

ANDERSON ANDRÉ CANDELÁRIA

**REFORMA TRIBUTÁRIA E EQUIVALÊNCIA RICARDIANA:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL PÓS-PLANO REAL**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2012

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

C216r
2012

Candelária, Anderson André, 1986-
Reforma tributária e equivalência ricardiana : evidências
para o Brasil pós-Plano Real / Anderson André Candelária.
- Viçosa, MG, 2012.
x, 100f. : il. ; 29cm.

Inclui anexos.

Orientador: Wilson da Cruz Vieira.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 80-87

1. Reforma tributária - Brasil. 2. Reforma monetária -
Brasil. 3. Política tributária. 4. Econometria. 5. Economia -
Brasil. I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 22. ed. 336.24150981

ANDERSON ANDRÉ CANDELÁRIA

REFORMA TRIBUTÁRIA E EQUIVALÊNCIA RICARDIANA:
EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL PÓS-PLANO REAL

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 13 de fevereiro de 2012.



Sidney Martins Caetano



Evandro Camargos Teixeira



Wilson da Cruz Vieira
(Orientador)

*Aos **meus pais**, por serem o alicerce da minha vida.*

*À **minha irmã**.*

*À **Karina**, pela imensurável compreensão, pelo apoio constante nessa caminhada e por ser essa pessoa tão importante na minha vida.*

AGRADECIMENTOS

À Deus, força maior da nossa existência.

À Universidade Federal de Viçosa (UFV) e ao Departamento de Economia Rural (DER), pela oportunidade de aprendizado e aperfeiçoamento profissional.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo apoio financeiro, imprescindível para a realização do curso.

Ao professor e orientador Wilson da Cruz Vieira, por todo o apoio recebido ao longo do meu curso, pelas valiosas críticas e sugestões, e pela extrema cordialidade.

Aos meus pais e minha irmã, por me ensinarem a superar os desafios, pelo amor intenso, por confiarem em mim e pela eterna torcida.

Aos amigos que estiveram sempre presentes na hora de estudar, de desenvolver os artigos das disciplinas cursadas, e de curtir momentos de descontração em Viçosa. Em especial a Lora, Mateus e Greigiano.

À Karina, pelo apoio, pelo carinho, pela atenção e, principalmente, por acreditar sempre nessa pessoa ao longo de sua nova jornada. Especialmente a você, por ser essa pessoa tão especial em minha vida. Obrigado!

A todos que, de alguma forma, contribuíram na elaboração deste trabalho.

BIOGRAFIA

ANDERSON ANDRÉ CANDELÁRIA, filho de Milton Ambrosino Candelária e Josineide Santos Lima, nasceu em Belo Horizonte-MG, em 30 de novembro de 1986.

Em fevereiro de 2006, ingressou no curso de Ciências Econômicas da Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC-MG), concluindo-o em dezembro de 2009.

Em março de 2010, iniciou o Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu*, em nível de Mestrado, em Economia Aplicada na Universidade Federal de Viçosa, defendendo a dissertação em 13 de fevereiro de 2012.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	vii
ABSTRACT.....	ix
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais	1
1.2. O problema e a sua importância.....	3
1.3. Hipótese de pesquisa	8
1.4. Objetivos	8
1.5. Estrutura do trabalho	9
2. CURVA DE LAFFER DINÂMICA: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL	10
2.1. Considerações iniciais	10
2.2. A curva de Laffer estática	15
2.3. A curva de Laffer dinâmica	20
2.4. Referencial teórico	27
2.4.1. <i>Modelo analítico</i>	27
2.4.2. <i>Modelo econométrico</i>	30
2.4.3. <i>Base de dados e procedimentos iniciais</i>	32
2.5. Resultados	36
2.6. Considerações finais.....	41

3. EQUIVALÊNCIA RICARDIANA NO BRASIL: UM TESTE DE SUPEREXOGENEIDADE.....	44
3.1. Considerações iniciais	44
3.2. Evidências econométricas a respeito da equivalência ricardiana.....	48
3.3. O teste de superexogeneidade	58
3.4. Metodologia	64
3.4.1. <i>Modelo econométrico</i>	64
3.4.2. <i>Base de dados e procedimentos iniciais</i>	66
3.5. Resultados	67
3.6. Considerações finais.....	75
4. CONCLUSÕES	77
REFERÊNCIAS.....	80
ANEXOS	88
ANEXO A.....	89
ANEXO B.....	91

RESUMO

CANDELÁRIA, Anderson André, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2012. **Reforma tributária e equivalência ricardiana: evidências para o Brasil pós-Plano Real.** Orientador: Wilson da Cruz Vieira.

Este trabalho apresentou alguns *insights* econômicos que uma redução tributária traria para a economia brasileira. Inicialmente, partiu-se da hipótese de que a equivalência ricardiana não se sustenta na economia brasileira e que uma reforma tributária que vise eliminar as distorções existentes na economia brasileira proporcionaria ganhos de equidade assim como ganhos de bem-estar para os agentes. Num primeiro momento, o foco do trabalho concentrou-se em contextualizar as características da economia brasileira com base na curva de Laffer dinâmica procurando descrever os limites de atuação governamental. Utilizando dados trimestrais para o período de 1997 a 2009, as evidências encontradas sustentaram a hipótese de que a economia brasileira está sujeita a uma curva de Laffer dinâmica, ou seja, existe espaço para uma redução tributária no sentido de melhorar a inter-relação macroeconômica entre as variáveis reais da economia de modo a expandir o ritmo de crescimento econômico. Num segundo momento, o objetivo do trabalho foi verificar a presença da equivalência ricardiana e suas repercussões sobre a economia brasileira. Utilizando dados trimestrais de 1997 a 2009, os resultados evidenciaram que a economia brasileira não está sujeita à hipótese da equivalência ricardiana. Além do mais, procedeu-se ao teste de superexogeneidade nos parâmetros da função consumo estimada para testar a hipótese da equivalência

ricardiana e verificou-se que os mesmos podem ser considerados superexógenos, ou seja, os resultados podem ser considerados seguros para se inferir a respeito de políticas públicas por meio da equação estimada. Esses resultados, conjuntamente, demonstram que uma redução tributária no país pode trazer benefícios para os agentes dado que o consumo agregado aumentaria. Considerando o consumo agregado como uma medida de bem-estar então, nesse sentido, o bem-estar nacional seria ampliado. Ademais, este aumento geraria efeitos positivos tanto sobre a renda quanto sobre o restante das variáveis macroeconômicas.

ABSTRACT

CANDELÁRIA, Anderson André, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2012. **Tax reform and ricardian equivalence: evidence for Brazil after the Real Plan.** Adviser: Wilson da Cruz Vieira.

This paper presented some economic *insights* that would bring a tax reduction for the Brazilian economy. Initially, we started with the hypothesis that Ricardian equivalence does not hold in the economy and that a tax reform aimed at eliminating existing distortions in the Brazilian economy would provide gains in equity as well as welfare gains for agents. At first, the focus of the work focused on contextualizing the characteristics of the Brazilian economy based on dynamic Laffer curve trying to describe the limits of government action. Using quarterly data for the period 1997 to 2009, found the evidence supported the hypothesis that the Brazilian economy is subject to a dynamic Laffer curve, i.e., there is room for a tax reduction to improve the inter-relationship between macroeconomic real economic variables in order to expand the pace of economic growth. Secondly, the objective was to verify the presence of Ricardian equivalence and its impact on the Brazilian economy. Using quarterly data from 1997 to 2009, the results showed that the Brazilian economy is not subject to the Ricardian equivalence hypothesis. Furthermore, we proceeded to superexogeneity test the function parameters consumption estimated to test the hypothesis Ricardian equivalence and found that they can be considered superexogenous, i.e., results can be considered safe for inferring about public policy through the estimated equation. These

results, taken together, demonstrate that a reduction in taxation in the country can benefit agents as aggregate consumption increase. Given the aggregate consumption as a measure of well-being then in that sense, the national welfare would be increased. Furthermore, this increase would generate positive effects on income and on the rest of macroeconomic variables.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

Uma das principais vertentes dos estudos socioeconômicos refere-se aos determinantes do desenvolvimento econômico e suas consequências sobre a economia. Economias em desenvolvimento, geralmente, apresentam obstáculos estruturais específicos que se impõem como restrições efetivas ao progresso econômico das mesmas. Alguns destes entraves como, por exemplo, uma parcela da força de trabalho subempregada em setores de subsistência ou mesmo a heterogeneidade entre setores produtivos, não podem ser superados sem a promoção de transformações estruturais.

Para Furtado (1969), os processos de subdesenvolvimento observados principalmente nas economias latino americanas, não se constituem como uma etapa necessária ao processo de formação das economias capitalistas modernas. Pelo contrário, caracterizam-se muito mais como um processo particular dessas economias, resultado da imposição de empresas capitalistas modernas em estruturas pouco desenvolvidas do sistema econômico.

Nessa concepção, Vianna, Bruno e Modenesi (2010) argumentam que a condução das ferramentas macroeconômicas em um país ainda em desenvolvimento, como o Brasil, deve ser repensada para se atingir dois objetivos. O primeiro desses objetivos, certamente, é promover o crescimento econômico e fornecer as condições necessárias para que este seja sustentado. Isto envolve a adoção de políticas anticíclicas

para atenuar os efeitos das flutuações econômicas na produção e no emprego – assim como as empregadas no período da crise financeira de 2008-2009 – porém, sem descuidar de outros aspectos igualmente importantes, como a estabilidade de preços e a ampliação da capacidade produtiva do país.

O segundo objetivo é buscar o desenvolvimento econômico. Nessa linha, é preciso obter avanços na direção de investimentos maciços – tanto do setor público quanto do setor privado – ao longo do tempo em saúde, educação e infraestrutura para garantir o bem-estar de toda a população e a igualdade de oportunidades. Além disso, é fundamental que haja investimentos em ciência e tecnologia e que os mesmos estejam interligados às políticas industriais e agrícolas, funcionando como fatores de impulso para os principais setores produtivos.

Portanto, um importante desafio que se apresenta para economia brasileira é buscar uma conciliação entre esses dois objetivos, de tal forma, que a gestão da política macroeconômica não restrinja as possibilidades de desenvolvimento econômico e social. Particularmente, no caso brasileiro, deve-se reconhecer a presença da política fiscal como ferramenta de intervenção de um Estado que sempre se propôs como parte integrante e ativa do processo de desenvolvimento nacional ao longo do tempo.

Em breves linhas, o sistema tributário brasileiro pode ser entendido como instrumento que as autoridades governamentais têm para viabilizar determinados projetos de longo prazo. Uma vez definidos esses projetos, o papel que a política fiscal assume na economia evidencia a compreensão de seus determinantes históricos e as forças que influenciam a sua estrutura. Devido a essa razão, é que as instituições fiscais brasileiras não são consideradas fortuitas, uma vez que foram desenhadas para desempenhar funções muito precisas dentro de um conjunto de tarefas que o Estado assumiu na trajetória de crescimento econômico.

Entretanto, há alguns anos, a política fiscal tem ocupado um lugar de destaque no cenário econômico e político brasileiro. Embora o debate sobre a necessidade de uma ampla reforma tributária esteja no centro das atenções, desde o início dos anos 1990, a dificuldade de se acomodar os múltiplos interesses envolvidos impediram a realização de reforma tributária. Após conhecer duas grandes reformas em pouco mais de vinte anos, o sistema tributário brasileiro apresenta, desde a Constituição de 1988, uma estrutura desagradável em termos de qualidade e de natureza e composição de seus impostos, indo na contramão de princípios básicos sobre a condução das finanças

públicas, como os princípios da competitividade, da equidade e do equilíbrio federativo. É a partir dessa perspectiva que a análise desenvolvida neste trabalho foi conduzida.

1.2. O problema e a sua importância

Nos últimos trinta anos, um dos principais determinantes da evolução da economia brasileira refere-se à condução da política fiscal. O desequilíbrio estrutural que se acumulou desde o final dos anos 1970, provavelmente foi uma das principais causas do longo período de alta inflação e estagnação econômica que se estendeu até o início dos anos 1990. A partir de então, o enfrentamento apenas parcial dos problemas fiscais acumulados determinou a estratégia de estabilização da inflação nos primeiros anos do Plano Real e o grau de vulnerabilidade externa que a economia brasileira enfrentou na segunda metade da década de 1990.

Contudo, a definição de um novo arcabouço na condução da política econômica, a partir de 1999, centrado em torno de metas de desempenho e em instituições voltadas para a responsabilidade fiscal, está entre os principais determinantes da consolidação da estabilidade e da retomada do crescimento nos anos 2000. Desde então, o debate sobre a condução política fiscal brasileira passou a ser direcionado em torno da capacidade do país em enfrentar seus problemas fiscais estruturais.

O superávit primário passou de um mero componente de política macroeconômica a uma espécie de símbolo de governabilidade e força política das autoridades econômicas. Segundo dados do Banco Central do Brasil (BCB), a economia brasileira saiu de um déficit médio de 0,18% do produto interno bruto (PIB) entre 1995 e 1998, para 3,18% do PIB entre 1999 e 2011. Apesar dos avanços no sentido de menores déficits fiscais, nem todos os aspectos da política fiscal ao longo do período pós Plano Real foram positivos.

Um dos fatos mais marcantes em relação à conduta fiscal brasileira no período pós Plano Real refere-se à ascensão da carga tributária brasileira. Entre 1995 e 2010, segundo dados da Receita Federal do Brasil (RFB), a carga tributária em função do PIB aumentou em mais de 5 pontos percentuais, passando de 28,44% para 33,56%. Tal variação foi motivada, principalmente, pelas mudanças estruturais adotadas na economia brasileira durante o período.

Partindo de um sistema que havia alcançado um elevado grau de modernidade no final dos anos 1960, a situação no início do século XXI mudou completamente. Tributos cumulativos que praticamente foram extintos com a reforma de 1966, acabaram sendo progressivamente reinseridos na economia brasileira para dar conta das necessidades de financiamento dos encargos do setor público e no atendimento das metas de ajuste fiscal.

Segundo Biasoto Jr. (2006), o sistema tributário forjado pelas reformas dos anos 1960 foi se tornando cada vez mais disfuncional devido a diversos fatores. Os principais foram: o processo inflacionário, a mudança na inserção externa na economia, o excesso de incentivos e subsídios oferecidos no contexto do processo de acumulação de capital, e a conflagração das unidades federativas em busca de expansão da atividade econômica. Uma vez que essas mudanças paliativas destituíram o aparato tributário de suas funções precípuas, não se logrou no Brasil uma forma mais equilibrada do financiamento público.

Na contemporaneidade, a principal restrição em relação ao avanço da reforma tributária brasileira reside na necessidade de manter o superávit fiscal requerido para sustentar o equilíbrio macroeconômico e a estabilidade monetária. Do ponto de vista temporal, o déficit público torna-se uma variável-chave quando avaliado em torno dos instrumentos e objetivos das políticas macroeconômicas brasileiras, sobretudo quando estas se contemplam num regime monetário do tipo metas de inflação.

Economias que utilizam o mecanismo de metas de inflação – como a brasileira desde 1999 – necessitam de um maior comprometimento das variáveis fiscais no atendimento da restrição orçamentária do governo por meio de receitas e gastos públicos. Sob esse novo receituário, os programas de ajuste fiscal concentram-se em manter sob controle o estoque da dívida pública medido em proporção do PIB, ou seja, a sustentabilidade da relação dívida/PIB torna-se o objetivo central de curto prazo dos formuladores de políticas públicas.

A equivalência ricardiana diz que aumentos nos déficits públicos fazem com que os indivíduos antecipem a necessidade do aumento futuro nos impostos, uma vez que os agentes observam seu horizonte de tempo com base nas expectativas racionais. Presumindo que o aumento futuro dos impostos seja uma condição necessária para manter as condições de solvência intertemporal do setor público, os agentes retêm o aumento atual da renda – gerada pelo acréscimo no déficit público e, conseqüentemente,

pela redução de impostos no presente – sob a forma de poupança visando o financiamento do aumento futuro de impostos.

Nesse caso, considerando-se a lógica ricardiana, a conduta fiscal tem como objetivo manter sustentável a restrição intertemporal do setor público subordinando sua dinâmica a um comportamento crível em relação aos gastos e às receitas do governo. Dado que alterações em impostos, na dívida pública ou mesmo nas despesas do governo podem, por exemplo, serem consideradas como medidas de políticas públicas, uma questão emerge: alterações nas formas de financiamento do déficit público são, de fato, capazes de gerar alterações nas variáveis reais da economia?

Para Barro (1974), existem certas condições sob as quais a dívida do governo não é compreendida pelos agentes como riqueza líquida. Nesse sentido, aumentos da dívida pública e a consequente redução da poupança pública seriam exatamente compensados pelo aumento da poupança por parte das famílias. Assim, como a poupança doméstica não seria alterada, a dívida pública não afetaria as variáveis reais da economia, pois a escolha entre a arrecadação de impostos *lump-sum* e a emissão de títulos para financiar os gastos do governo, não influenciaria nem o consumo das famílias, nem a formação de capital.

Segundo Evans (1989), os requisitos teóricos para a ocorrência da equivalência ricardiana não são poucos. As famílias não somente devem prever corretamente os impostos futuros que irão saldar a dívida do governo, como também adequar a sua função de utilidade de modo a incluir as gerações futuras em sua função de utilidade. Ademais, é fundamental que haja um mercado de capitais perfeito e que as escolhas familiares não sejam distorcidas por impostos.

Apesar da descrença inicial quanto à validade destas hipóteses, Sachsida e Carlucci (2010) reiteram vários estudos empíricos¹ que corroboram a existência da equivalência ricardiana, pois encontraram baixas correlações entre a dívida pública e as variáveis reais da economia, tais como o consumo privado, a poupança, o estoque de capital e a taxa de juros.

A relevância teórica da equivalência ricardiana destaca-se pela análise dos efeitos do déficit público sobre a acumulação de capital, sobre os efeitos de alterações de impostos no consumo privado e, nos efeitos do financiamento da seguridade social sobre a poupança privada e a acumulação de capital. Para Feldstein e Elmendorf (1990),

¹ Estes estudos estão descritos no capítulo 3.

as dificuldades do governo em conseguir empréstimos devido a um volume elevado de dívidas existentes e às valorizações cambiais decorrentes de déficits orçamentários estão intimamente ligadas à ocorrência ou não da equivalência ricardiana.

Por outro lado, questões que envolvem impactos relevantes de intervenções governamentais sobre a economia através de políticas públicas são amplamente estudadas, tanto por acadêmicos quanto pelos formuladores dessas políticas, devido à possibilidade destas políticas afetarem significativamente o bem-estar da população.

Para obter um sistema tributário mais justo e racional, o mesmo deve seguir os princípios de equidade, de competitividade e neutralidade no qual o ônus fiscal pode ser distribuído de maneira progressiva, de modo que aqueles com maior nível de renda e riqueza contribuam proporcionalmente mais com o pagamento de tributos.

Na concepção de Auerbach (1996), os objetivos finais de uma reforma tributária devem focar os incentivos ao investimento e à acumulação de capital e, conseqüentemente, conduzirem a um aumento tanto do produto quanto da produtividade econômica no longo prazo, com efeitos positivos sobre o bem-estar. Slemrod e Bakija (1996) enfatizam a necessidade de que o sistema tributário seja claro e simples para diminuir a evasão fiscal e, assim, aumentar a base de arrecadação de impostos da economia. Se respeitado estes princípios, o sistema de arrecadação, além de fornecer ao Estado os recursos necessários para a execução das políticas públicas e investimentos, é capaz de se converter num poderoso instrumento de redistribuição de renda. Portanto, a questão principal é saber qual deve ser o tamanho da contribuição de cada indivíduo, assim como o nível da carga tributária que otimizará a percepção de retorno social.

Entretanto, a carga tributária em função do PIB não apresenta um conceito absoluto, dado que a mesma depende intrinsecamente da capacidade contributiva dos agentes e de que forma o Estado fornece bens e serviços públicos à sociedade. Dado que um determinado nível de carga tributária – medida em função do PIB – pode ser considerado baixo para uma sociedade, a mesma medida pode ser considerada excessiva para outra, confraternizando o argumento anterior. Por isso, comparações internacionais de cargas tributárias, ainda que descrevam a realidade econômica de um país, têm pouco significado analítico.

Ademais, a interação entre os sistemas fiscais, o crescimento econômico e a economia real são muito mais complexos do que supõe. Dessa forma, o primeiro passo para se compreender os efeitos econômicos que alterações fiscais provocam na

economia é entender a restrição orçamentária do governo. Nessa linha de raciocínio, os modelos de crescimento endógeno são bastante úteis para se avaliar canais específicos sob as quais a política fiscal é capaz de influenciar a taxa de crescimento de longo prazo.

Sob o enfoque dos modelos endógenos, o governo adquire um papel importante na economia e pode influenciar decisivamente a taxa de crescimento de longo prazo. Nos modelos de crescimento neoclássicos, as políticas fiscais não têm efeito sobre a taxa de crescimento de estado estacionário. Contudo, nos modelos de crescimento endógeno, o número de políticas econômicas alternativas é amplo, uma vez que elas se deparam com poucas restrições efetivas a respeito da condução econômica. As correções de falhas de mercado por parte do governo através da provisão de bens públicos (políticas fiscais) aumentam o produto marginal do capital, incentivando os investimentos e, conseqüentemente, um crescimento econômico mais rápido. Porém, como alega Kneller (1998), somente as políticas fiscais incluídas no lado da oferta afetam a taxa de crescimento.

Paralelamente, Dalamagas (1998a) afirma que o debate a respeito da conduta fiscal, mais especificamente em relação à dinâmica da dívida pública – sob a lógica ricardiana ou neoclássica –, está intimamente relacionado com a hipótese da curva de Laffer. Ireland (1994) procurou investigar os efeitos de cortes nos impostos sobre o déficit público e sobre as taxas de crescimento da economia, estimando uma curva de Laffer dinâmica baseada num modelo de crescimento endógeno com um setor. O autor concluiu que para um dado caminho de expansão dos gastos governamentais, reduções na carga tributária podem levar a menores déficits orçamentários no curto prazo. No longo prazo, o governo pode quitar a sua dívida sem necessariamente ter que aumentar a carga tributária da economia.

Após essa contextualização sobre a condução da política fiscal no Brasil, pode-se questionar se a hipótese referente à equivalência ricardiana prevalece ou não na economia brasileira. De uma forma mais objetiva, a grande questão que se coloca na economia brasileira é a seguinte: será que a influência de uma reforma tributária é capaz de afetar tanto a dinâmica econômica quanto o nível de bem-estar da economia brasileira?

Dadas essas considerações, o presente estudo discute quais seriam as prováveis implicações econômicas que uma reforma tributária traria para a economia brasileira

tanto pelos aspectos da equivalência ricardiana vis-à-vis a teoria tradicional neoclássica quanto pelo contexto teórico a respeito da crítica de Lucas.

Lucas (1976) argumentou que, sob a hipótese de expectativas racionais, os modelos econométricos não podem ser utilizados com fins de formulação de políticas econômicas, pois uma vez que alterações institucionais decorrentes de políticas econômicas alteram o valor dos parâmetros de estudo, os agentes se readequariam à nova realidade, alterando também o seu comportamento. Logo, não seria possível identificar nos modelos econométricos, se as alterações ocorridas nos parâmetros de estudo foram causadas pela política econômica adotada ou pela mudança de comportamento dos agentes, ou mais ainda, se foram causadas por uma combinação dos dois.

A crítica de Lucas está associada a um procedimento econométrico denominado de teste de superexogeneidade definido por Engle e Hendry (1993). Então, uma forma de testar a hipótese de Lucas é por meio de um teste de superexogeneidade. Confirmando-se a hipótese de superexogeneidade dos parâmetros rejeita-se a crítica de Lucas. Com isso, pode-se inferir de forma mais segura a respeito dos efeitos de uma reforma na economia brasileira.

1.3. Hipótese de pesquisa

A hipótese principal deste estudo é que a equivalência ricardiana não se sustenta na economia brasileira e que, conseqüentemente, uma redução tributária na economia brasileira traria ganhos de equidade – uma redistribuição mais equilibrada do ônus tributário entre os agentes – assim como ganhos de bem-estar para a economia brasileira, uma vez que as variáveis reais da economia seriam diretamente afetadas pela reforma.

