1995) para mais detalhes). De acordo com o teste do traço, havia uma relação de cointegração a 5% e de acordo com o teste dos autovalores, não havia relações de cointegração entre as variáveis.

Considerou-se mais apropriado aceitar o resultado do teste do traço a 5%, o qual indicou a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis, já que esse é o resultado esperado em termos econômicos.

A.6 Restrições de Liquidez

Tabelas relativas ao teste de restrição de liquidez:

Tabela 18a				
período (1991:1 a 2005:1)	uso de <i>dummies</i> sazonais			
Renda disponível bruta per capita usada como indicador de renda				
Método:	Andrews com núcleo de Bartlett			
LAGS	λ	TJ	$TJ(p\text{-valor})$	$\lambda = 0(p\text{-valor})$
2 desvio-padrão	0,5460 (0,0795)	8,754	0,1193	0,0000
3 desvio-padrão	0,6201 (0,0720)	10,23	0,1760	0,0000
4 desvio-padrão	0,5635 (0,0517)	11,29	0,2563	0,0000
5 desvio-padrão	0,5992 (0,0487)	11,69	0,3875	0,0000

Tabela 18b				
período (1991:1 a 2005:1)		uso de <i>dummies</i> sazonais		
Renda disponível bruta per capita usada como indicador de renda				
Método:		Newey-West com janela variável e núcleo de Bartlett		
LAGS	λ	<i>TJ</i>	<i>TJ</i> (p-valor)	$\lambda = 0$ (p-valor)
2	0,5518	7,538	0,1836	0,0000
desvio-padrão	(0,0909)			
3	0,7529	8,846	0,2639	0,0000
desvio-padrão	(0,0765)			
4	0,5219	9,038	0,4338	0,0000
desvio-padrão	(0,0466)			
5	0,7632	8,592	0,6595	0,0000
desvio-padrão	(0,0664)			

Tabela 18c				
período (1994:3 a 2005:1)		uso de <i>dummies</i> sazonais		
Renda disponível bruta per capita usada como indicador de renda				
Método:		Andrews com núcleo de Bartlett		
LAGS	λ	<i>TJ</i>	<i>TJ</i> (p-valor)	$\lambda = 0$ (p-valor)
2	0,6156	8,658	0,1235	0,0000
desvio-padrão	(0,0502)			
3	0,5988	10,85	0,1451	0,0000
desvio-padrão	(0,0463)			
4	0,6232	11,30	0,1261	0,0000
desvio-padrão	(0,0549)			
5	0,6096	10,64	13,37	0,1467
desvio-padrão	(0,0430)			

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)