1.4. Objetivos

O objetivo geral deste trabalho é fornecer *insights* econômicos a respeito de uma redução tributária e como esta política afetaria a economia brasileira utilizando dados para o período de 1997 a 2009.

Os objetivos específicos são:

- a) Encontrar evidências que a economia brasileira se depara com uma curva de Laffer dinâmica.
- b) Verificar a presença da equivalência ricardiana na economia.
- c) Testar a validade da hipótese relacionada à crítica de Lucas em relação à condução fiscal na economia brasileira por meio do teste de superexogeneidade.

1.5. Estrutura do trabalho

Além desse capítulo introdutório, esse trabalho está estruturado em mais três capítulos. O capítulo 2 discute-se a teoria relativa à curva de Laffer dinâmica contextualizando as características da economia brasileira. Mais especificamente, procura-se descrever quais são os limites do modelo estático da curva de Laffer e como a política fiscal pode ser utilizada em vista de um instrumento efetivo de política econômica. Além disso, descreve-se também uma resenha teórica e literária a respeito das principais características do modelo da curva de Laffer dinâmica. Utilizando-se dados da economia brasileira para o período de 1997 a 2009, aplica-se a metodologia apresentada por Dalamagas (1998a) em busca de evidências concretas da adequação da economia brasileira em relação à hipótese da curva de Laffer dinâmica.

No capítulo 3 apresenta-se o embate teórico a respeito da equivalência ricardiana e suas repercussões sobre a economia brasileira. Discutem-se os principais pontos salientados em relação à ocorrência da equivalência ricardiana. Em seguida, descreve-se os principais trabalhos empíricos a respeito da equivalência ricardiana, tanto na literatura internacional quanto na literatura brasileira. Considerando-se as críticas a respeito dos procedimentos empíricos para testar a equivalência ricardiana, uma seção do capítulo 3 dedica-se ao conceito de superexogeneidade proposto por Engle e Hendry (1993) como uma forma alternativa de se testar a crítica de Lucas. Em seguida, utilizando-se dados da economia brasileira para o período de 1997 a 2009, procura-se atestar a validade da equivalência ricardiana para a economia brasileira sob o enfoque do teste de superexogeneidade. Por fim o capítulo 4 apresenta as considerações finais a guisa de conclusão.

2. CURVA DE LAFFER DINÂMICA: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

2.1. Considerações iniciais

Em determinados contextos e períodos, o papel que o Estado desempenha na economia costuma ser decisivo para modificar substancialmente a estrutura tributária. Em países federativos como o Brasil, tornam-se inevitáveis as disputas por recursos entre os entes que compõem a federação. Certamente, para que se possa compreender como as funções atribuídas ao Estado brasileiro evoluíram em meio às transformações econômicas e sociais, é necessário analisá-las numa perspectiva histórica que contemple os seus principais determinantes.

Por outro lado, é importante ressaltar que o papel atribuído ao Estado está intrinsecamente ligado ao pensamento econômico dominante, pois é este que vai definir não somente a dimensão do campo da atuação estatal, mas também as funções precípuas da política fiscal e da tributação neste processo.

O princípio da demanda efetiva de Keynes afirma que as frequentes oscilações sobre a produção e o emprego são decorrentes da incerteza inerente às decisões de investimento do setor privado. Num mundo em que prevalece a incerteza sobre o futuro, tanto as expectativas quanto os riscos associados aos investimentos tornam-se variáveis fundamentais para explicar as crises do capitalismo. Como a incerteza desfavorece qualquer tipo de investimento, não existe qualquer tendência endógena a favor da recuperação econômica, uma vez que os gastos em investimento determinam a renda

agregada. Logo, sua retração realimenta o pessimismo das expectativas futuras e acaba se fortalecendo devido ao efeito multiplicador.

Nessa perspectiva, atribui-se ao orçamento público um papel anticíclico fundamental no qual o gasto público, sobretudo o déficit do governo, torna-se um poderoso instrumento capaz de reverter as expectativas. Sob esse receituário, nos períodos de recessão o governo deveria ampliar suas despesas em investimento, numa tentativa de expandir a demanda agregada no curto e médio prazo, contribuindo para uma melhor expectativa de lucro das empresas e, assim, motivar a recuperação dos investimentos privados.

Embora a política fiscal anticíclica seja, na ótica neoclássica, um importante instrumento que permite aos formuladores de políticas públicas minimizarem os efeitos gerados pelas flutuações econômicas, o cenário de instabilidade e desequilíbrio macroeconômico que se instaurou na década de 1970, sobretudo em relação aos efeitos colaterais dos elevados déficits públicos, pôs em cheque a conveniência, a eficácia e a sustentabilidade das preposições teóricas recomendadas pela política fiscal neoclássica.

As críticas associadas ao receituário neoclássico, basicamente, se concentravam em duas questões. A primeira crítica estava associada ao efeito *crowding out*, no qual as expansões do déficit público geravam a expulsão dos investimentos privados comprometendo o ritmo de crescimento econômico. O segundo aspecto criticado referia-se a expansão da inflação nas principais economias mundiais, dado que tal inflação de demanda continha um componente expectacional em função do financiamento monetário dos déficits públicos.

Por essas razões, o debate teórico que se configurou após a queda do receituário neoclássico concentrou-se em programas de ajuste sobre a conduta fiscal com o objetivo de reduzir gradativamente a dívida pública e eliminar a ameaça à instabilidade macroeconômica contida no orçamento público. A principal hipótese que acompanhava esse novo receituário sustentava principalmente a ideia de neutralidade da política fiscal, tendo em vista o teorema da equivalência ricardiana.

A equivalência ricardiana diz que aumentos nos déficits públicos fazem com que os indivíduos antecipem a necessidade do aumento futuro nos impostos, uma vez que os agentes observam seu horizonte de tempo com base nas expectativas racionais. Presumindo que o aumento futuro dos impostos seja uma condição necessária para manter as condições de solvência intertemporal do setor público, os agentes retêm o

aumento atual da renda – gerada pelo acréscimo no déficit público e, conseqüentemente, pela redução de impostos no presente – sob a forma de poupança visando o financiamento do aumento futuro de impostos.

A crítica da escola novo-clássica perpassa pela teoria convencional, sugerindo que os aumentos dos déficits e da dívida pública geram importantes conseqüências no comportamento e na inter-relação das variáveis macroeconômicas. Essas conseqüências, por sua vez, estão associadas a um arcabouço no qual as variáveis fiscais têm na sua exogeneidade uma importante fonte de distúrbios que podem se refletir em desequilíbrios macroeconômicos.

Tradicionalmente na concepção neoclássica, o aumento dos déficits públicos conduz a um aumento da renda e do produto agregado, traduzindo-se numa expansão da taxa de juros devido à pressão da demanda agregada sobre o mercado monetário. Esse resultado pode ser facilmente verificado no modelo IS-LM, no qual o equilíbrio entre os mercados de bens e monetário torna tanto a renda nacional como a taxa de juros as variáveis endógenas do sistema.

Dada essa consideração, surge uma questão: de que maneira mudanças na conduta monetária poderiam redefinir a natureza e a conduta das variáveis fiscais? Resposta: através da sofisticação dos instrumentos de política monetária sob a conduta das variáveis fiscais que estão associadas ao sistema macroeconômico (CORREIA, 2010).

A partir do início da década de 1990, várias economias passaram a utilizar o mecanismo de metas de inflação como regime de conduta monetária. Junto com essa âncora monetária, o comportamento das variáveis fiscais ficou condicionado ao atendimento da restrição orçamentária do governo por meio da instrumentalização das receitas e dos gastos públicos, uma vez que o financiamento público por meio da senhoriação pode provocar graves desajustes macroeconômicos, impedindo o alcance dos objetivos estabelecidos, como a convergência da inflação a uma meta estabelecida.

A maior característica desse novo arcabouço de política monetária concentra-se no anúncio público de metas quantitativas oficiais para a taxa de inflação, tendo como principal objetivo de longo prazo uma inflação baixa e estável. Numa visão de longo prazo, autoridade monetária preocupa-se em guiar a taxa de juros de curto prazo com base nos desvios da inflação em relação a uma meta preestabelecida tendo em vista os eventuais distúrbios na atividade econômica.

Nesse arcabouço monetário, a utilização da taxa de juros como principal instrumento de política monetária permite ao Banco Central uma maior flexibilidade para reagir aos choques macroeconômicos de curto prazo. Ao contrário dos modelos tradicionais neoclássicos no qual a taxa nominal de juros entra como um elemento endógeno, nessa nova abordagem a taxa de juros funciona como um elemento exógeno de curto prazo. Os movimentos de curto prazo da taxa de juros são estabelecidos exogenamente de acordo com as decisões da autoridade monetária. Resumindo, no curto prazo a autoridade monetária age de forma discricionária diante de uma regra de longo prazo visando tanto a estabilidade inflacionária quanto a dinâmica da atividade econômica.

Num cenário em que a política monetária busca uma meta de inflação preestabelecida, os desvios da inflação em relação a essa meta proporcionam efeitos sobre os déficits públicos, dado que a taxa nominal de juros é também um importante indexador dos títulos do governo, onerando demasiadamente a dívida pública.

Por essas razões, do ponto de vista temporal, o déficit público torna-se uma variável-chave quando avaliado em torno dos instrumentos e dos objetivos das políticas macroeconômicas, sobretudo quando estas se contemplam em um regime monetário do tipo metas de inflação.

Esse novo receituário fiscal faz com que os programas de ajuste fiscal tenham no controle do estoque da dívida pública, medido em proporção do PIB, o objetivo central de curto prazo. As economias que se utilizam do mecanismo de metas de inflação – como a brasileira desde 1999 – necessitam de um maior comprometimento das variáveis fiscais no atendimento da restrição fiscal do governo por meio do uso das receitas e dos gastos públicos.

Considerando-se a lógica ricardiana, nesse caso, a conduta fiscal com o objetivo de manter sustentável a restrição intertemporal do setor público subordina-se a manter em sua dinâmica um comportamento crível em relação aos gastos e às receitas do governo.

Paralelamente, Dalamagas (1998b) afirma que o debate a respeito da conduta fiscal, mais especificamente em relação à dinâmica da dívida pública – sob a lógica ricardiana ou keynesiana –, está intimamente relacionado com a hipótese da curva de Laffer. A ideia subjacente à curva de Laffer é a de que aumentos na carga tributária levam, num primeiro momento, a variações positivas na arrecadação até atingir um

nível ótimo e, a partir de então, aumentos da carga tributária levariam à perda potencial de receitas fiscais devido aos incentivos à sonegação. Um corolário do conceito relativo a curva de Laffer é que a dívida financiada por cortes de impostos pode induzir o aumento das receitas fiscais e a menores déficits orçamentários no longo prazo.

Nesse contexto, Ireland (1994) procurou investigar os efeitos de cortes nos impostos sobre o déficit público e sobre as taxas de crescimento da economia, estimando uma curva de Laffer dinâmica baseada num modelo de crescimento endógeno com um setor. Optando por um conjunto plausível de experimentos, o autor concluiu que para um dado caminho de expansão dos gastos governamentais, reduções na carga tributária poderiam levar a menores déficits no curto prazo. Entretanto, no longo prazo, o governo poderia quitar a sua dívida sem necessariamente ter que aumentar a carga tributária da economia.

Ireland (1994) argumentou que, uma vez que a economia está sujeita uma curva de Laffer dinâmica, um nível menor da carga tributária (menores alíquotas médias) pode acelerar o crescimento econômico, além de expandir suficientemente as bases de arrecadação garantindo assim, maiores níveis de receita a níveis menores de alíquotas. Pecorino (1995) expandiu o modelo proposto por Ireland (1994) para que o mesmo suportasse dois setores: capital físico e capital humano. Analisando a interação entre os dois setores de forma distinta, o autor chegou às mesmas conclusões de Ireland (1994).

A existência da curva de Laffer dinâmica sustentada pelos dois autores credencia o argumento de que a escolha entre tributação e dívida pública para um dado nível de gastos governamentais influenciam de forma relevante os níveis da taxa de crescimento da economia, contradizendo, assim, o pressuposto da equivalência ricardiana vis-à-vis a visão tradicional keynesiana.

Ehrhart, Minea e Villieu (2009) argumentam que apesar de relevância teórica da curva de Laffer dinâmica ser um resultado bem estabelecido na literatura, às evidências empíricas para os países desenvolvidos ainda é pequena e praticamente inexistente para os países em desenvolvimento. Várias explicações são apresentadas a fim de elucidar a ausência de uma curva de Laffer dinâmica em países em desenvolvimento. Becsi (2000) considera que o perfil destes países em relação às propriedades da curva de Laffer dinâmica é sensível à fonte de receitas arrecadadas (consumo, renda ou outras fontes). Alternativamente, Heijman e Van Ophen (2005) argumentam que a informalidade e evasão fiscal distorcem a curva de Laffer dinâmica, impedimento, portanto, que se

encontrem evidências concretas sobre a curva. Para Mitchell (2002) a relativa ausência de convergência em prol da curva de Laffer pode ser explicada pelo fato de que o governo, ao modificar a estrutura tributária, procura privilegiar, *a priori*, o crescimento da receita fiscal – dadas as restrições orçamentárias do governo – ao invés do crescimento econômico.

Por outro lado, deve-se ter em mente que a interação entre os sistemas fiscais, o crescimento econômico e a economia real são muito mais complexos do que supõe. Ademais, modelos de crescimento endógeno são bastante úteis para avaliar canais específicos sob as quais a política fiscal é capaz de influenciar a taxa de crescimento de longo prazo.

Dadas essas considerações, o presente capítulo baseia-se nos aspectos da literatura abordada propondo uma extensão do debate no sentido de estimar empiricamente as propriedades da curva de Laffer dinâmica, no contexto de um modelo de crescimento endógeno para a economia brasileira, dado que nenhum trabalho específico foi proposto até então.

Além desta introdução, este capítulo está estruturado em outras 5 seções: a seção 2.2 descreve a curva de Laffer estática e os principais trabalhos existentes na literatura; a seção 2.3 apresenta o conceito de curva de Laffer dinâmica e alguns trabalhos na literatura que fizeram o uso do conceito; a seção 2.4 apresenta a metodologia adotada para avaliar a curva de Laffer dinâmica na economia brasileira; a seção 2.5 apresenta os resultados obtidos; e, finalmente, na seção 2.6 apresenta as considerações finais a guisa de conclusão.

2.2. A curva de Laffer estática

Na década de 1970, quando as preposições teóricas recomendadas pela política fiscal neoclássica foram colocadas em cheque devido ao cenário de instabilidade e desequilíbrio macroeconômico que se instaurou nas principais economias mundiais, novas linhas de pensamento econômico emergiram para tentar solucionar os problemas recorrentes da alta inflação e do baixo nível de crescimento econômico. Dentre essas, encontrava-se a escola dos economistas do lado da oferta.

Os economistas designados como do lado da oferta² surgiram em resposta à visão neoclássica de que um aumento da demanda agregada via estímulos fiscais iria, por si só, aumentar a oferta agregada da economia e assim acelerar o crescimento econômico. Na abordagem neoclássica, alterações fiscais em alíquotas e impostos são interpretadas em termos de seus efeitos sobre a renda disponível e a dinâmica comportamental dos agentes. Entretanto, na abordagem dos economistas do lado da oferta alterações fiscais são interpretadas em termos de seus efeitos sobre os custos relativos dos fatores de produção. Nesse enfoque, quanto mais alta for a tributação média da economia, maiores são os incentivos interpretados pelos agentes à substituírem trabalho por lazer, uma vez que esse nível de taxa reduziria a recompensa do trabalho.

A base do argumento defendido pelos economistas do lado da oferta sustentava-se na curva de Laffer. Na década de 1980, Arthur Laffer estabeleceu uma relação aritmética entre as receitas tributárias da economia e as taxas praticadas. Em sua concepção, Laffer (1986) idealizou essa relação numa curva em formato de U invertido, no qual a receita tributária da economia crescia à medida que as alíquotas médias fossem se elevando num intervalo de 0% a 100%. O autor argumentou que, até certo ponto, a receita tributária total da economia cresceria juntamente com alíquota média praticada e após um nível ótimo, a receita tributária obtida decresceria à medida que a alíquota se aproximasse do nível máximo. Em outras palavras, uma mesma receita tributária poderia ser obtida com duas alíquotas diferentes. Contudo, o nível máximo de receita tributária somente seria obtido se a alíquota praticada fosse idêntica ao nível ótimo da relação proposta por Laffer (1986).

Para Laffer (1986), esse comportamento da curva derivava das respostas dos agentes aos aumentos tributários. À medida que a alíquota tributária média da economia aumentasse e se distanciasse do nível de arrecadação ótimo, a renda disponível iria decair rapidamente elevando o custo relativo do trabalho frente ao lazer. Nessa situação, os agentes iriam substituir trabalho por lazer, reduzindo assim, o nível de atividade econômica e consequentemente a base de arrecadação fiscal. E é justamente a existência dessa parte negativamente inclinada da curva de Laffer que levou os economistas do lado da oferta a argumentarem que reduções na alíquota média da economia gerariam

² Designação atribuída aos economistas que argumentavam que o crescimento econômico podia ser obtido de forma mais eficiente pela redução de barreiras que limitavam a produção de bens e serviços. Seus maiores expoentes são Robert Mundell e Arthur Laffer.

um aumento suficiente da base tributária elevando assim a receita total tributária. Por isso defendiam uma redução tributária para elevar o crescimento econômico.

Entretanto, essa hipótese precisava ser testada. A prática mais comum para se testar a curva de Laffer consistia em regredir a receita tributária total em função das alíquotas médias (ou marginais) da economia e de seu respectivo quadrado para obter o ponto crítico em que a receita tributária total atinge o valor máximo. Adicionalmente, nesses modelos, incorporavam-se outras variáveis explicativas ao modelo para melhorar sua previsibilidade. Uma segunda alternativa para se testar a curva de Laffer era desenvolver modelos de equilíbrio geral (ou parcial) e a partir deles simular os efeitos de diferentes alíquotas sobre uma variedade de fatores e elasticidades da curva de oferta. A equação (1) fornece uma visão geral desses modelos:

$$T = f(\tau, \tau^2, Z) = \alpha_0 + \alpha_1\tau + \alpha_2\tau^2 + Z'\gamma + \varepsilon \quad (1)$$

em que T representa a receita tributária total, τ representa a alíquota média (ou marginal) praticada na economia e Z representa o conjunto de outras variáveis explicativas.

Com esse modelo em mente, Stuart (1981) procurou demonstrar essa relação para a economia sueca da década de 1970. O autor encontrou evidências de que a receita tributária máxima seria obtida quando a alíquota marginal fosse aproximadamente 70%. Dado que as alíquotas marginais na Suécia dos anos 1970 encontravam-se por volta dos 80%, o autor concluiu que o país se encontrava no lado decrescente da curva de Laffer e que uma redução tributária era recomendável.

Na mesma linha, Van Ravestein e Vijlbrief (1988) investigaram a curva de Laffer para a Holanda e encontraram evidências de que a receita tributária máxima seria obtida quando a alíquota marginal fosse aproximadamente 70%. Porém, a alíquota praticada nos 1980 era de 67%. Esse resultado sugeria que um aumento da carga tributária era recomendável para a Holanda.

Utilizando dados para a economia norte-americana de 1973, Fullerton (1982) encontrou evidências de que a alíquota maximizadora de receita variava inversamente com a elasticidade da oferta de trabalho. Suas estimativas o levaram a concluir que na melhor das hipóteses, a alíquota marginal maximizadora de receitas para a economia norte-americana seria de 78,8% para uma elasticidade da oferta estimada em 0,15.

Por outro lado, Hsing (1996) argumentou que os trabalhos prévios a respeito da estimação da curva de Laffer sofriam de má especificação devido a formas funcionais errôneas e que o número de observações era insuficiente para fornecer evidências concretas a respeito da curva Laffer. Nessa linha, o autor estimou o modelo descrito em (1) de quatro formas funcionais diferentes: linear, log-log, log-linear e linear-log. Utilizando dados para a economia norte-americana de 1959 a 1991, o autor mostrou que tanto o modelo linear quanto o log-log se adequavam melhor à estimação da curva de Laffer. Seus resultados evidenciaram que a alíquota que maximiza a receita tributária norte-americana oscilava entre 32,67% a 35,21% do produto nacional bruto (PNB).

Heijman e Van Ophem (2005) readaptaram o modelo da curva de Laffer para conter o setor informal da economia e o testaram utilizando dados de 12 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) no período de 1988 a 1996 numa tentativa de capturar o *gap* existente entre a alíquota vigente e a alíquota estimada pelo modelo. Seus resultados mostraram que na maioria dos países analisados, a taxa maximizadora das receitas tributárias é maior do que as alíquotas vigentes e que o setor informal tem pouca influencia sobre a arrecadação fiscal devido aos diversos tipos de tributos existentes nessas economias – diretos e indiretos, sobre renda, trabalho e consumo e etc.

Entretanto, os trabalhos que testaram a hipótese da curva de Laffer estão sujeitos a inúmeras críticas. Fullerton (1982) mostrou que a curva de Laffer podia não ser contínua ou mesmo carecer um ponto máximo. Na mesma linha, Novales e Ruiz (2002) argumentam que a curva de Laffer pode também conter vários pontos de máximo dependendo da forma funcional especificada, uma vez que a forma funcional quadrática não é unânime entre os economistas.

As evidências empíricas para os países desenvolvidos também não são conclusivas. Trabandt e Uhlig (2006) enfatizam que a relação entre taxas e receitas depende, não apenas da economia em análise e de sua estrutura tributária, mas também do tipo de taxa tributária (sobre o capital, trabalho ou renda) que se está considerando na estimação do modelo de Laffer.

Na análise estática da curva de Laffer assume-se que o efeito substituição não é dominado pelo efeito renda e que as curvas de oferta e de demanda são bem comportadas. No entanto, essa relação na prática nem sempre é válida e, segundo Hauwe (2000), o ajuste econômico defendido pela curva de Laffer, em geral, não ocorre

de forma instantânea por diversos motivos, sejam eles políticos ou econômicos. Segundo o autor, no modelo estático da curva de Laffer não existe uma discussão a respeito de como as mudanças ocorrem e nem em quanto tempo são sentidos os efeitos. Além disso, o autor argumenta que o modelo estático da curva de Laffer não oferece *insights* relevantes do ponto de vista econômico e nem do ponto de vista político porque não incorporam a dinâmica da teoria microeconômica em sua formulação.

Para Dalamagas (1998b), os modelos estimados pela curva de Laffer estática não servem de base para a implementação de políticas públicas uma vez que seus efeitos não são completamente mensurados pelo modelo. Em sua visão, tais modelos focam excessivamente no lado da oferta e ignoram os mecanismos do lado da demanda pelo qual o efeito da redução tributária se propaga de forma mais visível.

Outra crítica comumente associada ao modelo estático da curva de Laffer diz respeito a não demonstração de seus efeitos sobre a restrição orçamentária do governo. Ademais, tal modelo não contabiliza o efeito renda decorrente de ganhos de eficiência promovidos por correções de falhas de mercado por parte do governo, ou seja, pela oferta de bens públicos.

Uma das questões mais debatidas a respeito dos efeitos de política fiscal é se uma redução tributária pode impulsionar a atividade econômica. Tradicionalmente, esta análise tem sido discutida no contexto de modelos estáticos da curva de Laffer. Contudo, nessa abordagem, as críticas são fortes e relevantes o suficiente para anularem qualquer conclusão a respeito da questão.

No entanto, no contexto de modelos dinâmicos, um corte de impostos pode efetivamente afetar a taxa de crescimento econômica de longo prazo, elevando o debate a respeito dos efeitos da curva de Laffer para um nível mais alto. Modelos de crescimento endógeno tem se provado extremamente úteis como uma ferramenta analítica de avaliação de políticas fiscais. Jones e Manuelli (1990), King e Rebelo (1990), Rebelo (1991), e Jones, Manuelli, e Rossi (1993) encontram evidências de que políticas fiscais que dizem respeito a mudanças tributárias tem potenciais efeitos sobre a taxa de crescimento econômico de longo prazo, quando analisadas sob o enfoque dos modelos de crescimento endógenos. Assim sendo, a próxima seção discute a curva de Laffer dinâmica no contexto dos modelos endógenos de crescimento.

2.3. A curva de Laffer dinâmica

Enquanto as políticas fiscais não têm efeito algum sobre a taxa de crescimento de estado estacionário nos modelos neoclássicos, nos modelos de crescimento endógenos, o número de políticas econômicas alternativas é amplo e quase não existem restrições a respeito da condução econômica nestes modelos. Nesses modelos, o governo adquire um papel importante na economia e pode influenciar decisivamente a taxa de crescimento de longo prazo. A forma mais comum de intervenção estatal na economia refere-se à correção de falhas de mercado através da provisão de bens públicos (políticas fiscais) que aumentam o produto marginal do capital incentivando, assim, os investimentos privados e, conseqüentemente, a taxas de crescimento econômico mais elevadas.

Para expor as ideias a respeito dos efeitos da curva de Laffer dinâmica sobre a economia pode-se utilizar um simples modelo de crescimento endógeno do tipo AK . A análise descrita a seguir provém do trabalho de Agell e Persson (2000) que derivaram as propriedades da curva de Laffer dinâmica e seus efeitos sobre a economia no contexto dos modelos endógenos. Os autores consideram uma economia de um setor em que o nível de produção é determinado linearmente pelo estoque de capital privado. Assim, a função de produção por ser escrita como em (2):

$$Y = f(K) = AK \quad (2)$$

em (2), K representa tanto o capital físico quanto o capital humano e A é uma variável tecnológica exógena e constante. Por simplificação, admite-se para essa economia que a população seja constante ao longo do tempo e que não existe depreciação do capital. Por conveniência analítica, omite-se também o índice temporal das variáveis do modelo em questão. Num mercado competitivo, o capital é remunerado pela taxa de juros definida pelo produto marginal do capital definida por (3):

$$f'(K) = A = r \quad (3)$$

Dado que A é uma constante, logo a taxa de juros de mercado, r , também é uma constante. Assume-se que os consumidores dessa economia sejam representativos e de vida infinita. Estes consumidores devem fazer suas escolhas a respeito do consumo de

bens ofertados pelo setor privado, C , e de bens públicos ofertados pelo governo, G . Esse processo pode ser representado pela seguinte função de utilidade intertemporal:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \theta^t [u(C) + v(G)] \quad (4)$$

Assim como na maioria dos modelos de crescimento endógeno, supõe-se que a utilidade dos bens ofertados pelo setor privado, $u(C)$, é do tipo isoelástica. Isto implica que a taxa de substituição intertemporal $\sigma \equiv -\frac{u'(C)}{Cu''(C)}$ é uma constante positiva. Além disso, os consumidores são remunerados com o pagamento de juros sobre a riqueza líquida da economia, W . Essa riqueza líquida consiste na soma do capital físico, K , e da dívida pública emitida pelo governo B . A renda dos ativos é descontada por uma taxa tributária, τ , proporcional e constante ao longo do tempo e o governo compensa os consumidores com um nível T de transferências. Dessa forma, o fluxo da restrição orçamentária dos consumidores pode ser caracterizado da seguinte forma:

$$\Delta W = r(1 - \tau)W + T - C \quad (5)$$

em (5) tem-se que $W \equiv K + B$ e que a riqueza inicial dos agentes W_0 é uma constante. Maximizando (4) sujeito a (5), obtêm-se a equação de Euler definida por (6):

$$\frac{\Delta C}{C} = \sigma[A(1 - \tau) - \theta] \equiv \gamma \quad (6)$$

Dado que a taxa de juros é uma constante, o nível de consumo cresce a uma taxa γ exponencial e constante. Para garantir que no estado estacionário a taxa de crescimento γ seja positiva após o desconto dos tributos, assume-se que:

$$A > \theta \quad (7)$$

Para completar a análise das condições de primeira ordem, define-se a seguinte condição de transversalidade: $\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_t W_t \theta^t = 0$, em que λ_t representa o valor presente dos custos envolvidos no problema de otimização.

Pela expressão (6) pode-se observar que a condição de transversalidade é satisfeita se e somente se $(\sigma - 1)A(1 - \tau) - \sigma\theta < 0$. Se esta desigualdade é satisfeita na ausência de impostos (isto é, para $\tau = 0$), então a mesma desigualdade se satisfaz

para todo $\tau \in [0,1]$. Por conveniência, admite-se que a seguinte condição é sempre satisfeita:

$$(\sigma - 1)A - \sigma\theta < 0 \quad (8)$$

Combinando as equações em diferenças definidas por (5) e (6) e solucionando-a em relação à C , obtém-se seguinte resultado:

$$C_t = \gamma C_0 \quad (9)$$

em que:

$$C_0 = mpc \left[W_0 + \sum_{t=0}^{\infty} T[A(1 - \tau)]^t \right] \quad (10)$$

A propensão marginal a consumir, designada por mpc , em relação ao total da riqueza privada (incluindo as transferências), é definida como:

$$mpc \equiv A(1 - \tau) - \gamma \equiv A(1 - \tau)(1 - \sigma) + \sigma\theta \quad (11)$$

É importante ter em mente que reduções tributárias podem afetar C_0 de duas formas. Primeiro: menores níveis de τ aumentam a taxa de desconto utilizado pelos consumidores para calcular o valor presente das transferências recebidas após o pagamento de tributos – o segundo termo dentro do colchete em (10). Isso cria um efeito riqueza negativo implicando em menores níveis de C_0 . Segundo: menores níveis de τ aumentam diretamente mpc . O sinal desse efeito depende da magnitude da elasticidade de substituição intertemporal, σ . Derivando (11) em relação à τ , pode-se observar que:

$$\frac{\partial mpc}{\partial \tau} = -A(1 - \sigma) \quad (12)$$

Ou seja, menores níveis de τ somente reduzem a propensão marginal a consumir em função da riqueza se, e somente se, $\sigma > 1$.

Por outro lado, o governo financia seus gastos obtendo receitas provenientes da tributação da riqueza dos agentes no montante τAW . Tais gastos concentram-se em transferências, despesas com bens públicos e nos pagamentos de juros da dívida

pública. Dessa forma, o fluxo da restrição orçamentária do governo pode ser expresso da seguinte forma:

$$\Delta B = G + T + AB - \tau AW \quad (13)$$

em que o estoque inicial da dívida pública, B_0 , é definida como uma constante. Suponha que o governo respeita as condições de solvência da dívida. Logo, isso implica que $\lim_{t \rightarrow \infty} B[A(1 - \tau)]^t = 0$. Assim, a restrição orçamentária intertemporal do governo pode ser reescrita como em (14):

$$\tau A \sum_{t=0}^{\infty} W A^t = B_0 + \sum_{t=0}^{\infty} (G + T) A^t \quad (14)$$

A equação (14) é o ponto de partida do trabalho de Ireland (1994) para investigar a dinâmica da curva de Laffer dinâmica. Entretanto, Agell e Persson (2000) argumentam que existe uma forma mais intuitiva para proceder tal análise. Combinando as restrições orçamentárias dos consumidores e do governo definidas por (5) e (13), respectivamente, pode-se obter a restrição orçamentária agregada da economia definida pela equação (15):

$$AK = \Delta K + C + G \quad (15)$$

Solucionando a equação em diferenças definida por (15) em relação à K e utilizando a informação contida em (8) – a qual implica que $\lim_{t \rightarrow 0} K_t A^t = 0$ – obtém-se a versão intertemporal da restrição orçamentária agregada:

$$K_0 = \frac{C_0}{A - \gamma} + \bar{G} \quad (16)$$

em (16) tem-se $\bar{G} \equiv \sum_{t=0}^{\infty} G A^t$. O estoque inicial de capital K_0 deve ser igual à soma dos valores presente do consumo privado e público. Dado que o nível de consumo inicial C_0 e a taxa de crescimento do consumo γ dependem dos níveis de tributação e transferências oferecidas pelo governo, (16) é uma equação mais informativa do que uma mera identidade macroeconômica.

A equação (16) pode ser utilizada de forma mais intuitiva em relação aos estudos dinâmicos de políticas fiscais. Por exemplo, para qualquer nível de tributação τ e qualquer programa de transferências $(T_t)_0^\infty$, é possível calcular o valor presente do nível

de consumo privado por meio das equações (9), (10) e (11). Além disso, (16) pode-se inferir a respeito do comportamento de $\bar{G}$. A partir dessa informação, pode-se estudar como mudanças em τ afetam a magnitude desse parâmetro e sob que condições a curva de Laffer dinâmica se manifesta.

Suponha que (16) é aplicável para qualquer nível inicial de τ e para qualquer sequência inicial dos gastos públicos e do nível de transferências, $(G_t)_0^\infty$ e $(T_t)_0^\infty$. Pode-se, então, afirmar que ocorre um efeito dinâmico da curva de Laffer na economia se existe alguma taxa tributária τ' que permite ao governo aumentar pelo menos um dos elementos de $(G_t)_0^\infty$ ou de $(T_t)_0^\infty$, mantendo os outros elementos intertemporalmente constantes. Esta definição é genérica e não necessariamente derivada do modelo *AK*. Contudo, a partir dela pode-se observar o que acontece com o consumo do governo ao alterar as alíquotas tributárias. Para tal, reescreve-se (16) da seguinte forma:

$$\bar{G} = K_0 - \frac{C_0}{A - \gamma} \quad (17)$$

De acordo com a definição previamente estabelecida, o efeito dinâmico da curva de Laffer somente ocorre na economia se menores níveis de tributação permitem ao governo aumentar seu consumo no tempo presente ou algumas vezes no futuro. Basicamente, isto é o mesmo que se questionar sob quais circunstâncias a derivada de $\frac{\partial \bar{G}}{\partial \tau}$ é negativa. Logo, segue-se que:

$$\frac{\partial \bar{G}}{\partial \tau} < 0 \text{ se, e somente se, } (A - \gamma) \frac{\partial C_0}{\partial \tau} + C_0 \frac{\partial \gamma}{\partial \tau} > 0 \quad (18)$$

De acordo com (17), percebe-se que menores níveis de tributação são devidamente acompanhados por um valor presente menor do consumo privado, $\frac{C_0}{A - \gamma}$, se $\bar{G}$ está crescendo. Contudo, menores níveis de tributação inequivocamente aumentam γ , que por si mesma, tende a aumentar o valor presente do consumo. Logo, um efeito dinâmico da curva de Laffer somente irá se manifestar se houver uma queda suficientemente grande no consumo presente C_0 . Em termos da equação (18) isso significa que o primeiro termo envolvendo a derivada $\frac{\partial C_0}{\partial \tau}$ deve ser suficientemente grande e positivo para dominar o segundo termo, que é sempre negativo. A redução em C_0 é importante porque possibilita um acréscimo nos níveis de poupança. Esse

acréscimo se traduz em um maior estoque de capital que por sua vez expande a base tributária da economia, permitindo ao governo obter uma maior receita tributária.

Na literatura, Ireland (1994) foi o primeiro autor a investigar os efeitos da curva de Laffer dinâmica e suas implicações sobre a economia. Considerando um modelo de crescimento endógeno do tipo AK e uma estrutura tributária simples que afetava o setor de produção, Ireland (1994) simulou uma gama de opções viáveis de reduções tributárias para a economia norte-americana. Seus resultados mostraram que, dependendo das alíquotas iniciais e dos parâmetros estruturais utilizados na calibração do modelo, cortes permanentes de impostos poderiam ser efetuados na economia dos EUA de modo a acelerar a taxa de crescimento econômico, ou seja, seus resultados eram amplamente favoráveis à hipótese da curva de Laffer dinâmica.

De forma similar ao trabalho de Ireland (1994), Pecorino (1995) também considerou um modelo AK , porém incorporando o capital humano como um fator de produção. O autor examinou diferentes taxas tributárias que incidiam sobre os rendimentos provenientes do capital humano, do capital físico e sobre o consumo e que, conseqüentemente, conduziam a uma receita tributária máxima. Ou seja, o autor buscou evidenciar quais os possíveis picos da curva de Laffer dinâmica. Seus resultados demonstraram que era possível reduzir a carga tributária de forma permanente visando uma taxa maior de crescimento econômico, assim como Ireland (1994) havia feito anteriormente.

Diferentemente dos autores citados no parágrafo anterior, Dalamagas (1998b) não simulou as propriedades da curva de Laffer dinâmica, pelo contrário estimou-as através do método de momentos generalizados (GMM). Utilizando dados temporais de 13 países da OCDE no período de 1964 a 1994, o autor classificou esses países de acordo com dois critérios: pela relação déficit público em função do PIB e pelas alíquotas tributárias médias praticadas nesses países. Seus resultados evidenciaram que esses países da OCDE estão sujeitos uma curva de Laffer dinâmica. Contudo, de acordo com os resultados do autor, em países que estão fortemente sujeitos ao efeito *crowding out*, a redução permanente de impostos pode aumentar de forma permanente os déficits públicos também, invalidando a preposição da curva de Laffer dinâmica. Além disso, nos países classificados pelo baixo nível de déficit público e pelo baixo nível de tributação, os resultados mostraram que esses países são insensíveis a mudanças tributárias no sentido da curva de Laffer dinâmica.

Bruce e Turnovsky (1999) criticaram o modelo da curva de Laffer empregada por Ireland (1994) e Pecorino (1995). Segundo os autores, em suas simulações os efeitos da curva de Laffer dinâmica somente seriam passíveis de ocorrerem se a elasticidade de substituição fosse maior do que a unidade. Dados que essa premissa não se sustentava nos trabalhos empíricos analisados pelos autores, os mesmos concluíram que o efeito da curva de Laffer dinâmica não ocorre na prática.

Buscando conciliar a crítica de Bruce e Turnovsky (1999) aos resultados bem estabelecidos de Ireland (1994) e Pecorino (1995), Agell e Persson (2000) demonstraram que o efeito dinâmico da curva de Laffer não ocorre na economia se não existem transferências por parte do governo à sociedade. Além disso, os autores demonstraram que a alíquota maximizadora de receita tributária é 100%, porém, neste nível, o crescimento econômico é negativo, evidenciando a importância de uma carga tributária não abusiva no conceito da curva de Laffer. Examinando dados de alguns países da OCDE, os autores concluíram que é mais provável que o efeito dinâmico da curva de Laffer se manifeste em economias com altos níveis de tributação e de transferências por parte do governo.

Novales e Ruiz (2002) analisaram os possíveis ganhos de bem-estar devido a uma redução tributária permanente para a economia dos EUA, no contexto da curva de Laffer dinâmica. Simulando políticas fiscais factíveis, seus resultados mostraram que uma redução permanente no nível da carga tributária traz para a economia norte-americana ganhos de bem-estar dado que o consumo aumentaria entre 4,7% a 14,9% - dependendo dos parâmetros utilizados. Além disso, segundo os autores, os ganhos de bem estar são mais significativos quando a redução tributária afeta os impostos que incidem diretamente sobre a renda do trabalho.

Dado que a maioria dos estudos sobre a curva de Laffer dinâmica se concentravam primariamente nos países desenvolvidos, Ehrhart, Minea and Villieu (2009) procuraram evidenciar os efeitos da curva de Laffer dinâmica nos países em desenvolvimento, em especial no continente africano. Utilizando dados de 48 países da África entre 1980 e 2006, os autores concluíram que o efeito dinâmico da curva de Laffer está presente nestes países desde que o governo assuma a responsabilidade pela grande parte dos investimentos nacionais. Além disso, os resultados encontrados pelos autores mostraram que a curva de Laffer dinâmica nos países africanos é fortemente influenciada pelos déficits fiscais e as receitas obtidas por senhoriação.

Dadas essas considerações, a seção seguinte apresenta o modelo teórico escolhido para analisar a condução fiscal no contexto brasileiro.

2.4. Referencial teórico

Nesta subseção, subdividida em três partes, desenvolve-se o modelo teórico que será utilizado para verificar se a economia brasileira está sujeita a uma curva de Laffer dinâmica. Basicamente, a análise teórica provém dos trabalhos de Barro (1990), Barro e Sala-i-Martin (1992), Ireland (1994) e Dalamagas (1998a). A primeira parte dessa subseção apresenta a base do modelo teórico a ser utilizado na análise; na segunda parte, apresenta-se o modelo econométrico a ser estimado; e na última parte, esclarece-se a base de dados a ser utilizada e os procedimentos iniciais antes de apresentar os resultados.

2.4.1. Modelo analítico

Inicialmente, parte-se da seguinte função de produção definida por:

$$y = Ak^{\alpha}G^{\gamma} \quad (19)$$

Na equação (19), y representa o nível de produção por trabalhador, que por sua vez é determinada pelo capital privado por trabalhador, k e pelo nível de gastos do governo em bens públicos, G . Os coeficientes α e γ da função (19) representam os retornos de escala do capital privado e dos gastos do governo, respectivamente. O atributo fundamental dessa função é que ela inclui os gastos do governo em serviços públicos como um dos insumos de produção. Assim, a equação (19) preserva uma característica comum dos modelos de crescimento endógeno: a geração de externalidades positivas. Mais especificamente, no modelo presente as externalidades positivas assumem a forma de dos gastos governamentais com investimentos públicos que aumentam a produtividade no setor privado aumentando, assim, a taxa de crescimento. Essa característica é importante teoricamente porque proporciona um papel essencial para os governos: incentivar os investimentos privados, uma vez que sem eles, em geral, as taxas de crescimento seriam menores do que o ideal.

As equações em diferenças definidas em (20) e (21) descrevem a restrição de recursos da economia e a dinâmica de acumulação de capital, respectivamente. Em (20), c representa o consumo *per capita* e i representa o nível de investimentos:

$$y_t = c_t + i_t = c_t + k_{t+1} - (1 - \delta)k_t \quad (20)$$

$$k_{t+1} = i_t + (1 - \delta)k_t \quad (21)$$

em que δ representa a taxa de depreciação. A determinação da taxa de crescimento requer adicionalmente às equações (19), (20) e (21) uma função de utilidade intertemporal explícita definida em (22). A suposição padrão na teoria dos modelos de crescimento endógeno é a de que os indivíduos são idênticos, representativos e possuem vida infinita, de modo que cada um procura maximizar a sua utilidade intertemporal ao longo do tempo:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} \right] \quad (22)$$

em que β representa o fator de desconto intertemporal e σ representa a elasticidade de substituição temporal dos agentes. Suponha também que os gastos do governo são financiados por uma alíquota média de tributos, τ . Logo, a restrição orçamentária do consumidor em termos de valor presente pode ser descrita pela equação (23):

$$\sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R} \right)^t [(1 - \tau_t) A k_t^\alpha G_t^\gamma - k_{t+1} + (1 - \delta)k_t - c_t] = 0 \quad (23)$$

em que R representa a taxa real de juros. Dadas essas pressuposições, cada agente enfrenta o mesmo problema de controle ótimo que pode ser resolvido pelo Hamiltoniano descrito pela expressão (24) a seguir:

$$H = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} \right] - \lambda' \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R} \right)^t [(1 - \tau_t) A k_t^\alpha G_t^\gamma - k_{t+1} + (1 - \delta)k_t - c_t] \quad (24)$$

em que λ representa o multiplicador de Langrange padrão. As condições de primeira ordem em relação à c_t , c_{t+1} e k_{t+1} estão sintetizadas pelas equações (25), (26) e (27):

$$\frac{\partial H}{\partial c_t} = c_t^{-\sigma} = \lambda \left(\frac{1}{\beta R} \right)^t \quad (25)$$

$$\frac{\partial H}{\partial c_{t+1}} = c_{t+1}^{-\sigma} = \lambda \left(\frac{1}{\beta R} \right)^{t+1} \quad (26)$$

$$\frac{\partial H}{\partial k_{t+1}} = R = \alpha(1 - \tau_{t+1}) \left(\frac{y_{t+1}}{k_{t+1}} \right) + (1 - \delta) \quad (27)$$

Dividindo-se (25) por (26) e reorganizando os termos, obtêm-se a solução para a taxa de crescimento *per capita* do consumo em cada momento do tempo. Tal solução está definida a seguir pela equação (28):

$$\frac{c_{t+1}}{c_t} = (\beta R)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (28)$$

A taxa de crescimento *per capita* da renda e do capital podem ser derivadas utilizando a restrição orçamentária e a condição de transversalidade, que iguala a taxa de crescimento do consumo. Como a economia está sempre em uma posição de equilíbrio, a equação de crescimento no estado estacionário definida por (27) determina a taxa privada de retorno dos bens de capital. Portanto, a taxa de crescimento definida em (28) depende da diferença entre a taxa de juros, R , e o fator de desconto intertemporal, β . Por sua vez, essa relação depende da magnitude referente à elasticidade de substituição intertemporal, σ .

Os experimentos de Ireland (1994) examinaram se o corte de impostos financiados pela emissão de dívida pública, para uma dada conduta dos gastos governamentais, era capaz de interferir nas habilidades fiscais das autoridades competentes de se manter em equilíbrio a restrição orçamentária do governo de longo prazo. Então, se uma curva de Laffer dinâmica prevalece na economia, o governo pode reduzir o nível de impostos no presente e sustentar o nível de gastos e, ainda manter em equilíbrio o valor presente de sua restrição orçamentária sem ter que recorrer a aumentos da carga tributária no futuro.

Numa tentativa de se identificar os fatores que geram efeitos líquidos favoráveis ao desempenho econômico dado a substituição de tributos por dívida pública, Ireland (1994) discriminou essas relações em: a) um efeito direto inesperado da menor taxa de imposto sobre a receita tributária, T , por meio da seguinte função fiscal:

$$T_t = \tau_t Y_t \quad (29)$$

em que Y representa o PIB nominal, e b) um efeito indireto simulado de menores níveis de tributários sobre a taxa de acumulação de capital.

O estoque de capital é estimado com base na condição de crescimento de estado estacionário para o capital – equação (28) – e a terceira expressão das condições de primeira ordem – definida por (27) –, depois de assumir que o estoque inicial de capital é igual a zero e que a taxa de tributação média é constante ao longo do tempo, t :

$$k_t = \left\{ \beta \left[\alpha(1 - \tau_{t+1}) \left(\frac{y_{t+1}}{k_{t+1}} \right) + (1 - \delta) \right] \right\}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (30)$$

Como demonstrado pela equação (30), menores níveis tributários aumentam a taxa de acumulação do capital o qual, por sua vez, aumenta os níveis de produto da economia – descrita pela equação (19) –, o tamanho da base de arrecadação e a receita proveniente de tributos demonstrado pela equação (29). Os experimentos simulados de Ireland (1994) no lado da oferta tendem a comprovar o argumento de que os efeitos indiretos, relacionados à redução tributária em prol da dívida pública, são mais fortes que os efeitos diretos. Portanto, para o autor, uma redução permanente e substancial na alíquota média da economia pode fornecer as condições ideais para o crescimento econômico vigoroso e o equilíbrio orçamentário do governo no longo prazo.

2.4.2. *Modelo econométrico*

Para testar empiricamente a validade da hipótese relacionada à curva de Laffer, pode-se esperar que, para um dado nível de gastos governamentais, em média, o nível do déficit orçamentário diminua de forma contínua e gradativa ao longo de um dado período de tempo. Considere, então, a seguinte identidade do déficit fiscal definida por (31):

$$DEF_t = \tau_t Y_t - G_t \quad (31)$$

em que $\tau = \frac{T}{Y}$ provém de (29). Obtendo a produtividade marginal do capital por meio do modelo de crescimento descrito por (19), pode-se expandir essa expressão de modo que a mesma seja uma função da taxa média tributária e de uma série de variáveis explicativas adicionais descritas por (32):

$$MP_t = b_0 + b_1\tau_t + b_2\left(\frac{DEF}{Y}\right)_t + b_3\Delta k_t + b_4\Delta G_t \quad (32)$$

em que $\frac{DEF}{Y}$ representa a taxa do déficit público em proporção do PIB, $MP_t = \frac{\partial y}{\partial k} = \alpha\left(\frac{y}{k}\right)_t$ representa o produto marginal do capital e Δ representa o operador temporal de primeira diferença.

Os fundamentos teóricos da Equação (32) foram descritas em vários estudos recentes. Por exemplo, Romer (1986) argumenta que, se o nível de investimento é escolhido por empreendedores privados em busca de lucros futuros, taxas de imposto mais elevadas que reduzem a taxa de retorno sobre o investimento irão afetar negativamente a taxa de investimento e, no longo prazo, prejudicar a taxa de crescimento da economia. Para Uzawa (1965), a taxa de crescimento de longo prazo pode ser influenciada pela política fiscal, na medida em que essa política alterará os retornos privados, e, portanto, os investimentos nos setores tecnológicos. King e Rebelo (1990) demonstram que impostos cuja base incide ou sobre trabalho, ou sobre os rendimentos de capital, ou em ambos afetam negativamente os incentivos de se acumular capital humano e físico, através da redução dos retornos privados sobre a acumulação de capital. Além disso, segundo os autores, os efeitos adversos dos impostos são reforçados em economias abertas que têm acesso ao mercado internacional de capital.

Os efeitos dos déficits orçamentários do governo sobre a produtividade de capital são mais complexos. Em modelos de gerações sobrepostas, os déficits são utilizados para diminuir a taxa de poupança e aumentar a taxa de juros e, em última instância, inibir o crescimento econômico. Por outro lado, em modelos de horizonte infinito, a taxa de acumulação de capital irá diminuir, se um déficit orçamentário mais elevado no presente é posteriormente compensado por maiores níveis de consumo ou via arrecadação do imposto de renda (EASTERLY; REBELO, 1993).

Por fim, as razões subjacentes a inclusão do capital privado e do capital público na equação (32) foram devidamente analisadas por Aschauer (1989), numa investigação empírica sobre os efeitos dos gastos do governo sobre o investimento privado a partir de uma perspectiva neoclássica. Por um lado, maior investimento público aumenta a taxa nacional de acumulação de capital acima do nível escolhido pelo setor e, assim, os gastos de capital público pode expulsar os gastos privados em bens de capital numa

perspectiva intertemporal de otimização dos recursos. Por outro lado, os gastos públicos, especialmente aqueles destinados a infraestrutura, provavelmente têm uma relação complementar com o capital privado nos incrementos tecnológicos da função de produção. Dessa forma, maiores níveis de investimento público podem elevar a produtividade marginal do capital privado e, então, liberar os investimentos privados para serem realocados em outros setores. Para o autor, ao isolar esses efeitos é possível obter informações a respeito da produtividade do capital público e testar apropriadamente o equilíbrio decorrente das políticas fiscais.

Dessa forma espera-se que, em (32), b_0 seja estritamente positivo e que b_1 e b_3 sejam negativos. Caso b_2 seja negativo está de acordo com a visão ricardiana, caso contrário concorda com a visão tradicional keynesiana. Em relação à b_4 seu sinal depende da participação relativa do tipo de gasto que é empreendido pelo governo. Se o sinal de b_4 for positivo, indica efeitos significativos dos gastos em infraestrutura, caso contrário, os gastos do governo agem de acordo com o efeito *crowding out*.

2.4.3. Base de dados e procedimentos iniciais

A equação (32) será estimada utilizando-se variáveis instrumentais. A justificativa para a escolha do método reside basicamente nos argumentos de Hayashi (2000). Segundo o autor, funções de produção do tipo Cobb-Douglas – utilizada para a derivação inicial do modelo – são passíveis a um problema denominado de viés de endogeneidade, o que torna as estimativas de mínimos quadrados ordinários (OLS) inconclusivas, uma vez que o termo de erro é correlacionado com os regressores violando a propriedade de ortogonalidade do modelo. Duas alternativas para solucionar esse problema são: utilizar o método de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) ou o método generalizado de momentos (GMM) formalizado por Hansen (1982).

Baum, Schaffer e Stillman (2007) argumentam que o problema central na utilização de métodos baseados em variáveis instrumentais está na presença de heterocedasticidade. Uma vantagem dos estimadores de GMM é que eles não exigem o completo conhecimento a respeito da distribuição dos dados. Na prática, isso significa que o modelo suporta processos heterocedásticos e de autocorrelação. Como não existem testes específicos para se verificar tais efeitos na estimação por GMM, os autores sugerem utilizar os testes tradicionais de heterocedasticidade e autocorrelação

via 2SLS e, a partir daí, decidir sobre qual método utilizar. Caso seja atestada a presença de heterocedasticidade no modelo estimado por 2SLS, os estimadores de GMM são preferíveis já que possuem vantagens estatísticas sobre os estimadores de 2SLS. Caso não seja verificada a presença de heterocedasticidade, os estimadores de 2SLS são mais eficientes do que os estimadores de GMM.

Nessa perspectiva, a equação (32) será estimada utilizando os dois métodos: 2SLS e GMM. No modelo 2SLS proceder-se-á aos testes de White e Breusch-Pagan-Godfrey para detectar a presença de heterocedasticidade no modelo e o teste de Breusch-Godfrey para verificar a presença de autocorrelação. Esse procedimento serve de base para fornecer a matriz de pesos mais adequada para a estimação do modelo via GMM, caso seja necessário. Adicionalmente, utilizar-se-á também o teste de Chow para verificar a presença de quebras estruturais no modelo.

Em relação aos momentos necessários para a estimação dos métodos baseados em variáveis instrumentais, a escolha dos mesmos foi feita com base nos argumentos de Zivot e Wang (2006). Segundo os autores, um conjunto plausível de bons instrumentos refere-se às próprias variáveis utilizadas no modelo, porém defasadas e acrescidas de uma constante. Além disso, podem-se adicionar outras variáveis exógenas ao modelo para serem utilizadas como instrumentos, assim como utilizado por Dalamagas (1998b).

Para testar a validade do modelo estimado por via variáveis instrumentais, proceder-se-á à verificação de quatro testes essenciais: a) a *estatística J* verifica se o conjunto de instrumentos utilizados é válido na estimação do modelo; b) o *teste C* de ortogonalidade dos instrumentos é utilizado para verificar se os momentos de cada variável são de fato não correlacionados com o termo de erro; c) o teste de endogeneidade para verificar se as variáveis predefinidas como endógenas permanecem nessa condição mesmo após serem instrumentalizadas; e d) o teste de relevância instrumental sugerida por Stock, Wright, e Yogo (2002) serve para verificar se os instrumentos utilizados são fracos, ou seja, se a escolha inadequada dos instrumentos causa má especificação ao modelo. Em relação ao último teste, existe o problema relacionado ao número de variáveis endógenas que entram no modelo, uma vez que a estatística propiciada pelo sugerido por Stock, Wright, e Yogo (2002) é limitada por esse número. Assim sendo, como forma alternativa para verificar esse teste, utilizar-se-á o procedimento sugerido por Zivot e Wang (2006) que consiste em estimar regressões via OLS entre as variáveis predefinidas como endógenas no modelo e as variáveis

utilizadas como instrumentos. Caso as estatísticas convencionais t e F sejam significativos, rejeita-se a hipótese de que os instrumentos são fracos.

Em relação aos dados utilizados na estimação do modelo, os mesmos foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e em três órgãos vinculados ao Ministério da Fazenda: na Secretaria do Tesouro Nacional (STN), na Receita Federal do Brasil (RFB) e no Conselho Nacional de Política Fazendária (Confaz). A descrição sumária de cada variável e sua respectiva fonte está relacionada na Tabela A1 em anexo.

Os dados utilizados para a estimação do modelo possuem frequência trimestral para o período de 1997 a 2009. Devem-se fazer aqui algumas ressalvas a respeito da frequência dos dados obtidos. Nem todos os dados obtidos nessas fontes possuíam frequência trimestral. Aquelas séries cuja frequência era mensal, foram facilmente transformadas em dados trimestrais. Porém, em relação àquelas séries cuja frequência estava disponível no formato anual, procedeu-se ao consagrado método de desagregação temporal de Chow e Lin (1971) utilizando outras séries de frequência mais alta como índice. Por exemplo, a série População Economicamente Ativa (PEA) a nível nacional não possui dados de frequência trimestral, somente em frequência anual. Então, utilizou-se a População Economicamente Ativa (PEA) das regiões metropolitanas como índice para obter a série nacional no formato trimestral. O mesmo caso ocorreu com a série Receita Tributária Municipal, contudo utilizando-se a Receita Tributária Estadual como índice de desagregação.

Outro problema em relação à série População Economicamente Ativa (PEA) a nível nacional não possuía valor para o ano 2000, uma vez que em ano de Censo não são feitas estimativas para a PEA através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Para solucionar este problema, utilizou-se o método de interpolação cúbica de dados. Por fim, os dados foram deflacionados com base no Índice Geral de Preços para a disponibilidade interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) e dessazonalizados pelo método Census X12.

Para obter a variável produtividade marginal do capital, a mesma foi calculada da seguinte forma: primeiro estimou-se a equação de produção definida em (19) para obter o valor do retorno de escala do capital. Assim como descrito na subseção referente à curva de Laffer dinâmica, assume-se que a variável A é uma constante. Em seguida,

utilizou-se a definição da produtividade marginal do capital – $MP_t = \frac{\partial y}{\partial k} = \alpha \left(\frac{y}{k}\right)_t$ – para construir a série. Estes resultados encontram-se em anexo.

Tecidas essas considerações, procedeu-se a análise das propriedades temporais de cada série. Para testar a presença de raiz unitária nas séries utilizadas, utilizaram-se dois testes pouco comuns na literatura: o teste Ng-Perron atribuído a Ng e Perron (2001) e o teste de Clemente, Montanés e Reyes (CMR, 1998). A justificativa para a escolha destes testes ao invés dos tradicionais testes ADF e PP deve-se ao fato de as séries macroeconômicas brasileiras serem altamente passíveis a presença de quebras estruturais, tais como as crises de 1999, 2002-2003 e 2008-2009. Segundo Margarido e Junior (2006), na presença de quebras estruturais, os tradicionais testes ADF e PP não são confiáveis uma vez que eles fornecem estimativas potencialmente viesadas a respeito da presença de raiz unitária. O teste CRM verifica a possibilidade de haverem uma ou duas quebras estruturais nas séries testadas enquanto o Ng-Perron leva em consideração os efeitos deletérios da presença de alguma dinâmica dos resíduos sobre o desempenho do teste. Assim, sendo, estes testes alternativos são altamente recomendados, uma vez que estes apresentam maior poder estatístico em relação aos testes ADF e PP.

Essencialmente, o teste de verificação de raiz unitária consistiu no teste CRM. Contudo, nas séries em que não houve consenso a respeito do resultado, utilizou o teste Ng-Perron como critério de desempate. A verificação da presença de raiz unitária através dos testes CRM e Ng-Perron demonstraram que as séries da função de produção definida em (19) são integradas de ordem um – $I(1)$. Em relação à função de produtividade marginal do capital definida em (32), os testes indicaram que as variáveis MP e DEF são estacionárias em nível – $I(0)$ – e que a variável τ é integrada de ordem um. Assim sendo, a equação (32) foi modificada para incluir a primeira diferença de τ , ou seja, substitui-se τ por $\Delta\tau$. Essa modificação, basicamente implica na adição das variáveis defasadas em dois períodos ao conjunto de instrumentos a serem utilizados na estimação da equação.

Com base nesses resultados, procedeu-se a verificação de cointegração da função de produção por meio do teste de Johansen. O resultado do teste demonstrou que as séries são cointegradas permitindo, assim, a estimação em nível da função de produção. Tecidas todas essas considerações, a seção seguinte apresenta os resultados obtidos.

2.5. Resultados

Inicialmente, utilizou-se o método de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) para se investigar os possíveis efeitos decorrentes de quebras estruturais no modelo por meio do teste de Chow e a presença de heterocedasticidade e de autocorrelação nas estimativas. Observou-se que todos esses efeitos foram significativos, exigindo a reespecificação do modelo original para incorporar essas características. A partir dessa perspectiva, estimou-se a função de produtividade marginal do capital por meio do método generalizado de momentos (GMM), já incorporando as variáveis *dummy* e os efeitos da presença de heterocedasticidade e de autocorrelação nas estimativas utilizando-se a matriz de pesos HAC de Newey-West. Os resultados são apresentados na Tabela 1.

Os instrumentos utilizados para estimar a função de produção no modelo GMM foram as variáveis originais do modelo mais as *dummies* de quebra estrutural defasadas em dois períodos e uma constante. Na mesma linha que Dalamagas (1998b) optou-se por acrescentar mais uma variável exógena – juros reais – ao modelo para servir como instrumento. Para ajudar a decidir se tal inclusão é relevante para o conjunto de instrumentos utilizados na estimação do modelo GMM, utilizou-se também o critério de seleção de momentos relevantes proposto por Hall *et al.* (2007). O resultado do teste mostrou-se favorável a incorporação da variável “juros reais” ao conjunto de instrumentos.

Nessa perspectiva, já adiantando os resultados apresentados pelos testes de validação do modelo GMM descritos na Tabela 1, o conjunto de instrumentos foi validado pela quadra de testes – estatística *J*, teste *C* de ortogonalidade dos instrumentos, relevância instrumental e endogeneidade dos regressores. Os resultados indicam uma probabilidade de 73,91% associada à estatística *J* – uma vez que a hipótese nula do teste é a de validade dos instrumentos – concluindo-se a favor dos instrumentos utilizados; o segundo teste aponta para não correlação dos instrumentos, tomados individualmente, com o termo de erro – a hipótese nula do teste é que os instrumentos são ortogonais. O teste de endogeneidade³, cuja hipótese nula de que os regressores endógenos são tratados como exógenos, conclui a favor da validade do modelo GMM, já que se aceita a hipótese nula em relação ao capital por trabalhador e

³ O “não” descrito nos resultados indica que os regressores, após a estimação do modelo GMM, não permanecem como endógenos no modelo.

os gastos públicos. Por fim, o teste de relevância instrumental concluiu que os instrumentos utilizados não são considerados “fracos”, ou seja, não causam má especificação ao modelo.

Tabela 1 – Estimativas da equação (32) por 2SLS e GMM.

Modelo	2SLS		GMM	
b_0	1,597000 (0,088120)	***	1,647282 (0,064481)	***
b_1	-0,005992 (0,007538)	ns	-0,007113 (0,002707)	***
b_2	0,063985 (0,011311)	***	0,058251 (0,007644)	***
b_3	-0,003204 (0,001829)	*	-0,003138 (0,000632)	***
b_4	-0,000031 (0,000022)	ns	-0,000027 (0,000008)	***
$d1$	0,271497 (0,056985)	***	0,242954 (0,040148)	***
$d2$	0,338891 (0,064217)	***	0,322565 (0,037063)	***
$d3$	-0,189513 (0,038371)		0,113966 (0,045501)	**
R^2	0,704651		-	
P(J)	0,029544		0,739112	
DW	1,126255		-	
White	Sim		-	
BPG	Sim		-	
BG	Sim		-	
Chow	Sim		Sim	
Endogeneidade	-		Não	
Ortogonalidade	-		Sim	
Relevância Inst.	-		Sim	

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ^{ns} não significativo. P(J) é a probabilidade da estatística J; DW é a estatística Durbin-Watson; BPG é o teste Breusch-Pagan-Godfrey; White é o teste de White; BG é o teste Breusch-Godfrey; Chow é o teste de Chow. As estimativas de OLS foram corrigidas pela matriz de Newey-West (autocorrelação e heterocedasticidade). As variáveis *dummy* representam as quebras estruturais do modelo, sendo que: d1 assume o valor 1 para o período de 1999Q1 a 2002Q3 e 0, caso contrário; d2 assume o valor 1 para o período de 2002Q4 a 2008Q2 e 0, caso contrário; e d3 assume o valor 1 para o período de 2008Q3 a 2009Q4 e 0, caso contrário.

Devido a não consistência das estimativas de 2SLS, a análise a seguir se concentrará apenas nas estimativas de GMM. Observa-se pelos resultados da Tabela 1 que o coeficiente relativo à carga tributária é significativo e negativo. Isso indica que reduções tributárias aumentam a produtividade marginal do capital. À medida que a carga tributária se reduz, o nível da produtividade marginal do capital se eleva em

0,007113 pontos-base. Tafner (2006) alega que o nível atual da carga tributária brasileira reduz sensivelmente a rentabilidade e os lucros das empresas, após essas efetuarem o pagamento dos impostos. Por sua vez, essa característica diminui os incentivos privados a investir, além de induzir diferentes formas de elisão fiscal e sonegação de impostos.

Observa-se também pela Tabela 1 que a produtividade marginal do capital responde negativamente a variações no estoque líquido de capital por trabalhador. À medida que o estoque líquido de capital por trabalhador aumenta, o nível da produtividade marginal do capital se reduz em 0,003138 pontos-base. Esse resultado coaduna amplamente com a suposição de que os insumos de produção possuem retornos decrescentes, ou seja, o aumento da quantidade utilizada de capital por trabalhador aumenta o crescimento econômico a taxas decrescentes, até atingir o estado estacionário no longo prazo.

De forma similar, a produtividade marginal do capital também responde negativamente a variações na composição dos gastos públicos. À medida que os gastos públicos aumentam, o nível da produtividade marginal do capital se reduz em 0,000027 pontos-base. Se por um lado, relações positivas em relação ao parâmetro dos gastos públicos estão associadas à hipótese de que o capital privado e o capital público são insumos complementares na função de produção, por outro lado relações negativas deste parâmetro estão associadas ao efeito *crowding-out*. Uma vez que o aumento nos investimentos públicos por parte do governo libera recursos no setor privado que seriam destinados a fins específicos, tais recursos excedentes podem, então, vir a serem utilizados em outras atividades, expandindo, assim, a capacidade de financiamento do próprio setor com significativos efeitos sobre a rentabilidade dos estoques de capital privado.

Contudo, para Aschauer (1989), uma questão chave em relação aos gastos do governo refere-se à distinção social destes, já que existem modalidades de gastos públicos que podem ser substituídos ou complementados pelo setor privado, assim como existe outros tipos de gastos que dificilmente podem ser substituídos entre os setores. Por exemplo, os investimentos públicos em transporte, educação, infraestrutura e pesquisa podem aumentar a produtividade do setor privado e estimular os investimentos deste setor nessas áreas, numa típica estratégia complementar. Outros gastos públicos como, por exemplo, em alimentação ou em saúde podem ser

completamente substituídos pelo setor privado. Em contrastes, investimentos públicos nos setores de comunicações e energia, dificilmente são completamente substituídos pelo setor privado. Enfim, a determinação da interatividade entre gastos privados e dos gastos públicos depende intrinsecamente da definição dos mesmos, já que é essa dimensão determina a direção dos investimentos públicos ou privados.

No Brasil, Castro *et al.* (2006) avaliaram a composição dos gastos sociais federais no âmbito macroeconômico para a economia brasileira no período de 1995 a 2001 e concluíram que os três principais setores em que se concentram os gastos do governo são a previdência social (incluindo os programas de assistência), a saúde e a educação, respectivamente nessa ordem. Num trabalho mais recente, Beghin, Chaves e Ribeiro (2010) examinaram os gastos sociais do governo para o ano de 2010 e chegaram a mesma conclusão que Castro *et al.* (2006). Os gastos com previdência social e assistência representavam 30,41% do total enquanto os gastos com saúde exigiam 22,04% e os com educação exauriam 12,69% de todos os recursos.

Por fim, pode-se observar pelos resultados que o sinal positivo e estatisticamente significativo do coeficiente do déficit orçamentário em proporção do PIB sugere fortemente que a relação entre déficit e PIB está intrinsecamente relacionada à contribuição negativa dos gastos públicos sobre a produtividade marginal do capital, analisada previamente e ao efeito *crowding-out* na concepção neoclássica. Nessa perspectiva, à medida que o déficit público aumenta, o nível da produtividade marginal do capital se eleva em 0,058251 pontos-base.

A teoria neoclássica sugere dois possíveis caminhos no qual o déficit orçamentário pode afetar a produtividade marginal do capital por meio da taxa real de juros. O primeiro enfoque refere-se à análise neoclássica do ponto de vista do modelo IS-LM, no qual a ligação se faz por meio do mercado de bens e serviços e, o segundo enfoque concentra-se na abordagem dos mercados de ativos em que a oferta e a demanda de títulos públicos determinam a dimensão do mercado. Incrementos positivos na relação déficit/PIB sustentados por aumentos na oferta de títulos, *ceteris paribus*, acabam por reduzir o preço destes no mercado e, conseqüentemente, aumentando as taxas de juros de mercado. Por sua vez, taxas de juros maiores desincentivam a formação de capital por parte do setor privado pressionando, assim, a produtividade marginal do estoque disponível de capital.

Dadas essas considerações, as evidências mostram que a economia brasileira está sujeita a uma curva de Laffer dinâmica. Dado que a produtividade marginal do capital responde negativamente a variações na carga tributária e positivamente a variações na composição do déficit é possível eliminar alguns tributos desnecessários da economia brasileira por dívida pública. Adicionalmente, pode-se inferir que a economia brasileira não está sujeita a equivalência ricardiana, uma vez que os agentes não são míopes às mudanças fiscais determinadas pelo governo. Dessa forma, a produtividade marginal do capital se elevaria via dois caminhos, ou seja, a taxa de crescimento de longo prazo pode ser influenciada pela política fiscal, na medida em que essa política alterará os retornos privados, e, portanto, os investimentos nos setores tecnológicos.

Porém, é preciso atentar para o fato de que a produtividade marginal do capital responde negativamente aos gastos do governo. Esse indicativo é um sinal de que os gastos por parte do governo não podem alterar-se substancialmente, uma vez que a economia brasileira está sujeita ao efeito *crowding-out*. Nessa perspectiva, o debate acerca da condução fiscal brasileira refere-se não somente a uma melhor alocação tributária como também na manutenção e melhora dos gastos públicos.

Um dos principais argumentos a favor da curva de Laffer diz respeito ao aumento de receitas tributárias propiciadas pela troca de tributos por dívida pública, uma vez que o aumento da base de incidência tributária mais do que compensaria a redução das alíquotas. De acordo com esses argumentos e com base nos resultados, o governo brasileiro pode reduzir o volume de impostos existentes no presente e, uma vez que se mantenha o seu nível de gastos, o mesmo conseguirá manter em equilíbrio o valor presente de sua limitada restrição orçamentária sem recorrer a aumentos tributários no futuro.

Levy (2010) argumenta que o arcabouço da política fiscal no Brasil tem três componentes principais: os acordos de renegociação da dívida dos estados, a Lei de Responsabilidade Fiscal e o processo orçamentário, incluindo as regras para sua execução. Basicamente, o ajuste fiscal adotado pelo Brasil desde 1999 tem sido essencial para a manutenção da estabilidade macroeconômica. O fato de o governo brasileiro ter conseguido manter elevados superávits primários ao longo de quase uma década e a consequente redução da relação dívida líquida/PIB, ampliou o espaço para que o mesmo pudesse praticar políticas contracíclicas sem colocar em risco a meta de longo prazo de trazer a dívida/PIB para níveis mais baixos.

Entretanto, tal ajuste foi o responsável, ao mesmo tempo, tanto pelo extraordinário aumento da carga tributária quanto pela crescente dificuldade de manter o nível dos gastos públicos. Mesmo que nos anos 2000 tenham sido feitas mudanças visando a reduzir os problemas imediatistas, o alcance de tais ajustes demonstrou-se limitado, uma vez que as distorções ainda persistem, ou seja, a condução fiscal brasileira ainda necessita de ajustes para expandir o ritmo de crescimento econômico, como a ampliação dos investimentos públicos em infraestrutura.

2.6. Considerações finais

A principal função do governo na economia é fornecer bens e serviços públicos à população. Contudo, esses gastos devem ser financiados de alguma forma. Dessa forma, o papel que o Estado desempenha na economia costuma ser decisivo para modificar substancialmente a estrutura tributária. Adicionalmente, deve-se ressaltar que o papel atribuído ao Estado está intrinsecamente ligado ao pensamento econômico dominante.

As variáveis fiscais têm na sua exogeneidade uma importante fonte de distúrbios que pode refletir-se em desequilíbrios macroeconômicos. Essa relação pode ser facilmente verificada pela restrição orçamentária do governo. Por outro lado, as economias que se utilizam do mecanismo de metas de inflação – como a brasileira desde 1999 – necessitam de um maior comprometimento das variáveis fiscais no atendimento da restrição fiscal do governo por meio do uso das receitas e dos gastos públicos.

Em outras palavras, a postura fiscal das finanças públicas deve ser administrada de forma sustentável. Se a relação dívida/PIB crescer indefinidamente, então a preocupação de que o governo não será capaz de cumprir suas obrigações da dívida, sem ter que recorrer à emissão de moeda – que traz consigo a ameaça de uma elevada inflação ou mesmo um processo hiperinflacionário – pode fazer com que o setor privado não se disponibilize em manter a dívida pública. Uma alternativa é estabelecer metas numa tentativa de alcançar uma situação orçamentária sustentável, ou seja, manter a relação dívida/PIB constante ao longo do tempo, ou de um ciclo administrativo completo. Do ponto de vista temporal, o déficit público torna-se uma variável-chave

quando avaliado em torno dos instrumentos e dos objetivos das políticas macroeconômicas.

O debate a respeito da conduta fiscal, mais especificamente em relação à dinâmica da dívida pública está intimamente relacionado com a hipótese da curva de Laffer dinâmica. Para um dado caminho de expansão dos gastos governamentais reduções na carga tributária poderiam levar a menores déficits no curto prazo, enquanto, no longo prazo, o governo poderia quitar a sua dívida sem necessariamente ter que aumentar a carga tributária da economia. Uma vez que a economia está sujeita a uma curva de Laffer dinâmica, menores níveis da carga tributária (menores alíquotas médias) podem acelerar o crescimento econômico, além de expandir suficientemente as bases de arrecadação garantindo assim, maiores níveis de receita a níveis menores de alíquotas.

Utilizando dados trimestrais para o período de 1997 a 2009, as evidências encontradas sustentaram a hipótese de que a economia brasileira está sujeita a uma curva de Laffer dinâmica, ou seja, existe espaço para uma redução tributária no sentido de melhorar a inter-relação macroeconômica entre as variáveis reais da economia de modo a expandir o ritmo de crescimento econômico. Dado que a produtividade marginal do capital responde negativamente a variações na carga tributária e positivamente a variações na composição do déficit é possível eliminar alguns tributos desnecessários da economia brasileira por dívida pública.

Adicionalmente, pode-se inferir que a economia brasileira não está sujeita a equivalência ricardiana, uma vez que os agentes não são míopes às mudanças fiscais determinadas pelo governo. Dessa forma, a produtividade marginal do capital se elevaria via dois caminhos, ou seja, a taxa de crescimento de longo prazo pode ser influenciada pela política fiscal, na medida em que essa política alterará os retornos privados, e, portanto, os investimentos nos setores tecnológicos.

Porém, é preciso atentar para o fato de que a produtividade marginal do capital responde negativamente aos gastos do governo. Esse indicativo é um sinal de que os gastos por parte do governo não podem alterar se substancialmente, uma vez que a economia brasileira está sujeita ao efeito *crowding-out*. Nessa perspectiva, o debate a cerca da condução fiscal brasileira refere-se não somente a uma melhor alocação tributária como também na manutenção e melhora dos gastos públicos.

Um dos principais argumentos a favor da curva de Laffer diz respeito ao aumento de receitas tributárias propiciadas pela troca de tributos por dívida pública,

uma vez que o aumento da base de incidência tributária mais do que compensaria a redução das alíquotas. De acordo com esses argumentos e com base nos resultados, o governo brasileiro pode reduzir o volume de impostos existentes no presente e, uma vez que se mantenha o seu nível de gastos, o mesmo conseguirá manter em equilíbrio o valor presente de sua limitada restrição orçamentária sem recorrer a aumentos tributários no futuro.

3. EQUIVALÊNCIA RICARDIANA NO BRASIL: UM TESTE DE SUPEREXOGENEIDADE

3.1. Considerações iniciais

A relevância teórica da equivalência ricardiana destaca-se, principalmente, pela análise dos efeitos do déficit público sobre alterações dos impostos. Em segundo plano, a relevância teórica desse tema se baseia nos efeitos do déficit público sobre a acumulação de capital e sobre o consumo privado – mais especificamente, na sensibilidade do consumo privado em resposta a um corte nos impostos.

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

A intuição para tal resultado é simples. Suponha que o governo diminua os impostos, mantendo constantes seus gastos. Isto implica que uma parte maior deste dispêndio passará a ser financiado pela emissão de títulos públicos. Quando o governo diminui os impostos, o reflexo imediato é um aumento da renda disponível dos indivíduos. Estes se deparam com uma escolha: consumir a renda adicional ou poupá-la. Entretanto, os agentes sabem que terão de saldar a dívida atual do governo no futuro por meio de impostos futuros mais elevados, já que maior dívida pública implica em maior

esforço fiscal. Assim, os agentes não aumentam seu consumo em resposta a uma redução dos impostos. Em vez disso, eles poupam o adicional de renda, diante das expectativas futuras com maiores impostos.

Dessa forma, os agentes são indiferentes à maneira como o governo financia seus gastos, se por meio de impostos ou por meio de emissão de títulos. Essa proposição é bem semelhante ao destacado resultado da teoria econômica comprovado pelo teorema de Modigliani-Miller, no qual os agentes acumulam os títulos do governo e esperam usá-los para pagar os impostos futuros. O que a teoria da equivalência ricardiana alega é que esta alteração não terá impacto sobre o consumo privado dos agentes.

Para os formuladores de política econômica, a questão da equivalência ricardiana é fundamental, já que as dificuldades do governo em conseguir empréstimos junto ao setor privado devido a um volume elevado de dívidas existentes estão intimamente ligadas à ocorrência ou não da equivalência ricardiana.

Na literatura, existe uma gama de artigos específicos sobre o assunto. A compreensão acerca da equivalência ricardiana não é unânime entre os economistas. Para a corrente pós-keynesiana, a interpretação da equivalência ricardiana é feita com base no texto de Pasinetti (1989). Nos modelos pós-keynesianos, a equivalência ricardiana equivaleria ao seguinte postulado: alterações na maneira de financiamento do governo não alteram a parcela de lucro dos capitalistas. Verificando-se a validade da equação de Cambridge, a taxa de crescimento de longo prazo da economia dependeria somente da propensão a poupar dos capitalistas, a qual permaneceria constante, uma vez que a renda destes não seria alterada.

Como aponta Sachsida e Carlucci (2010), uma aplicação deste conceito pode ser obtida demonstrando que o modelo clássico de Kaldor (1956) aceita a equivalência ricardiana, comprovando que a maneira de financiamento do déficit pelo governo não afetaria a taxa de crescimento de longo prazo da economia.

A corrente neoclássica interpreta a equivalência ricardiana com base no artigo de Barro (1974) que demonstra as condições sob as quais a dívida do governo não é entendida pelos agentes como riqueza líquida. Quando ocorre um aumento da dívida pública via redução de impostos, a queda na poupança do governo é exatamente compensada pelo aumento da poupança das famílias. Como a poupança doméstica não é alterada, a dívida pública passa a não ter efeitos reais sobre as variáveis econômicas. De

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

Buchanan (1976) foi o primeiro autor que apontou a estreita relação entre a proposição de Barro (1974) e os trabalhos feitos por David Ricardo no século XVIII. Segundo o autor, Ricardo se questionava se era preferível financiar uma guerra por meio de dívida pública ou por um novo imposto provisório. Seus questionamentos o levaram a concluir que na verdade não há escolha entre eles, uma vez que a dívida pública é uma forma alternativa de se tributar a sociedade. Dada essas considerações, Buchanan (1976) propôs o termo “equivalência ricardiana” para designar a relação entre os trabalhos de Barro (1974) e Ricardo.

No trabalho de Barro (1974), o autor constrói um modelo de agentes de vida finita num ambiente de gerações sobrepostas para mostrar que as famílias agem como se o horizonte de vida fosse infinito e que, assim, não haveria efeito marginal de riqueza líquida dos títulos do governo. Existiria, apenas, uma cadeia operacional de transferência, a qual conectaria as gerações presentes com as futuras. A conclusão básica do artigo é que não existe um caso teórico persuasivo para tratar dívida do governo, na margem, como um componente líquido da riqueza observada das famílias.

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

Para Sachsida e Carlucci (2010), apesar da plausibilidade do argumento anteriormente mencionado contra a equivalência ricardiana, duas considerações devem ser feitas. Primeiro: se houver algum tipo de ligação econômica entre as famílias antigas e as novas, a equivalência ricardiana volta a ocorrer. Assim, na presença de algum tipo

de transferência de riqueza entre gerações (herança, por exemplo) – como adotado por Barro (1974) –, a equivalência ricardiana volta a ocorrer, mesmo com a entrada de novas famílias na economia.

A segunda consideração envolve o arcabouço adotado por Poterba e Summers (1987). Mesmo não havendo tal ligação entre as famílias, a longevidade do horizonte de vida implicaria que parte do benefício da redução do imposto atual seria paga pela geração que se apropriou deste ganho. Assim, esta geração deveria usar pelo menos parte da redução de taxas para se precaver do aumento futuro dos impostos.

Outro argumento utilizado contra a equivalência ricardiana é o da restrição de liquidez. A ideia contida na teoria da equivalência ricardiana é que os agentes podem utilizar o incremento da renda disponível, decorrente da redução dos impostos, para comprar títulos do governo e com estes saldarem o aumento futuro dos impostos. A hipótese implícita a este raciocínio é que os títulos que os agentes adquirem são remunerados à mesma taxa de juros que a dívida do governo. Caso os agentes consigam obter títulos com remuneração superior àquela paga para a rolagem da dívida pública, então poderiam poupar menos que o incremento na renda disponível, alterando assim sua trajetória de consumo e invalidando a equivalência ricardiana.

Entretanto, Hayashi (1985) e Yotsuzuka (1987) salientam que a equivalência ricardiana pode ocorrer mesmo na presença de restrição de liquidez. Com isso, para se compreender as implicações da restrição de liquidez é necessário verificar não somente a extensão dessa restrição, mas também compreender sua origem e como ela afeta a colocação de títulos no mercado.

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

Apesar da descrença inicial quanto à validade destas hipóteses, vários estudos empíricos têm encontrado uma relação baixa, e por vezes insignificante, entre dívida pública (ou déficit público) e variáveis reais da economia, tais como o consumo privado, a poupança, o estoque de capital e a taxa de juros. Conforme mencionado, os requisitos teóricos para a ocorrência da equivalência ricardiana não são triviais. Entretanto, para Romer (1996), a questão relevante não é saber se a equivalência ricardiana ocorre completamente, mas sim conhecer a magnitude dos desvios em relação a ela.

Tendo isto em mente, o presente capítulo fará uma breve revisão dos principais pontos salientados em relação à ocorrência da equivalência ricardiana. Além desta introdução, este capítulo está estruturado em outras 5 seções: a seção 3.2 descreve os principais trabalhos empíricos a respeito da equivalência ricardiana; a seção 3.3 questiona a validade das conclusões apresentadas nos trabalhos empíricos à luz da crítica de Lucas e apresenta o conceito de superexogeneidade como uma forma de se testar a crítica de Lucas; a seção 3.4 apresenta a metodologia utilizada para verificar a equivalência ricardiana no contexto brasileiro; a seção 3.5 apresenta os resultados obtidos; e, finalmente, na seção 3.6 apresenta as considerações finais a guisa de conclusão.

3.2. Evidências econométricas a respeito da equivalência ricardiana

Na literatura econômica, a equivalência ricardiana tem sido testada de várias maneiras: utilizando a função de consumo agregado, estimando a equação de consumo de Euler, estudando o comportamento das taxas de juros, mudanças na composição do déficit, na restrição orçamentária do governo (ROG), entre outras maneiras.

Os testes sobre a função de consumo agregado é extremamente comum na literatura. Basicamente, três correntes teóricas diferentes têm sido empregadas para testar a neutralidade da dívida pública em relação ao consumo privado: a hipótese do ciclo de vida, a hipótese de renda permanente e a “abordagem consolidada”. Empregando-se, a hipótese do ciclo de vida espera-se concluir contra a equivalência ricardiana, enquanto ao utilizar tanto a hipótese de renda permanente quanto a “abordagem consolidada” espera-se concluir a favor da equivalência ricardiana.

Dentre os trabalhos que empregaram a hipótese do ciclo de vida, encontra-se o artigo de Feldstein (1982). O autor estimou a seguinte equação (33) para testar a equivalência ricardiana:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 W_t + \alpha_3 SSW_t + \alpha_4 G_t + \alpha_5 T_t + \alpha_6 TR_t + \alpha_7 B_t + \varepsilon_t \quad (33)$$

em que C representa o total dos gastos com consumo privado, Y representa a renda presente, W é o valor de mercado da riqueza privada (ações e títulos), SSW é o valor futuro dos benefícios sociais, G representa os gastos do governo, T é a receita tributária, TR representa as transferências destinadas às famílias por parte do governo, e B a dívida líquida global.

De acordo com Feldstein (1982), para que a hipótese da equivalência ricardiana seja sustentada, α_4 deve ser negativo, pois aumentos nos gastos presente do governo diminuem o nível de riqueza dos indivíduos no futuro por meio de novos impostos; α_5 deve ser igual à zero já que mudanças tributárias não afetam o consumo; da mesma forma, α_6 deve ser nulo, pois aumentos das transferências implicam em aumentos dos tributos sociais que são completamente antecipados pelos agentes e não alteram a composição da riqueza em termos de valor presente. Por outro lado, α_3 captura o efeito direto das transferências intergeracionais; caso esse coeficiente seja zero, os incrementos de poupança privada compensam completamente os tributos futuros das próximas gerações. Por fim, $\alpha_7 = -\alpha_2$ uma vez que o valor presente da riqueza inclui a dívida pública, e pela visão ricardiana separando-se os dois termos, implica que o coeficiente da dívida tem uma magnitude idêntica, porém inversa em relação riqueza. Nesta especificação a renda é definida como a renda nacional total. Em seus resultados, que abrange o período de 1930 a 1977 para a economia norte-americana, Feldstein (1982) rejeita a hipótese da equivalência ricardiana uma vez que os sinais esperados e as magnitudes dos parâmetros estimados diferem da especificação feita anteriormente.

Seater e Mariano (1985) utilizaram a hipótese de renda permanente para testar equivalência ricardiana. Os autores estimaram o seguinte modelo descrito por (34):

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t^* + \alpha_2 (Y_t - Y_t^*) + \alpha_3 G_t + \alpha_4 (G_t - G_t^*) + \alpha_5 AMTR_t + \alpha_6 RS_t + \alpha_7 RL_t + \alpha_8 T_t + \alpha_9 TR_t + \alpha_{10} B_t + \alpha_{11} SSW_t + \varepsilon_t \quad (34)$$

em que Y^* representa a renda permanente, Y representa a renda corrente, $AMTR$ representa uma medida da alíquota tributária marginal, RS e RL representam as taxas de

juros após o pagamento de impostos de curto e longo prazo respectivamente, G representa os gastos correntes do governo, G^* representa o gasto permanente do governo, SSW representa a riqueza da seguridade social (benefícios), T é a receita tributária, TR representa as transferências destinadas às famílias por parte do governo, e B é o valor de mercado da dívida pública.

De acordo com Seater e Mariano (1985), para que a hipótese da equivalência ricardiana seja sustentada, α_2 deve ser igual à zero, pois variações temporárias na renda permanente não afetam o consumo; $\alpha_8 = \alpha_9 = 0$, pois tanto mudanças tributárias quanto as transferências também não afetam o consumo; $\alpha_{10} = 0$, já que a dívida pública não é vista como riqueza líquida; α_3 e α_4 devem ser negativos, pois tanto os gastos do governo quanto os seus desvios diminuem o nível de riqueza futura; α_5 deve ser igual à zero; α_6 e α_7 devem ser negativos, pois altas taxas de juros no presente representam um consumo futuro mais elevado, ou seja, ocorre uma troca intertemporal em relação ao consumo.

Em seus resultados, que abrange o período de 1931 a 1974 para a economia americana, Seater e Mariano (1985) encontraram evidências favoráveis à hipótese da equivalência ricardiana, uma vez que os coeficientes diretamente relacionados à equivalência, isto é, os coeficientes de T , TR , D , e SSW foram não significativos implicando a não rejeição da neutralidade da dívida pública. O coeficiente da alíquota tributária marginal, $AMTR$, mostrou-se altamente significativo e a decomposição da renda e do gasto em componentes transitórios e permanentes demonstrou ter pouco efeito sobre o consumo.

Utilizando um argumento similar, Cebula, Hung e Manage (1996) diferenciaram o déficit orçamentário total em dois componentes – estrutural (exógeno) e cíclico (endógeno) supondo que o primeiro componente se comporta como esperado enquanto o segundo componente é imprevisível. Em sua formulação, os autores encontraram evidências parciais que sustentam a hipótese da equivalência ricardiana. Então, o ponto crucial dos modelos *forward-looking* refere-se às expectativas em relação à condução da política fiscal, uma vez que somente as mudanças inesperadas é afetam a percepção dos agentes.

O trabalho de Kormendi (1983) distingue-se dos anteriores por apresentar uma estrutura diferente que ficou denominada de “abordagem consolidada”, o qual oferece fortes evidências a favor da neutralidade da dívida pública. De acordo com o autor, a

“abordagem padrão” envolve um conjunto de hipóteses assimétricas no qual o setor privado percebe a política fiscal. De fato, assume-se que o valor presente arrecadado em tributos é completamente percebido, enquanto os gastos do governo são implicitamente ignorados. No entanto, o estoque da dívida pública está incluído no estoque de riqueza privada. Ao tomar suas decisões de consumo, os agentes “consolidam” as rendas provenientes das firmas (lucros) e de suas reivindicações ao governo por bens e serviços. O modelo estimado pelo autor é o seguinte:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 Y_{t-1} + \alpha_3 G_t + \alpha_4 W_t + \alpha_5 TR_t + \alpha_6 T_t + \alpha_7 RE_t + \alpha_8 J_t + \varepsilon_t \quad (35)$$

em (35), Y representa a renda líquida, W é a riqueza, G representa os gastos do governo com bens e serviços, T são os tributos, TR as transferências, RE os lucros privados retidos e J representa o pagamento de juros da dívida.

De acordo com Kormendi (1983) na “abordagem padrão”, α_3 deve ser igual à zero, pois o setor privado ignora os gastos do governo; α_6 e α_7 devem ser negativos, pois o consumo depende somente da renda disponível permanente; e o pagamento de juros por parte do governo é visto como um acréscimo de renda, logo α_8 deve ser positivo.

Já na “abordagem consolidada”, que sustenta a hipótese da equivalência ricardiana, α_3 deve ser negativo, já que os gastos do governo devem afetar o consumo privado de maneira negativa; a escolha entre impostos e dívida não afeta o consumo privado, implicando que $\alpha_6 = 0$; os lucros retidos são percebidos como poupança privada, pois é o retorno que os indivíduos recebem por sua participação nas firmas, logo $\alpha_7 = 0$; e como o pagamento de juros é antecipado pelos agentes, então α_8 não tem efeito sobre o consumo privado, isto é, também é zero.

Deve-se alertar que o modelo especificado por Kormendi (1983), definido em (35) foi estimado em primeira diferença, e não em nível, já que o autor rejeitou a hipótese de cointegração das variáveis utilizadas. Tecidas essas considerações, os resultados encontrados pelo autor, baseados no período compreendido entre 1930 e 1976, concluíram a favor da equivalência ricardiana, uma vez que se aceita as hipóteses inerentes ao modelo “consolidado”.

Contudo, em relação às taxas futuras implicadas pela dívida do governo não serem percebidas ou descontadas pelo setor privado no modelo padrão, o autor argumenta que o valor de mercado do estoque da dívida do governo (B) deve ter um

efeito de riqueza líquida no consumo do setor privado. Assim, Kormendi (1983) expande o modelo definido em (35) para incluir o termo $\alpha_9 B_t$. Sob o modelo padrão, os títulos do governo são interpretados como riqueza líquida implicando que $\alpha_9 > 0$, enquanto no modelo consolidado, as taxas futuras são percebidas e descontadas, ou seja, $\alpha_9 = 0$.

Reestimando (35), Kormendi (1983) encontrou que $\alpha_9 < 0$. O autor argumentou que esse resultado inesperado pode ser explicado pelo fato de que a renda corrente real, derivada da dívida do governo, envolve o risco de inflação e o risco de *default* mais um risco adicional considerável de incidência intertemporal e *cross-sectional*.

Segundo Sachsida e Carlucci (2010), o risco de incidência intertemporal se refere à incerteza sobre quando ocorrerão os aumentos de impostos para saldar a dívida e o risco *cross-sectional* se refere a uma possível alteração da incidência dos tributos. Assim, para os autores, é racional supor que o valor equivalente das taxas futuras deve exceder o valor equivalente da renda. Neste caso, a riqueza líquida do setor privado seria no sentido inverso ao pressuposto inicial, ou seja, atribuíra-se um valor negativo para B no consumo privado.

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

Os resultados de Kormendi (1983) foram extensivamente criticados. Modigliani e Sterling (1986) argumentam que alterando o deflator dos gastos do governo, as medidas referentes aos gastos com juros reais da dívida, a inclusão de mais defasagens e a formulação do modelo em nível e não em primeira diferença, alteram os resultados originais. Modigliani e Sterling (1990) advogam que os resultados encontrados pelo autor não incorporam os tributos temporários, distorcendo os resultados em relação à hipótese do ciclo de vida. Adicionalmente, Modigliani e Sterling (1990) criticam a estimação em primeira diferença, alegando cointegração das variáveis utilizadas.

Feldstein e Elmendorf (1990) concentram suas críticas sobre o período de estimação, alegando que a exclusão dos anos envolvidos pela Segunda Guerra Mundial, altera-se sensivelmente os resultados, ou seja, as conclusões Kormendi (1983) seriam uma interpretação equivocada da equivalência ricardiana. Adicionalmente, Feldstein e

Elmendorf (1990) demonstram que os resultados obtidos a favor da rejeição da hipótese inerente a equivalência ricardiana são robustos a diferentes técnicas econométricas.

Uma análise que se concentra em demonstrar como os testes feitos a respeito da equivalência ricardiana baseados na função consumo são inconclusivos é oferecida por Cardia (1997). A autora replica os testes realizados por Kormendi (1983) com base em séries simuladas para o consumo, a riqueza, os gastos do governo, a dívida pública e as receitas tributárias. As estimativas obtidas são próximas às obtidas com dados reais.

No entanto, segundo Ricciuti (2001), os coeficientes relacionados aos impostos e os gastos do governo no trabalho de Cardia (1997) não são robustos e sofrem de má especificação. Por exemplo, embora a distorção tributária tenha efeitos importantes sobre o consumo, o teste relativo à equivalência ricardiana não pôde ser rejeitado no trabalho da autora. Da mesma forma, sob a hipótese de horizontes infinitos, alterações nos tributos *lump-sum* não têm efeitos consideráveis sobre o consumo, entretanto, o teste da equivalência ricardiana no trabalho da autora foi rejeitado.

Algumas considerações são necessárias, a fim de avaliar esses resultados econométricos obtidos na literatura. Primeiro: os resultados são sensíveis à especificação da função a ser regredida. Além disso, pode-se questionar se uma especificação empírica que não se baseia em um modelo de otimização é uma boa ferramenta para testar a equivalência ricardiana. A abordagem do ciclo de vida parece ser incompatível com a equivalência ricardiana. Nesta abordagem, as escolhas sobre o padrão de consumo intertemporal são feitas uma única vez. Por outro lado, na abordagem da renda permanente, os indivíduos distinguem os componentes esperados e não esperados de algumas variáveis econômicas e, então, reformulam seu padrão de consumo da forma que lhe parecerem mais conveniente. A capacidade de distinguir entre as fontes de renda e os custos envolvidos são condições necessárias para sustentar a equivalência ricardiana. A hipótese da renda permanente é geralmente ligada a expectativas racionais, uma condição difícil de ser completamente observada pelos consumidores na realidade. Contudo, se a especificação se baseia numa discussão bem fundamentada e na hipótese de expectativas racionais, os resultados, certamente, apoiam a equivalência ricardiana.

Dadas essas considerações, segundo Sachsida e Carlucci (2010), apesar das críticas a respeito do trabalho de Kormendi (1983), parece que o artigo saiu ileso das principais críticas a que foi submetido, uma vez que todas foram devidamente

respondidas. Além disso, ainda hoje, o artigo é tido como o mais relevante na abordagem econométrica para se testar a equivalência ricardiana.

Na literatura econômica, existem também outras formas de se testar a equivalência ricardiana. Uma formulação alternativa para se testar a neutralidade da dívida pública inspirada na discussão bem fundamentada de Blanchard (1985) foi empiricamente testada por Evans (1988):

$$C_t = (1 + \mu)(1 - \alpha)C_t + \alpha(\rho - \mu)A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

em (36), ρ representa a taxa real de retorno, μ é a taxa na qual os consumidores descontam a riqueza, α é a propensão marginal a consumir fora da riqueza, C é o consumo e A é o estoque de riqueza não humana.

Segundo Blanchard (1985), se os consumidores são ricardianos, $\rho = \mu$ e o coeficiente da riqueza, $\alpha(\rho - \mu)$, é igual a zero. Se os consumidores não são ricardianos, $\rho < \mu$ e o coeficiente da riqueza é negativo. Basicamente é um teste para se encontrar evidências de que os consumidores são ou não ricardianos. Estimando o modelo definido em (36), Evans (1988) encontrou que o coeficiente da riqueza é insignificante, concluindo a favor da equivalência ricardiana. Em contraste, Graham e Himarios (1996) utilizaram uma melhor aproximação do valor de mercado da riqueza do que a especificada por Evans (1988) e encontraram fortes evidências contrárias, ou seja, resultados não ricardianos.

Para Faruquee, Laxton e Symansky (1997) os resultados encontrados por Evans (1988) referia-se a uma suposição pouco realista de que a renda do trabalho crescería monotonicamente no ciclo de vida do consumidor. Caso se considerasse uma função côncava para a renda do trabalho, os efeitos da dívida do governo sobre a taxa de juros real e sobre o estoque de capital seriam consideráveis. Deixando-se de lado os efeitos distorcivos da taxaço do capital, o modelo com restrição de liquidez prediz que a taxa de juros real iria declinar se toda a dívida do governo fosse eliminada. Para os autores, os efeitos sobre a economia seriam incrementos tanto sobre o nível de produção quanto sobre o estoque de capital e o consumo. Em um novo estudo, Evans (1993) estimou uma versão discreta do modelo definido em (36) com dados de diversos países e encontrou evidências de que os consumidores não são susceptíveis a serem ricardianos.

De acordo Ball e Mankiw (1995), os déficits orçamentários têm muitas implicações na economia. Entretanto, todas se originam de um único fato inicial, que é a

redução da poupança doméstica gerada pela ocorrência do déficit. Segundo os autores, o aumento dos déficits não é totalmente compensado por um aumento da poupança privada. Assim, a poupança doméstica se reduz, ocasionando um amplo conjunto de efeitos na economia, tais como o aumento da taxa de juros e a consequente redução do estoque de capital de estado estacionário. Nesta concepção, para Sachsida e Carlucci (2010), o trabalho de Ball e Mankiw (1995) resume o princípio de testes alternativos da equivalência ricardiana. Pode-se verificar se o déficit orçamentário reduz a poupança doméstica, aumenta a taxa de juros ou reduz o estoque de capital como especificações alternativas de se testar a equivalência ricardiana.

Uma das primeiras tentativas econométricas de se comprovar a equivalência ricardiana sem utilizar a função consumo foi empreendida por Dwyer (1982). Para ele, caso a dívida pública federal alterasse a taxa de juros nominal, isto seria um indicativo de que a dívida pública estaria reduzindo a poupança doméstica e, conseqüentemente, a equivalência ricardiana não seria verificada. Entretanto, ele não encontrou indícios desta relação. Para reforçar seu resultado, mostrou que o nível de preços também não se alterava com a dívida. Isto é, os resultados apoiavam a ocorrência da equivalência ricardiana, uma vez que nem a taxa de juros nominal nem o nível de preços, e, por conseguinte, nem a inflação era afetada pela dívida pública.

Entre os artigos que testam o impacto do déficit fiscal sobre a taxa de juros e que concluem pela rejeição da equivalência ricardiana pode-se destacar o estudo de Tran e Bansi (1988) para a economia norte-americana que sugere que um déficit excessivo do governo, em relação à poupança privada, afeta a taxa de juros de médio e longo prazo.

Uma forma inovadora de se tentar verificar a equivalência ricardiana foi proposta por Elmendorf (1996). Avaliando dois períodos que antecederam duas leis de disciplina fiscal do governo americano, o autor procurou indícios de que a expectativa da aprovação de um ajuste fiscal era capaz de alterar a taxa de juros. Sob a hipótese de que a expectativa de aprovação de leis que visavam a redução do déficit público, e conseqüentemente, afetava a taxa de juros da economia, os resultados de Elmendorf (1996) rejeitaram a equivalência ricardiana.

Uma maneira mais direta de se verificar a equivalência ricardiana foi tentada por Poterba e Summers (1987). Eles procuraram capturar o efeito do déficit diretamente sobre a taxa de poupança doméstica. Caso esta se reduzisse com o aumento do déficit, este seria um sinal contra a equivalência ricardiana. Dessa forma, eles elaboraram um

modelo com agentes de vida finita para analisar a inter-relação entre estas variáveis. Contudo, os resultados não foram conclusivos. Nesta mesma linha de raciocínio, Eisner (1989) obtém resultados semelhantes, também não sendo capaz de concluir a favor ou contra a ocorrência da equivalência ricardiana. De um modo em geral, os resultados decorrentes dessa nova gama de modelos também não são conclusivos.

Em relação aos testes da equivalência ricardiana baseados na equação de consumo de Euler, os trabalhos de Evans (1988), Haque (1988) e Haug (1990) são os mais relevantes na literatura e apoiam a neutralidade da dívida pública. No entanto, Himarios (1995) encontra evidências de que os testes baseados na especificação de Euler podem estar sujeitos à má especificação, sugerindo que os resultados devem ser interpretados com cautela. A principal fonte de má especificação, segundo os autores refere-se à incapacidade do modelo em incorporar as restrições de liquidez. Na verdade, este problema está intimamente relacionado à metodologia empregada, uma vez que a especificação teórica neoclássica contida nas equações de Euler não consegue se adaptar a outras teorias econômicas como a keynesiana. Outro problema refere-se ao fato de que os parâmetros estimados por GMM tendem a não serem estáveis ao longo do tempo.

Por outro lado, Leiderman e Razin (1988) formulam um modelo estocástico no qual se possam avaliar os efeitos de horizontes finitos e restrições de crédito sobre os consumidores. O problema de maximização foi modificado para permitir a substituição entre consumo privado e público, no qual o consumo do governo é, por suposição, substituto do consumo privado. Para a aplicação empírica, os autores utilizaram a metodologia dos processos autoregressivos de primeira ordem (VAR). A principal característica dessa abordagem, segundo os autores, é que as estimativas dos parâmetros fornecem evidências mais “apuradas” a respeito da hipótese inerente à equivalência ricardiana. Seus resultados demonstram que não se pode rejeitar a neutralidade da dívida pública.

Procurando discriminar entre efeitos esperados e não esperados sobre mudanças temporárias e permanentes nas variáveis macroeconômicas, Becker (1997) também empregou a metodologia VAR com cointegração – na verdade, um modelo vetor de correção de erros, VECM. Seus resultados suportam a equivalência ricardiana, porém com alguns desvios em relação às suas previsões. Como um atenuante para os resultados, o autor alega, convictamente, que a visão keynesiana não se adequa aos resultados obtidos.

Entretanto, Bernheim (1987) critica fortemente os testes baseados em modelos VAR, uma vez que eles são muito parcimoniosos e omitem informações importantes. Além disso, as previsões baseadas nos modelos VAR, não apenas dependem das especificações individuais, como também podem diferir substantivamente das estatísticas fornecidas pelos órgãos institucionais bem estabelecidos, criando um viés a favor da equivalência ricardiana.

No Brasil, poucos artigos têm se preocupado com a questão da equivalência ricardiana. Algumas exceções são o artigo de Issler e Lima (2000) que estudaram a maneira pela qual o governo reage a choques nas suas receitas ou despesas, e tece algumas considerações favoráveis a ocorrência da equivalência ricardiana para a economia brasileira. O trabalho de Sachsida e Teixeira (2000) também aceita a equivalência ricardiana para o Brasil.

Por outro lado, Vieira (2005) utilizando o modelo de consumidores restritos propostos por Campbell e Mankiw (1989) não aceita a hipótese da equivalência ricardiana para o Brasil, assim como Reis *et al.* (1998) e Issler e Rocha (2000) afirmam que tal resultado é compatível, teoricamente, com o fato de haver uma parcela substancial de consumidores brasileiros restritos a obtenção de crédito.

Os trabalhos citados ao longo deste texto ilustram o grande volume de pesquisas dedicadas ao tema da equivalência ricardiana. Entretanto, segundo Ricciuti (2001), os testes a respeito da equivalência ricardiana também são afetados por inúmeros problemas metodológicos, e o principal deles refere-se à endogeneidade, já que o déficit, os gastos do governo, a renda e as taxas de juros podem ser determinados simultaneamente.

Para Sachsida e Carlucci (2010), os testes referentes à equivalência ricardiana, por meio de modelos de uma única equação deveriam comprovar uma propriedade estatística conhecida como exogeneidade fraca. Satisfeita esta característica, permite-se a estimativa correta, mas, na ausência dela, ocorre o viés de endogeneidade. Tal problema torna viesada a variância do modelo, impedindo a inferência sobre o valor dos coeficientes, o que dificulta qualquer conclusão a respeito da equivalência ricardiana com base no valor do parâmetro encontrado.

Na seção seguinte discorre sobre os conceitos a respeito da exogeneidade e do teste de superexogeneidade envolvido no contexto da equivalência ricardiana.

3.3. O teste de superexogeneidade

Modelos econométricos bem especificados devem ter parâmetros que são constantes ao longo de um dado período histórico utilizado para ajustar o modelo e que permaneçam constantes no futuro, permitindo, assim, previsões seguras em vários cenários. Por exemplo, parâmetros que mensuram preferências e tecnologia são algumas vezes considerados invariantes a mudanças políticas (econômicas ou institucionais) ou a desvios nas distribuições de outras variáveis tomadas como exógenas no modelo em análise. Reciprocamente, modelos de regressão causal podem ser potencialmente suscetíveis a quebras estruturais devido a mudanças de postura na economia (crises, leis, etc) como argumentado por Lucas (1976). Em ambos os casos, é importante realizar testes objetivos para verificar a presença ou ausência de invariância estatística dos parâmetros.

Por outro lado, os testes empíricos sobre a verificação de constância dos parâmetros concentram-se basicamente no teste de Chow ou por interações com variáveis *dummy*. No entanto, estes procedimentos comumente utilizados são insatisfatórios se não há uma orientação bem direcionada a respeito de datas ou quebras a serem testadas. Em contraste, quase não há procedimentos para testar se os parâmetros são susceptíveis de permanecerem constantes no futuro ou se eles são invariantes a mudanças no regime. Uma alternativa a esses problemas é o teste de superexogeneidade. Para a verificação dessa propriedade, deve-se ter em mente três conceitos estatísticos que serão apresentados a seguir: exogeneidade fraca, constância e invariância.

A distribuição conjunta de y_t e x_t condicionada ao espaço sigma $\mathcal{F}_t$ consistente com o passado de ambas as séries e os valores passados e presentes de outras variáveis condicionais válidas, podem ser descritos pela equação (37):

$$D_J(y_t, x_t | \mathcal{F}_t; \lambda_t) = D_y(y_t | x_t, \mathcal{F}_t; \lambda_{1t}) D_x(x_t | \mathcal{F}_t; \lambda_{2t}) \quad (37)$$

em que D_J , D_y e D_x referem-se a densidade conjunta, condicional de y dado x e a marginal de x , respectivamente. Os respectivos parâmetros de cada densidade são: λ_t , λ_{1t} e λ_{2t} . Esta denominação permite aos parâmetros não serem constantes ao longo do tempo.

De acordo com Engle, Hendry e Richard (1983) uma variável x_t é fracamente exógena (exogeneidade fraca) a um conjunto de parâmetros de interesse θ se: a) θ é uma função apenas do parâmetro λ_{1t} ; b) λ_{1t} e λ_{2t} , os parâmetros do modelo marginal de x_t são de variação livre, ou seja, λ_{1t} é invariante à classe de eventos que afetam λ_{2t} .

Consequentemente, se x_t é fracamente exógeno em relação à θ , então não existe perda de informação sobre θ por omitir o modelo que determina x_t . Em outras palavras, o conhecimento perfeito de λ_{2t} não colabora com a estimativa λ_{1t} ao longo de qualquer período de tempo, uma vez que ambos são constantes. Se, adicionalmente, y_t falha em causar x_t no sentido de Granger, então x_t é definido como fortemente exógeno (exogeneidade forte) em relação à θ .

Por outro lado, constância de um parâmetro é uma propriedade essencial da maioria dos modelos econométricos. Por conveniência, concentrar-se-á particularmente na constância dos parâmetros do modelo condicional, λ_{1t} . Terceiro ponto: os parâmetros λ_1 e λ_2 são denominados invariantes se mudanças em λ_2 não implicam em mudanças em λ_1 . Esse conceito difere da noção de variação livre usada para exogeneidade. Para ilustrar o argumento, suponha que λ_{1t} e λ_{2t} são escalares e relacionados da seguinte forma:

$$\lambda_{1t} = \phi \lambda_{2t} \quad (38)$$

em que ϕ em (38) é um escalar desconhecido. Ao longo do tempo, λ_{2t} é uma constante de modo que nenhuma informação em λ_2 é útil na estimação de λ_1 , ou seja, eles são livres de variação. Entretanto, λ_1 claramente não é invariante em relação à λ_2 . Se, ao invés dessa relação, outra relação fosse postulada como em (39) a invariância poderia ser satisfeita.

$$\lambda_1 = \phi_t \lambda_{2t}, \forall t \quad (39)$$

A ideia por trás do conceito de invariância é amplamente discutida na literatura. Porém, de uma perspectiva teórica, o trabalho mais relevante se refere a Lucas (1976). O autor criticou objetivamente o conceito de invariância nos modelos macroeconômicos convencionais alegando que as expectativas dos agentes mudariam juntamente com as mudanças políticas (econômicas ou não), de modo que as simulações de política condicional forneceriam inferências enganosas nos modelos, uma vez que não seria possível separar o comportamento invariante dos parâmetros e nem o comportamento

dos parâmetros gerados pela mudança dos processos de expectativas. Então, somente uma análise teórica cuidadosa, sob a hipótese de expectativas racionais, poderia revelar quais parâmetros são potencialmente invariantes.

Em resposta a essas críticas, procedimentos mais rigorosos deveriam ser adotados. Engle, Hendry e Richard (1983) definem que x_t é superexógeno em relação à θ , se x_t é fracamente exógeno em relação à θ e λ_1 é invariante a λ_2 . Então, os testes de superexogeneidade servem de base para se testar exogeneidade fraca, invariância e ambos. A formulação do teste de exogeneidade será feita a seguir.

Formalmente, considere a distribuição conjunta de y_t e x_t condicionada ao espaço de informações $\mathcal{F}_t$, no qual incluí o passado de y_t e x_t e os valores passados e presentes de outras variáveis condicionais válidas $Z_t|\mathcal{F}_t = (Y_{t-1}^1, X_{t-1}^1, Z_t^1)$. Assumindo que (y_t, x_t) possuem distribuição normal condicional, então a regressão linear bidimensional pode ser definida por (40):

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} | \mathcal{F}_t \sim N \left[\begin{pmatrix} \mu_t^y \\ \mu_t^x \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_t^{yy} & \sigma_t^{yx} \\ \sigma_t^{yx} & \sigma_t^{xx} \end{pmatrix} \right] = N(\mu_t, \Sigma_t) \quad (40)$$

em que $N(\alpha, \Theta)$ representa uma distribuição normal com média α e matriz de variância Θ . Cada uma das médias e covariâncias em (40) potencialmente dependem do conjunto de informações $\mathcal{F}_t$, embora qualquer momento em particular possa ser na prática uma constante. As médias μ_t^y e μ_t^x são as esperanças condicionais de y_t e x_t , dado $\mathcal{F}_t$: $\mu_t^y = E(y_t|\mathcal{F}_t)$ e $\mu_t^x = E(x_t|\mathcal{F}_t)$. Finalmente, Σ_t representa a provável matriz não constante de covariância dos erros: $\sigma_t^{xx} = E[(x_t - \mu_t^x)^2|\mathcal{F}_t]$, etc.

O modelo condicional de interesse para o econometrista concentra-se na relação entre y_t e x_t . Dadas essas considerações, pode-se definir (41) como:

$$y_t | x_t, \mathcal{F}_t \sim N[\delta_t(x_t - \mu_t^x), \omega_t] \quad (41)$$

em que $\delta_t = \frac{\sigma_t^{yx}}{\sigma_t^{xx}}$ é o coeficiente da regressão de y_t em x_t condicional em $\mathcal{F}_t$ e $\omega_t = \sigma_t^{yy} - \frac{(\sigma_t^{yx})^2}{\sigma_t^{xx}}$ representa a variância condicional. A análise em questão atenta apenas para o caso bidimensional – o qual é suficiente para expor os princípios envolvidos –, mas pode ser facilmente estendido para o espaço n-dimensional.

Os parâmetros de interesse em análise são β e γ na seguinte relação teórica comportamental:

$$\mu_t^y = \beta_t(\lambda_{2t})\mu_t^x + Z_t'\gamma \quad (42)$$

A equação (42) relata as medidas condicionais de y_t e x_t em relação ao conjunto de variáveis $Z_t \in \mathcal{F}_t$. Contudo, permite-se que o parâmetro β possa variar de acordo com as mudanças nos parâmetros da densidade marginal de x_t , o qual é denominado por λ_{2t} . Um exemplo bem conhecido de (42) no qual β é interpretado como constante e invariante refere-se ao modelo da renda permanente em que μ_t^y e μ_t^x representam o consumo permanente e renda permanente respectivamente, ou mesmo nos modelos de demanda por moeda, μ_t^y e μ_t^x representam a demanda efetiva de moeda e a renda esperada enquanto Z_t caracteriza a taxa de juros.

Substituindo (42) em (41) e rearranjando os termos, obtém-se (43):

$$y_t|x_t, \mathcal{F}_t \sim N[\beta_t(\lambda_{2t})x_t + Z_t'\gamma + (\delta_t - \beta_t(\lambda_{2t}))(x_t - \mu_t^x), \omega_t] \quad (43)$$

Como discutido anteriormente, o teste de superexogeneidade na análise de regressão $y_t|x_t, \mathcal{F}_t$, exige que três condições sejam satisfeitas:

- a) Exogeneidade fraca de x_t em relação aos parâmetros de interesse. Isso requer que μ_t^y e μ_t^x não entrem no modelo condicional. Então, uma condição necessária para a exogeneidade fraca de x_t para (β, γ) na equação (43) é que $\delta_t = \beta_t(\lambda_{2t})$.
- b) Constância dos coeficientes da regressão. O coeficiente de x_t em (43) é simplesmente δ_t , então uma condição necessária é que $\delta_t = \delta, \forall t$. Da definição de δ_t espera-se que a variância de x_t seja constante ao longo de t caracterizando-se por um processo homocedástico, caso contrário, deve-se corrigir o modelo devido à presença de heterocedasticidade.
- c) Invariância de β a potenciais mudanças de λ_{2t} . Isso requer que $\beta_t(\lambda_{2t}) = \beta_t, \forall t$, uma vez que o conjunto de parâmetros β_t pode variar ao longo do tempo sem depender de variações em λ_{2t} .

Juntas, essas três condições implicam que $\delta = \beta$. Individualmente elas constituem condições necessárias para validar a constância dos parâmetros e a invariância condicional dos modelos. Apenas as condições (a) e (c) implicam que x_t é superexógeno para β , porém tal conclusão é incerta uma vez que a variação de δ_t é desconhecida. Por isso é que se exige a sustentação das três conjunções para se afirma

concretamente a favor da superexogeneidade de x_t em relação a β . Note que (a) e (b) juntas não implicam (c).

Se as condições (a), (b) e (c) são satisfeitas, então (43) se transforma em (44):

$$y_t|x_t, \mathcal{F}_t \sim N[\beta x_t + Z_t' \gamma, \omega_t] \quad (44)$$

Reescrevendo (40) dado (44), observa-se que para este particular modelo, (44) é a condição para que o erro estrutural ε_t e o erro na forma reduzida, η_t não sejam correlacionados nas equações definidas por (45):

$$y_t - x_t \beta - Z_t' \gamma = \varepsilon_t \sim IN[0, \omega], x_t - \mu_t^x = \eta_t \sim IN[0, \sigma_t^{xx}] \quad (45)$$

Como se pode notar, $E[\varepsilon_t \eta_t] \neq 0$ implica em não constância do parâmetro de interesse e, conseqüentemente, não exogeneidade.

Engle e Hendry (1993) alegam que num teste geral de superexogeneidade deve-se reconhecer que o modelo comportamental (42) pode não ter parâmetros constantes uma vez que β pode ser afetado por λ_{2t} . Os autores consideram que variações nos momentos de x_t podem influenciadas por β , mas sustentam que essa relação é invariante no tempo. Isso possibilita a condução de testes baseados na crítica de Lucas associados a intervenções históricas em x_t juntamente com os testes de constância e exogeneidade. Então, $\beta(\lambda_{2t})$ torna-se uma função de (μ_t^x, σ_t^{xx}) e aproximada por $\beta(\cdot) \mu_t^x$, assim como definido em (46):

$$\beta(\mu_t^x, \sigma_t^{xx}) \mu_t^x = \beta_0 \mu_t^x + \beta_1 (\mu_t^x)^2 + \beta_2 \sigma_t^{xx} + \beta_3 \mu_t^x \sigma_t^{xx} \quad (46)$$

Assumindo que $\mu_t^x \neq 0, \forall t$. Expansões de ordens mais altas podem ser usadas embora não sejam necessárias. Então, dado (46), (42) se torna:

$$\mu_t^y = \beta_0 \mu_t^x + Z_t' \gamma + \beta_1 (\mu_t^x)^2 + \beta_2 \sigma_t^{xx} + \beta_3 \mu_t^x \sigma_t^{xx} \quad (47)$$

Sob a hipótese nula de invariância, $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ e então $\beta_0 = \beta$. Substituindo (47) em (41), tem-se:

$$y_t|x_t, \mathcal{F}_t \sim N[x_t \beta_0 + Z_t' \gamma + (\delta_t - \beta_0)(x_t - \mu_t^x) + \beta_1 (\mu_t^x)^2 + \beta_2 \sigma_t^{xx} + \beta_3 \mu_t^x \sigma_t^{xx}, \omega_t] \quad (48)$$

Note que a especificação (48) permite ao teste de superexogeneidade falhar se os momentos de x_t aparecem diretamente na regressão de y_t em x_t dado $\delta_t = \delta$.

Uma representação alternativa é a forma reduzida restrita a qual pode permanecer válida quando x_t não é fracamente exógeno pra β . Substituindo (47) em (40) diretamente, tem-se:

$$y_t | \mathcal{F}_t \sim N[\mu_t^x \beta_0 + Z_t' \gamma + \beta_1 (\mu_t^x)^2 + \beta_2 \sigma_t^{xx} + \beta_3 \mu_t^x \sigma_t^{xx}, \omega_t] \quad (49)$$

O qual é funcional quando uma expressão da forma reduzida de x_t está disponível tal como $\mu_t^x = \pi_x' Z_t$ para um conjunto de instrumentos Z_t . Nesse contexto, a invariância do parâmetro β pode ser testada sem a hipótese de exogeneidade fraca. Utilizando mínimos quadrados de dois estágios ou máxima verossimilhança para estimar os parâmetros com x_t no lugar de μ_t^x , o teste concentra-se em mostrar que $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$.

No contexto dos modelos de regressão linear, (49) pode ser testada sob a hipótese nula de que x_t é superexógeno em relação à β da seguinte forma:

$$y_t = x_t \beta + Z_t' \gamma + \varepsilon_t \quad (50)$$

Para construir um teste, μ_t^x deve ser parametrizado. Suponha que o conjunto de instrumentos Z_t descrito em (51) descreve a média de x_t da seguinte forma:

$$x_t = Z_t' \pi_x + \eta_t \quad (51)$$

A construção de Z_t é feita para capturar as mudanças políticas, sejam elas econômicas ou não, que afetam x_t . Algumas variáveis de Z_t podem ser defasadas em relação à y_t e a x_t , assim como também se admite a inclusão de variáveis *dummy*. Além disso, em (51), tem-se que: $x_t - Z_t' \hat{\pi}_x = x_t - \hat{x}_t = \hat{\eta}_t$. Esta especificação, portanto, fornece uma ampla margem de especificação em relação às mudanças de regime político, formação de expectativas ou de estados da natureza.

No caso mais geral, o coeficiente de x_t é potencialmente susceptível a variações. Então, para desenvolver um procedimento formal do teste de superexogeneidade, expande-se $\delta_t = \frac{\sigma_t^{yx}}{\sigma_t^{xx}} = \delta_0 + \delta_1 \sigma_t^{xx}$, e reescreve-se (48) da seguinte forma:

$$y_t = x_t \beta_0 + Z_t' \gamma + (\delta_0 - \beta_0) \hat{\eta}_t + \delta_1 \sigma_t^{xx} \hat{\eta}_t + \beta_1 \hat{x}_t^2 + \beta_2 \sigma_t^{xx} + \beta_3 \hat{x}_t \sigma_t^{xx} + \varepsilon_t \quad (52)$$

em que $x_t = Z_t' \hat{\pi}_x + \hat{\eta}_t = \hat{x}_t + \hat{\eta}_t$. Supondo que σ_t^{xx} tenha distintos valores ao longo do tempo, porém bem definidos dentro de um regime político, então as três hipóteses a serem testadas resumem-se a:

- a) Exogeneidade fraca de x_t em relação à β_0 . Isso implica um efeito nulo de $\hat{\eta}_t$.
- b) Constância de δ implica que $\delta_1 = 0$. Os testes de constância podem ser conduzidos para os coeficientes de $\hat{\eta}_t$ e $\hat{x}_t$ ou de maneira equivalente em $\hat{\eta}_t$ e x_t .
- c) Invariância de β . Isso implica que $\beta_i = 0$ para $i = 1, 2, 3$.

3.4. Metodologia

Na primeira parte desta subseção, apresenta-se o modelo econométrico a ser estimado para verificar a equivalência ricardiana na economia brasileira e testar a superexogeneidade dos parâmetros. Na última parte, descrevem-se os dados utilizados e os procedimentos iniciais.

3.4.1. Modelo econométrico

Em vista de toda a abordagem teórica descrita anteriormente a respeito da equivalência ricardiana e do teste de superexogeneidade, ressalta-se aqui a hipótese a ser testada no modelo apresentado a seguir. Dado que o enfoque do trabalho refere-se à carga tributária brasileira, primeiramente os resultados deverão atestar ou não a validade da equivalência ricardiana no contexto da economia brasileira. Caso a hipótese da equivalência seja sustentada pela estimação do modelo, tem-se que alterações na composição da carga tributária não afeta as variáveis reais da economia, como o nível de consumo, poupança e renda. Então, nesse caso uma reforma tributária que visasse eliminar as distorções existentes traria para a economia brasileira, apenas ganhos de redistribuição, ou seja, ganhos de equidade uma vez que redistribuiria de forma mais equilibrada o ônus da tributação entre os agentes. Caso não seja sustentada a hipótese da equivalência ricardiana para a economia brasileira, os benefícios de uma reforma tributária superariam os ganhos de equidade uma vez que as variáveis reais seriam diretamente afetadas, propiciando ganhos de bem-estar para a economia como um todo.

Isto é, o teste da equivalência ricardiana diz em que sentido a carga tributária afeta as variáveis reais da economia.

Para assegurar a magnitude do efeito, em seguida testa-se o modelo proposto sobre a abordagem do teste de superexogeneidade. Se a variável carga tributária, assim como as outras variáveis associadas ao modelo, for considerada superexógena, então o modelo proposto serve de base para se implementar políticas públicas, uma vez que os parâmetros são considerados invariantes no tempo e não sofrem de má especificação. Nessa perspectiva, assegurada a condição de superexogeneidade da carga tributária no modelo, pode-se inferir em que sentido e em qual magnitude se dará a proposta de uma reforma.

Dadas essas considerações, para se verificar a hipótese relativa à ocorrência da equivalência ricardiana no contexto brasileiro, utilizar-se-á o modelo de Kormendi (1983) adaptado ao contexto brasileiro da seguinte forma:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 Y_{t-1} + \alpha_3 G_t + \alpha_4 W_t + \alpha_5 A_t + \alpha_6 TR_t + \alpha_7 T_t + \alpha_8 J_t + \alpha_9 B_t + \varepsilon_t \quad (53)$$

em (53), Y representa a renda líquida, G representa os gastos do governo com bens e serviços, W representa o valor de mercado das empresas negociadas na Bovespa, A representam os valor de mercado dos títulos privados em poder do público, TR as transferências, T são os tributos, J representa o volume dispendido com juros da dívida e B representa o volume da dívida pública. Lembrando que todas as variáveis estão em valores *per capita*.

Note que a principal diferença entre o modelo original de Kormendi (1983) e o modelo adaptado reside na inclusão de duas *proxies* (W e A) para representar a riqueza das famílias e a exclusão da variável RE , uma vez que não existem indicadores confiáveis para serem utilizados como *proxy* de lucros retidos no Brasil. Essa modificação deriva diretamente de Seater (1982) que utilizou o valor de mercado das empresas e dos ativos (títulos) como *proxy* para designar a riqueza em seu modelo.

Relembrando que, de acordo com Kormendi (1983) no modelo padrão (não ocorrência da equivalência ricardiana) espera-se que $\alpha_3 = 0$, $\alpha_7 < 0$, $\alpha_8 > 0$ e $\alpha_9 < 0$, enquanto no modelo consolidado (no qual a equivalência ricardiana) é sustentada espera-se $\alpha_3 < 0$, $\alpha_7 = 0$, $\alpha_8 = 0$ e $\alpha_9 = 0$. Adicionalmente, espera-se que $\alpha_1 > 0$ e que $\alpha_2 = 0$, uma vez que toda informação disponível e relevante de Y_t está contida em

seu respectivo coeficiente. A adição de uma defasagem na variável renda procura observar informações adicionais da renda sobre o consumo, porém como argumenta Kormendi (1983), na prática essas informações são irrelevantes do ponto de vista da renda permanente. Nessa mesma perspectiva, então, espera-se que os sinais de α_4 e α_5 sejam positivos. Em geral espera-se que o sinal de α_6 seja positivo uma vez que transferindo renda de indivíduos com baixa propensão marginal a consumir para indivíduos com alta propensão marginal a consumir, certamente, tende a aumentar o consumo interno. Porém, Kormendi (1983) alega que a magnitude de α_6 depende muito mais da diferença entre as discrepâncias entre as propensões a consumir dos indivíduos e se essas transferências são percebidas como permanentes.

3.4.2. Base de dados e procedimentos iniciais

A função consumo definida pela equação (53) será, inicialmente, estimada por mínimos quadrados ordinários (OLS). Porém, seguindo Engle e Hendry (1993), como os procedimentos a respeito dos testes de superexogeneidade consistem em estimar modelos marginais e instrumentalizar seus valores previstos diretamente no modelo condicional, essas estimativas serão regredidas no contexto de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS).

O modelo definido por (53) representa o modelo condicional a ser testada a hipótese de superexogeneidade dos parâmetros. E relação aos modelos marginais, adotar-se-á os procedimentos explicitados por Engle e Hendry (1993) e Ericsson e Irons (1995). Segundo esses autores, a construção dos modelos marginais é uma etapa mais empírica do que teórica, porém algumas ferramentas são úteis para obter bons modelos. Proceder-se-á a estimação de cada modelo marginal utilizando modelos autoregressivos de quinta ordem reduzindo-o à ordem p , sendo que $p < 5$, dada a significância dos parâmetros. Além disso, pode-se adicionar aos modelos marginais variáveis *dummy* e uma variável de tendência para melhorar o ajuste dos mesmos. Definidos os modelos marginais, inserem-se os valores previstos dos mesmos no modelo condicional para, então, reestimar o modelo condicional “completo” e concluir a respeito do teste de superexogeneidade dos parâmetros.

Em relação aos dados utilizados na estimação da equação (53), a maioria das variáveis são exatamente as mesmas utilizadas no capítulo 2, com exceção da população

brasileira, do volume de depósitos nas cadernetas de poupança e do valor de mercado dos títulos privados em poder do público. Os dados relativos à população foram obtidos no IBGE e os dados relativos às outras duas variáveis foram obtidas na base de dados Banco Central. O período da amostra foi exatamente o mesmo citado anteriormente, 1997 a 2009.

Os dados trimestrais da população brasileira foram obtidos utilizando-se novamente método de desagregação temporal de Chow e Lin (1971), sendo que a série referente à população economicamente ativa (PEA) das regiões metropolitanas foi ponderada pela razão entre a população economicamente ativa (PEA) e a população total – ambas em nível nacional – para servir de índice na desagregação. Antes de estimar o modelo, um último ajuste foi realizado. Para compatibilizar a metodologia inerente às variáveis, todas foram tomadas em fluxo uma vez que a evolução da dívida pública é mensurada dessa forma.

Tecidas essas considerações, procedeu-se a análise das propriedades temporais de cada série. Os testes de raízes unitárias (Ng-Perron e CRM) indicaram que as variáveis são integradas de ordem um – $I(1)$. O teste de cointegração de Johansen acusou a presença de pelo menos seis vetores cointegrados, não rejeitando a hipótese nula. Após essas considerações, a seção seguinte apresenta os resultados obtidos.

3.5. Resultados

Utilizou-se, inicialmente, o método de mínimos quadrados ordinários (OLS) para se investigar a presença de heterocedasticidade, autocorrelação e quebras estruturais no modelo. Verificou-se a presença de heterocedasticidade e autocorrelação, enquanto o teste de Chow não acusou nenhuma quebra estrutural no modelo. Diferentemente do capítulo 2, não foi possível proceder ao teste de White para detectar heterocedasticidade, uma vez que o número de graus liberdade se mostraram negativos devido ao número elevado de regressores em relação ao número de observações. Nessa perspectiva, o modelo estimado via OLS foi corrigido pelo método de Newey-West. Os resultados estão descritos na Tabela 2.

Os resultados evidenciados na Tabela 2 indicaram a presença do modelo padrão descrito por Kormendi (1983), uma vez que a estimativa dos gastos públicos é ignorada pelo setor privado e tanto as estimativas da carga tributária e da dívida pública afetam

negativamente o consumo. Apesar de a estimativa dos juros da dívida ter sido estatisticamente igual a zero seu sinal negativo indica a validação do modelo padrão.

Tabela 2 – Estimativas da equação (53) por MQO.

Modelo	OLS	
α_0	480,105821 (124,535601)	***
α_1	0,543481 (0,196502)	***
α_2	0,120878 (0,263025)	ns
α_3	0,313789 (0,360717)	ns
α_4	0,031615 (0,013225)	**
α_5	0,307972 (0,090890)	***
α_6	-0,962970 (0,905621)	ns
α_7	-0,393751 (0,172876)	**
α_8	-0,062431 (0,380377)	ns
α_9	-0,140104 (0,058957)	**
R^2	0,987710	
DW	0,711719	
White	-	
BPG	Sim	
BG	Sim	
Chow	Não	

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ^{ns} não significativo. P(J) é a probabilidade da estatística J; DW é a estatística Durbin-Watson; BPG é o teste Breusch-Pagan-Godfrey; White é o teste de White; BG é o teste Breusch-Godfrey; Chow é o teste de Chow. As estimativas de OLS foram corrigidas pela matriz de Newey-West (autocorrelação e heterocedasticidade).

Analisando-se a estimativa dos gastos públicos na função consumo especificada, percebe-se que os mesmos são ignorados pelo setor privado, uma vez que sua estimativa é estatisticamente não significativa. Segundo Mello (2010), apesar dos gastos governamentais terem se expandido continuamente no período pós-Plano Real, grande parte dessa expansão são vinculados a programas de transferência direta de renda como o “Bolsa Família” que beneficia apenas uma parcela da população. Além disso, para o autor a queda dos investimentos públicos por parte do governo federal vem sendo, ainda que de forma parcial, compensada ao longo do tempo pelos investimentos do setor

privado e dos governos subnacionais. Ou seja, esses fatos são compreendidos pelos agentes como atenuantes da elevação dos gastos do governo no período, justificando sua não significância para esses agentes.

A carga tributária é estatisticamente significativa e negativa. Esse resultado demonstra que dada uma variação unitária positiva em pontos percentuais da carga tributária brasileira, em média, o consumo *per capita* reduz em 0,3937. O nível de tributação sobre bens e serviços no Brasil é extremamente elevado, uma vez que tais impostos são indiretos e incidem em cascata no processo de produção, são bastante regressivos. As estimativas da Receita Federal apontaram que, em 2010, 48,57% de toda a arrecadação fiscal provieram de impostos cuja incidência é bens e serviços.

Lucas (2010) analisou alguns aspectos inerentes à tributação do consumo brasileiro. Utilizando comparações internacionais sobre modelos de federalismo e jogando com a literatura econômica existente a respeito do tema, o autor concluiu que o modelo de federalismo fiscal adotado pela economia brasileira desde a Constituição de 1988 incentiva as disputas fiscais entre os diferentes níveis de governo que, por sua vez, afetam diretamente as alíquotas dos dois principais tributos sobre o consumo: o IPI e o ICMS.

Para Rezende, Oliveira e Araújo (2007), o principal problema desses tributos é que eles oneram demasiadamente os setores básicos dos insumos de produção. Por exemplo, segundo estimativas dos autores, em 2005, mais de 40% de toda arrecadação proveniente do ICMS veio de insumos básicos como petróleo, combustíveis e lubrificantes, energia elétrica e do setor de comunicações.

Continuando a análise dos resultados, verifica-se que a dívida pública – outro componente principal do modelo padrão de Kormendi (1983) – também apresentou, em ambas as estimações, estimativas significativas e negativas. Pela estimativa fornecida na Tabela 2, variações unitárias percentuais da dívida pública induzem a uma redução de 0,1401 no consumo *per capita*. Esses resultados na economia brasileira podem ser atribuídos a dois fatores: aos efeitos do câmbio sobre a dívida e a incerteza individual com respeito aos efeitos futuros do déficit do governo.

Segundo Mello (2010), a queda constante da dívida (líquida) em função do PIB, após o pico atingido em 2002, está atrelada às variações cambiais e ao crescimento econômico verificado no período, porém em termos brutos essa relação permanece alta, mascarando um pouco os objetivos da política fiscal. Uma justificativa para essa visão,

segundo o autor, é que apesar da manutenção dos superávits primários desde 1999, o orçamento público ainda continua deficitário. Outro fato que justifica essa visão está nos efeitos imediatos verificados durante a crise financeira de 2008-2009 quando o Banco Central teve que intervir no mercado de câmbio disponibilizando divisas para evitar maiores transtornos tanto na estabilidade macroeconômica quanto nos serviços da dívida. Assim, o efeito riqueza líquida da dívida sobre o setor privado atua no sentido inverso, concomitantemente aos resultados de Kormendi (1983).

A estimativa dos juros da dívida líquida sobre a função consumo mostrou-se não significativas, em ambas as estimações. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que o governo brasileiro guia a economia com base nas metas de inflação e de crescimento de longo prazo, o que torna, assim como exposto anteriormente, a taxa de juros de curto prazo predeterminada.

Ademais, as estimativas relativas à renda, às *proxies* de riqueza e ao nível de transferências se comportaram como o esperado. O nível de consumo cresce à medida que a renda presente cresce. Além disso, toda informação relevante da renda sobre o consumo é capturada no presente, ou seja, a renda defasada não tem efeito algum sobre o consumo presente. Na mesma linha, tanto as transferências por parte do governo quanto às *proxies* de riqueza colaboram positivamente com o consumo privado.

Lucas (1976) argumentou que, sob a hipótese de expectativas racionais, os modelos econométricos não podem ser utilizados com fins de formulação de políticas econômicas, pois uma vez que alterações institucionais decorrentes de políticas econômicas alteram o valor dos parâmetros de estudo, os agentes se readequariam à nova realidade, alterando também o seu comportamento. Como a crítica de Lucas está associada ao teste de superexogeneidade, em seguida procedeu-se ao teste de superexogeneidade dos parâmetros da função consumo agregada.

A determinação dos modelos marginais foi feita seguindo os procedimentos recomendados por Engle e Hendry (1993) e Ericsson e Irons (1995). Primeiramente, procedeu-se ao teste de cointegração de Johansen para verificar modelos marginais possivelmente cointegrados. O resultado do teste mostrou que as séries dívida pública, juros da dívida e gastos do governo compõem um modelo cointegrado. Em relação às séries carga tributária e transferências do governo observou também a cointegração destas, formando outro modelo marginal cointegrado. E por fim, as séries utilizadas como *proxies* da riqueza nacional – valor de mercado das empresas negociadas na

Bovespa e os títulos privados em poder do setor privado – observou também a cointegração destas, formando o último modelo marginal cointegrado.

Dessa forma, partiu-se para a estimação empírica destes modelos marginais. Em relação aos modelos marginais das séries cointegradas, o método de estimação empírica adotado foi o modelo de vetor de correção de erros (VECM). O número de defasagem ótima foi escolhido de acordo com o critério de Schwarz. Assim sendo, o modelo marginal das séries carga tributária e transferências do governo contém as três primeiras defasagens, o vetor de correção, a variável de tendência e oito *dummies* comportamentais – entre elas, três *dummies* de quebra estrutural⁴.

De forma similar, o modelo marginal final para as séries valor de mercado das empresas negociadas na Bovespa e títulos privados em poder do setor privado contém as duas primeiras defasagens, o vetor de correção, a variável de tendência, as três *dummies* de quebra estrutural e mais cinco *dummies* comportamentais. Por fim, o último modelo marginal referente à dívida pública, juros da dívida e gastos do governo contém as duas primeiras defasagens, o vetor de correção, a variável de tendência, as três *dummies* de quebra estrutural e mais seis *dummies* comportamentais.

A Tabela 3 resume os modelos marginais utilizados para estimar o modelo condicional completo. Note que na Tabela 3 estão todas as informações relevantes a respeito do teste de superexogeneidade. Lembrando que para se aceitar a hipótese de superexogeneidade, deve-se atestar a validade de três condições: exogeneidade fraca, constância dos parâmetros e invariância.

Para se testar a primeira condição, Engle (1984) sugere regredir os modelos marginais e o modelo condicional inicial e então obter os resíduos de todas as regressões. Com estes dados em mãos, basta fazer uma análise das correlações entre os resíduos dos modelos marginais em relação ao termo de erro do modelo condicional. Se a correlação dos resíduos dos modelos marginais for considerada fraca em relação ao erro do modelo marginal, ou seja, inferior a 0,3, pode concluir a favor da exogeneidade fraca dos parâmetros em relação ao modelo condicional. Lembre-se de que, segundo Engle e Hendry (1993) a validade da exogeneidade fraca é o primeiro e o mais importante passo para se prosseguir a respeito do teste de superexogeneidade.

⁴ As variáveis *dummy* representam as quebras estruturais do modelo, sendo que: d1 assume o valor 1 para o período de 1999Q1 a 2002Q3 e 0, caso contrário; d2 assume o valor 1 para o período de 2002Q4 a 2008Q2 e 0, caso contrário; e d3 assume o valor 1 para o período de 2008Q3 a 2009Q4 e 0, caso contrário.

Diante dessas considerações, os dados da Tabela 3 contêm as correlações dos modelos marginais em relação ao termo de erro do modelo condicional. Observa-se que a maior correlação obtida refere-se ao modelo marginal cointegrado da dívida pública – correlação positiva de 0,2722. Em relação aos outros modelos marginais, observam-se correlações baixas, ou seja, conclui-se a favor da exogeneidade fraca de todos os modelos marginais em relação ao modelo condicional. Essa propriedade garante a validade dos parâmetros estimados sem perda alguma de informação relevante, isto é, pode-se regredir o modelo condicional sem se preocupar a respeito do processo estocástico que define as variáveis entendidas como exógenas ao modelo.

Tabela 3 – Testes de superexogeneidade dos parâmetros da equação (53) por 2SLS.

Modelo marginal	<i>G</i>	<i>W</i>	<i>A</i>	<i>TR</i>	<i>T</i>	<i>J</i>	<i>B</i>
Cointegração	Sim (1)	Sim (3)	Sim (3)	Sim (2)	Sim (2)	Sim (1)	Sim (1)
Defasagem	2	2	2	3	3	2	2
<i>Dummy</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Tendência	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Corr. Resid. Mod. Cond.	0,166842	0,101903	-0,214198	-0,170566	-0,142324	-0,121611	0,272284
Modelo condicional							
Distribuição	F(18,37)	F(17,37)	F(17,37)	F(19,37)	F(19,37)	F(18,37)	F(18,37)
Estatística F	0,344600	0,232226	0,715772	0,145243	0,137913	0,022330	0,197480
Probabilidade	0,990847	0,998905	0,767319	0,999980	0,999986	1,000000	0,999719
Má especificação por defasagem							
Distribuição	F(18,37)	F(17,37)	F(17,37)	F(19,37)	F(19,37)	F(18,37)	F(18,37)
Estatística F	0,396898	0,576111	0,699147	0,135787	0,195678	0,026076	0,389020
Probabilidade	0,980497	0,888180	0,783354	0,999988	0,999809	1,000000	0,982419
Má especificação por omissão							
Distribuição	F(18,38)	F(17,38)	F(17,38)	F(19,38)	F(19,38)	F(18,38)	F(18,38)
Estatística F	0,352980	0,219435	0,693601	0,102178	0,100351	0,022933	0,196109
Probabilidade	0,989690	0,999247	0,789130	0,999999	0,999999	1,000000	0,999738

Fonte: Resultado da pesquisa.

Dessa forma, pode-se proceder à verificação das outras duas propriedades referentes a superexogeneidade. Ericsson e Irons (1995) sugerem utilizar o valor previsto de cada variável dos modelos marginais no modelo condicional inicial e regredir novamente a regressão. Dado que constância e invariância dos parâmetros, na prática, não são de fácil observação, Sachsida e Teixeira (2000) sugerem incluir defasagens para capturar esse efeito. Sendo assim, o teste consistiu em regredir o modelo condicional original incluído os valores previstos dos modelos marginais em nível e com uma defasagem.

Após esse procedimento e com os resultados em mãos da(s) nova(s) regressão(ões), basta realizar um teste *F* de relevância estatística a respeito da inclusão das novas variáveis no modelo original. Sob a hipótese nula de que as variáveis adicionais são irrelevantes na estimação, pode-se concluir a favor ou não do teste de superexogeneidade.

De acordo com os resultados, pode-se concluir a favor da superexogeneidade da carga tributária em relação à função consumo especificada. O teste *F* conduzido sobre o modelo condicional com 19 graus de liberdade para o numerador e 37 graus de liberdade para o denominador acusou uma probabilidade de 99,99%, ou seja, a inclusão da variável prevista não fornece informações adicionais ao modelo original. Nessas circunstâncias, pode-se concluir que a carga tributária é superexógena à função consumo. Na mesma linha, pode-se observar que as outras variáveis, com suas respectivas distribuições também apresentaram irrelevância estatística, evidenciando que as outras variáveis também são superexógenas à função consumo.

Para testar o poder do teste, Engle e Hendry (1993) sugerem estimar novamente o modelo condicional, porém com duas modificações: a primeira modificação refere-se à reespecificação do modelo condicional para conter a variável marginal que se está testando com uma defasagem, ou seja, substitui-se a variável marginal original pelo seu valor defasado em um período e reestima-se o modelo condicional completo. A segunda modificação refere-se à omissão da variável marginal testada no modelo condicional completo. Se a variável testada for, de fato superexógena, de acordo com os autores, espera-se obter a mesma conclusão que no modelo condicional completo não modificado.

Assim, de acordo com os resultados da Tabela 3, pode-se de fato concluir que os parâmetros da função consumo são superexógenas uma vez que todos os testes modificados com a inclusão de defasagens e por omissão de variável não acusaram relevância estatística.

As implicações desses resultados sobre a carga tributária são os seguintes: uma vez que não foi verificada a equivalência ricardiana e o parâmetro da carga tributária pode ser considerado superexógeno em relação à função consumo, então uma reforma tributária no país poderá trazer benefícios para os agentes dado que o consumo, como uma medida de bem-estar, aumentaria o consumo interno, refletindo-se sobre a renda, a poupança e o restante das variáveis macroeconômicas.

Esse resultado vai de encontro aos resultados obtidos no capítulo 3, uma vez que a economia brasileira está sujeita uma curva de Laffer dinâmica, porém aparentemente encontra-se no lado descendente da curva estilizada por Laffer. Ou seja, a economia pode ser beneficiada por uma reforma fiscal que preze a redução dos impostos, uma vez que a base de incidência seria ampliada o suficiente para compensar a redução tributária.

Paes e Bugarin (2006) simularam três possíveis cenários para uma reforma tributária no país e concluíram que ambas as reformas trariam ganhos para a economia no longo prazo. Dessa forma, ocorreria, em todos os cenários: a) uma redução percentual da carga tributária; b) uma redução do estoque da dívida pública devido aos ganhos de arrecadação no curto prazo e pelo crescimento da economia no longo prazo; c) elevação da relação capital-produto $\left(\frac{K}{Y}\right)$, refletindo o maior estímulo para a poupança; e d) elevações nos níveis de consumo e investimento em função do PIB, como consequência da redução das despesas do governo.

No longo prazo, os autores concluíram que, dadas as elevações do estoque de capital, dos investimentos e do consumo, ocorre um crescimento econômico sustentável implicando em ganhos de bem-estar e na redução da taxa de juros. A partir dessa análise sobre o modelo dinâmico da curva de Laffer, pode-se concluir que tanto a função de produção quanto a produtividade marginal do capital na economia brasileira respondem sensivelmente a condução das principais variáveis fiscais da economia.

Tourinho, Alves e Silva (2010) avaliaram o impacto econômico correspondente à mudança da base de cálculo da COFINS e à incidência do PIS/PASEP e da COFINS sobre as importações e da extinção da CPMF em 2007 para a economia brasileira num modelo de equilíbrio geral aplicado (CGE). Seus resultados mostraram que o sistema econômico responde às mudanças tributárias variando os preços relativos dos bens e dos fatores, que por sua vez induzem ajustes nas variáveis reais. O efeito sobre o bem-estar dos consumidores devido à extinção da CPMF foi positivo – ganhos de 2,7% – enquanto o efeito da mudança da base de tributação da COFINS e da incidência do PIS/PASEP e COFINS sobre as importações foram negativas – perdas de 0,6% e 2,1% respectivamente.

Na mesma linha, Pereira e Ferreira (2010) argumentam que não há controvérsia na literatura sobre os ganhos econômicos e de bem-estar de uma reforma tributária que reduza distorções e a cumulatividade da estrutura de tributos de um país. Seus

resultados mostraram que os impactos de curto e longo prazo proporcionados por uma reforma tributária podem ser extremamente relevantes. Por exemplo, os autores demonstraram que uma mesma reforma tributária conservadora – com pequenas mudanças – o aumento de longo prazo no nível de produção chegaria a 14%, enquanto no período de oito anos, o nível de produção já teria se expandido em 10% e o capital privado em 19%. Nessa mesma linha, a taxa de investimento agregado cresceria cerca de 3,6 pontos percentuais e o ganho de bem-estar da reforma observado pelos agentes seria de 3,6%. Entretanto, os autores não lidaram com questões distributivas entre diferentes agentes econômicos e muito menos entre as diferentes esferas de governo, devido a sua complexidade.

Esses resultados apenas confirmam a importância de se rever a condução fiscal brasileira principalmente em relação à carga tributária. Enfim, existe margem para uma redução tributária no país com vistas a privilegiar a taxa de crescimento de longo prazo.

3.6. Considerações finais

A equivalência ricardiana diz que aumentos nos déficits públicos fazem com que os indivíduos antecipem a necessidade do aumento futuro nos impostos, uma vez que os agentes observam seu horizonte de tempo com base nas expectativas racionais. De acordo com a visão neoclássica, quando se argumenta que determinado modelo econômico gera como resultado equivalência ricardiana, o que está implícito é que, uma vez mantida a trajetória de gastos do governo, os agentes não alteram seu caminho de consumo em virtude de alterações na composição do financiamento destes gastos. Ou seja, os agentes não aumentam seu consumo em resposta a uma redução dos impostos. Em vez disso, eles poupam o adicional de renda, diante das expectativas futuras com maiores impostos.

A relevância teórica da equivalência ricardiana destaca-se, principalmente, pela análise dos efeitos do déficit público sobre alterações dos impostos. Para os formuladores de política econômica, a questão da equivalência ricardiana é fundamental, já que as dificuldades do governo em conseguir empréstimos junto ao setor privado devido a um volume elevado de dívidas existentes estão intimamente ligadas à ocorrência ou não da equivalência ricardiana.

Em vista de toda a abordagem teórica descrita a respeito da equivalência ricardiana e do teste de superexogeneidade, o enfoque deste capítulo foi, primeiramente, atestar ou não a validade da equivalência ricardiana no contexto da economia brasileira. Isto é, procurou-se verificar em que sentido a carga tributária afeta as variáveis reais da economia, e conseqüentemente, sob a abordagem do teste de superexogeneidade, inferir em que sentido e em qual magnitude se dá uma proposta de uma reforma tributária sobre as variáveis macroeconômicas.

Os resultados evidenciaram que a economia brasileira não está sujeita à hipótese inerente a equivalência ricardiana. Utilizando o modelo de Kormendi (1983) adaptado ao contexto brasileiro, concluiu-se a favor da presença do modelo padrão descrito pelo autor, uma vez que a estimativa dos gastos públicos é ignorada pelo setor privado e tanto as estimativas da carga tributária e da dívida pública afetam negativamente o consumo. Apesar de a estimativa dos juros da dívida ter sido estatisticamente igual à zero em ambos os modelos, seu sinal negativo aponta para a validação do modelo padrão.

A carga tributária apresentou-se estatisticamente significativa e negativa, sendo que seu efeito sobre o consumo *per capita* é de 0,4659. Verificou-se também que o coeficiente da dívida pública – outro componente principal do modelo padrão de Kormendi (1983) – apresentou-se significativo e negativo. Seu efeito sobre o consumo é de 0,2018. Apesar da relação dívida (líquida) em proporção do PIB ter mantido a tendência de queda constante após 2002, em termos brutos essa relação permanece alta.

Em seguida procedeu-se ao teste de superexogeneidade dos parâmetros da função consumo. O resultado do teste mostrou que todas as estimativas dos parâmetros da função consumo são consideradas superexógenas. Esses resultados, conjuntamente, demonstram que uma redução tributária no país pode trazer benefícios para os agentes dado que o consumo agregado aumentaria. Considerando o consumo agregado como uma medida de bem-estar então, nesse sentido, o bem-estar nacional seria ampliado. Ademais, este aumento geraria efeitos positivos tanto sobre a renda quanto sobre o restante das variáveis macroeconômicas.

Os resultados apenas confirmaram a importância de se rever a condução fiscal brasileira principalmente em relação à carga tributária. Enfim, existe margem para uma redução tributária no país com vistas a privilegiar a taxa de crescimento de longo prazo.

4. CONCLUSÕES

Este trabalho apresentou alguns *insights* econômicos que uma redução tributária traria para a economia brasileira. Inicialmente, partiu-se da hipótese de que a equivalência ricardiana não se sustenta na economia brasileira e que uma reforma tributária que vise eliminar as distorções existentes na economia brasileira proporcionaria ganhos de equidade assim como ganhos de bem-estar para os agentes.

Num primeiro momento, o foco do trabalho concentrou-se em contextualizar as características da economia brasileira com base na curva de Laffer dinâmica procurando descrever os limites de atuação governamental. A principal função do governo na economia é fornecer bens e serviços públicos à população. Contudo, esses gastos devem ser financiados de alguma forma. Dessa forma, o papel que o Estado desempenha na economia costuma ser decisivo para modificar substancialmente a estrutura tributária. Adicionalmente, deve-se ressaltar que o papel atribuído ao Estado está intrinsecamente ligado ao pensamento econômico dominante.

As variáveis fiscais têm na sua exogeneidade uma importante fonte de distúrbios que pode refletir-se em desequilíbrios macroeconômicos. Essa relação pode ser facilmente verificada pela restrição orçamentaria do governo. Por outro lado, as economias que se utilizam do mecanismo de metas de inflação – como a brasileira desde 1999 – necessitam de um maior comprometimento das variáveis fiscais no atendimento da restrição fiscal do governo por meio do uso das receitas e dos gastos públicos.

Em outras palavras, a postura fiscal das finanças públicas deve ser administrada de forma sustentável. Se a relação dívida/PIB crescer indefinidamente, então a preocupação de que o governo não será capaz de cumprir suas obrigações da dívida, sem ter que recorrer à emissão de moeda – que traz consigo a ameaça de uma elevada inflação ou mesmo um processo hiperinflacionário – pode fazer com que o setor privado não se disponibilize em manter a dívida pública. Uma alternativa é estabelecer metas numa tentativa de alcançar uma situação orçamentária sustentável, ou seja, manter a relação dívida/PIB constante ao longo do tempo, ou de um ciclo administrativo completo. Do ponto de vista temporal, o déficit público torna-se uma variável-chave quando avaliado em torno dos instrumentos e dos objetivos das políticas macroeconômicas.

O debate a respeito da conduta fiscal, mais especificamente em relação à dinâmica da dívida pública está intimamente relacionado com a hipótese da curva de Laffer dinâmica. Para um dado caminho de expansão dos gastos governamentais reduções na carga tributária poderiam levar a menores déficits no curto prazo, enquanto, no longo prazo, o governo poderia quitar a sua dívida sem necessariamente ter que aumentar a carga tributária da economia. Uma vez que a economia está sujeita a uma curva de Laffer dinâmica, menores níveis da carga tributária (menores alíquotas médias) podem acelerar o crescimento econômico, além de expandir suficientemente as bases de arrecadação garantindo assim, maiores níveis de receita a níveis menores de alíquotas.

Utilizando dados trimestrais para o período de 1997 a 2009, as evidências encontradas sustentaram a hipótese de que a economia brasileira está sujeita a uma curva de Laffer dinâmica, ou seja, existe espaço para uma redução tributária no sentido de melhorar a inter-relação macroeconômica entre as variáveis reais da economia de modo a expandir o ritmo de crescimento econômico. Observou-se que a produtividade marginal do capital responde negativamente a variações na carga tributária e positivamente a variações na composição do déficit está de acordo com a visão da curva de Laffer dinâmica, pois a troca de tributos por dívida pública exerce efeitos altamente favoráveis à produtividade marginal do capital, apesar de o efeito do gasto público ser negativo.

Nessa perspectiva, concluiu-se que governo tem o papel social de promover gastos em investimentos públicos que incentivam a produtividade do setor privado e, conseqüentemente, a taxa de crescimento, uma vez que a economia brasileira está

sujeita a uma curva de Laffer dinâmica. Porém, a economia brasileira necessita de alguns ajustes para expandir o ritmo de crescimento econômico. As responsabilidades do Estado na provisão de bens e serviços públicos precisam ser atendidas com eficiência de forma a reduzir desperdícios, expandir a capacidade de se investir em infraestrutura e apoiar o desenvolvimento tecnológico do país.

Num segundo momento, o objetivo do trabalho foi verificar a presença da equivalência ricardiana e suas repercussões sobre a economia brasileira. Utilizando dados trimestrais de 1997 a 2009, os resultados evidenciaram que a economia brasileira não está sujeita à hipótese da equivalência ricardiana. Observou-se que os gastos do governo são ignorados pelo setor privado enquanto a carga tributária e da dívida pública afetam negativamente o consumo *per capita* agregado. Por outro lado, os resultados evidenciaram que a estimativa dos juros da dívida pública não afeta o consumo *per capita* agregado.

Além do mais, procedeu-se ao teste de superexogeneidade nos parâmetros da função consumo estimada para testar a hipótese da equivalência ricardiana e verificou-se que os mesmos podem ser considerados superexógenos, ou seja, os resultados podem ser considerados seguros para se inferir a respeito de políticas públicas por meio da equação estimada. Esses resultados, conjuntamente, demonstram que uma redução tributária no país pode trazer benefícios para os agentes dado que o consumo agregado aumentaria. Considerando o consumo agregado como uma medida de bem-estar então, nesse sentido, o bem-estar nacional seria ampliado. Ademais, este aumento geraria efeitos positivos tanto sobre a renda quanto sobre o restante das variáveis macroeconômicas.

A principal limitação deste trabalho reside no fato de que os resultados não sugerem como uma reforma tributária deve ser feita. Outra limitação se deve a especificação dos modelos utilizados dado que existem inúmeras outras formas funcionais que podem ser utilizadas. Outra limitação na economia brasileira refere-se a disponibilidade de dados para a efetuar a análise.

Uma sugestão para trabalhos futuros é o desenvolvimento de modelos mais sofisticados que incorporarem propostas de reformas tributárias específicas a fim de fornecer melhores evidências a respeito do caminho a ser trilhado por um redirecionamento da conduta fiscal brasileira.

REFERÊNCIAS

AGELL, Jonas; PERSSON, Mats. **On the analytics of the dynamic Laffer curve.** Journal of Monetary Economics. Vol. 48, 2001. p. 397–414.

ASCHAUER, D. **Does public capital crowd out private capital?** Journal of Monetary Economics. Vol. 24, 1989. p.171-188.

AUERBACH, Alan. Tax reform, capital allocation, efficiency, and growth. In: AARON, H. J; GALE, W. G. **Economic effects of fundamental tax reform.** Brookings Institution ,Washington D.C. 1996. p. 29-73.

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

BARRO R.; SALA-I-MARTIN, X. **Public finance in models of economic growth.** Review of Economic Studies, 59, 1992. p. 645-61.

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

BARRO, Robert J. **Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth.** Journal of Political Economy. Vol. 98. October, part II, 1990. p. S103–S125.

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

BAUM, C. F.; SCHAFFER, M. E.; STILLMAN, S. **IVREG2: Stata module for extended instrumental variables/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML, and k-class regression.** Boston College Department of Economics, Statistical Software Components. 2007.

BECKER, T. **An Investigation of Ricardian Equivalence in a Common Trends Model.** Journal of Monetary Economics. Vol. 39, 1997. p .405-431.

BECSI, Zsolt. **The shifty Laffer curve.** Economic Review. Federal Reserve Bank of Atlanta. N. 85. 2000. p. 53-64.

BEGHIN, Nathalie; CHAVES, José Valente; RIBEIRO, José Aparecido Carlos. Gastos tributários sociais de âmbito federal: uma proposta de dimensionamento. In: CASTRO, J. A.; SANTOS, C. H. M.; RIBEIRO, J. A. C. **Tributação e Equidade no Brasil: um registro da reflexão do Ipea no biênio 2008-2009.** IPEA. Brasília, 2010. p. 375-408.

BERNHEIM, B.D. Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence. In: Fisher, S. **NBER Macroeconomics Annual 1987.** MIT Press, Cambridge, 1987. p. 263-304.

BIASOTO Jr., Geraldo. O sistema tributário brasileiro: uma trajetória de fragmentação. In: PINTO, Márcio P. A.; BIASOTO Jr., Geraldo. **Política fiscal e desenvolvimento no Brasil.** Campinas, São Paulo. Editora da Unicamp, 2006. Cap. 2 p. 39-74.

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

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

BRUCE, Neil; TURNOVSKY, Stephen J. **Budget Balance, Welfare, and the Growth Rate: "Dynamic Scoring" of the Long-Run Government Budget.** Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 31, No. 2. May, 1999. p. 162-186.

BUCHANAN, J.M. **Barro on the Ricardian Equivalence Theorem.** Journal of Political Economy. Vol. 84, 1976. p. 337-342.

CAMPBELL, J. Y.; MANKIW, N. G. Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence. In: **NBER Macroeconomics Annual 1989.** Volume 4, p. 185-246. National bureau of economic research, 1989.

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

CARLUCCI, Fabio Nogueira. **Equivalência Ricardiana: testes de exogeneidade por meio de séries simuladas.** 110 páginas. Tese de Doutorado. Universidade Católica de Brasília. 2009.

CEBULA, R.J.; HUNG, C.S.; MANAGE, N. D. **Ricardian Equivalence, Budget Deficits, and Saving in the United States, 1955:1-1991:4.** Applied Economics Letters. Vol. 3, 1996. p. 525-528.

CHOW, G.; LIN, A. **Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series.** Review of Economics & Statistics. Vol. 53. 1971. p. 372-375.

CLEMENTE, J.; MONTANES, A.; REYES, M. **Testing for a unit root in variables with a double change in the mean.** Economics Letters 59, 1998. p.175-182.

CORREIA, Fernando Motta. **Preferências fiscais e limites cíclicos orçamentários.** Tesouro Nacional, XIV Prêmio. Brasília: ESAF, 2010. p. 27.

DALAMAGAS, Basil. **Endogenous growth and the dynamic Laffer curve.** Applied Economics. Vol. 30. N. 1. 1998a. P. 63-75.

DALAMAGAS, Basil. **Testing the Validity of the Laffer-Curve Hypothesis.** Annales d'Economie et de Statistique. N. 52. Oct-Dec, 1998b. P. 77-102.

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

EASTERLY, William; REBELO, Sergio. **Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation.** Journal of Monetary Economics. Vol. 32. December, 1993. p. 417-458.

EHRHART, H.; MINEA, A.; VILLIEU, P. **Deficit, seigniorage and the growth laffer curve in developing countries.** CERDI, Etudes et Documents. December, 2009. p. 25.

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

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

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

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

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

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

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

EVANS, P. **Consumers are not Ricardian: evidence from nineteen countries.** Economic Inquiry. Vol. 31, p. 534-548, 1993.

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

FELDSTEIN, M. **Government Deficits and Aggregate Demand.** Journal of Monetary Economics. Vol. 9, 1982. p. 1-20.

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

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

FULLERTON, D. **On the possibility of an inverse relationship between tax rates and government revenues.** Journal of Public Economics. Vol. 19, 1982. p. 3-22.

FURTADO, Celso. **Formação de capital e desenvolvimento econômico.** In: GARWALA, A. N.; SINGH, S. P. (Org.). A economia do subdesenvolvimento. Rio de Janeiro, Editora Forense. 1969.

GOBETTI, S. W; ORAIR, R. O. **Classificação e análise das despesas publicas federais pela ótica macroeconômica (2002-2009).** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Brasília: 2010. p. 40.

GRAHAM, F. C; HIMARIOS, D. **Consumption, Wealth and Finite Horizons: Tests of Ricardian Equivalence.** Economic Inquiry. Vol. 39. 1996. p. 527-544.

HALL, A.R. *et al.* **Information in Generalized Method of Moments Estimation and Entropy-based Moment Selection.** Journal of Econometrics, Vol. 38, 2007. p. 488-512.

HANSEN, L.P. **Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.** Econometrica. Vol. 50. 1982. p. 1029-1054.

HAQUE, N. **Fiscal Policy and Private Saving Behavior in Developing Countries.** International Monetary Fund Staff Papers 35, 1988. p. 316-335.

HAUG, A.A. **Ricardian Equivalence, Rational Expectations, and the Permanent Income Hypothesis.** Journal of Money, Credit and Banking, 22, 1990. p. 305-326.

HAUWE, Ludwig Van Den. **The Case for Supply-Side Economics Revisited: The Effect of Time Preference.** European Journal of Law and Economics. Vol. 10, 2000. p. 139-160.

HAYASHI, F. **Econometrics.** Princeton University Press, Princeton. 2000.

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

HEIJMAN, W. J. M.; VAN OPHEM, J. A. C. **Willingness to pay tax: The Laffer curve revisited for 12 OECD countries.** Journal of Socio-Economics. Vol. 34, 2005. p. 714-723.

HIMARIOS, D. **Euler Equation Tests of Ricardian Equivalence.** Economics Letters, Vol. 48, 1995. p. 165-172.

HSING, Y. **Estimating the Laffer Curve and Policy Implications.** Journal of Socio-Economics. Vol. 25, 1996. p. 395-401.

IRELAND, P. **Supply-side economics and endogenous growth.** Journal of monetary economics. Vol. 33. 1994. P. 559-571.

ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. **Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time - series evidence from 1947-1992.** Journal of Development Economics, v. 62, p. 131-147, 2000.

JONES, L.E.; MANUELLI, R.E.; ROSSI, P.E. **Optimal taxation in models of endogenous growth.** Journal of Political Economy. Vol. 101, 1993. p. 485-517.

JONES, L.E.; MANUELLI, R. **A convex model of equilibrium growth: theory and policy implications.** Journal of Political Economy. Vol. 98, 1990. p. 1008-1038.

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

KING, R.G.; REBELO, S. **Public policy and economic growth: developing neoclassical implications.** Journal of Political Economy. Vol. 98, 1990. p. 126-150.

KNELLER, Richard. **Fiscal policy in models of economic growth: theory and evidence.** PhD thesis, p. 297. University of Nottingham, 1998.

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

LAFFER, A.B. The Ellipse: an explanation of the Laffer curve in a two-factor model. In: CANTON, V.A.; KADLEC, C.W.; LAFFER, A.B. **The Financial Analyst's Guide to Fiscal Policy.** Greenwood Press, New York, 1986. p. 1-35.

LEVY, Paulo Mansur. A política fiscal no período Pós-Real: desempenhos e instituições. In: SOUSA, Maria da Conceição Sampaio de, *et alia*. **Economia pública brasileira.** Brasília, Distrito Federal. Escola de Administração Fazendária (ESAF)/Universidade de Brasília (UNB), 2010. Cap. 1 p. 21-52.

]

LEIDERMAN, L.; RAZIN, A. **Testing Ricardian Equivalence with Intertemporal Stochastic Model.** Journal of Money, Credit, Banking, 20, 1-21. 1988

LUCAS Jr., R. E. Econometric policy evaluation: a critique. In: BRUNNER, K; MELTZER, A. H. **The Phillips curve and labor markets**. Journal of monetary economics. Supplementary issue, 1976. P. 19-46.

LUCAS, Vander. Algumas especificidades da tributação do consumo no Brasil. In: SOUSA, Maria da Conceição Sampaio de, *et al.*. **Economia pública brasileira**. Brasília, Escola de Administração Fazendária (ESAF)/Universidade de Brasília (UNB), 2010. Cap. 8 p. 203-216.

MARGARIDO, Mario Antonio; JUNIOR, Helcio de Medeiros. **Teste para mais de uma raiz unitária: uso do software SAS na elaboração de uma rotina para o teste dickey-pantula**. Pesquisa & Debate. São Paulo, volume 17. Número 1 (29), 2006. p. 149-170.

MELLO, Luiz de. Ajuste fiscal no Brasil: conquistas e desafios. In: SOUSA, Maria da Conceição Sampaio de, *et al.*. **Economia pública brasileira**. Brasília, Escola de Administração Fazendária (ESAF)/Universidade de Brasília (UNB), 2010. Cap. 2 p. 53-70.

MITCHELL, Daniel. **The correct way to measure the revenue impact of changes in tax rates**. The Heritage Foundation: Executive Summary. N. 1544. May, 2002. p. 19.

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

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

NOVALES, Alfonso; RUIZ, Jesus. **Dynamic Laffer curves**. Journal of Economic Dynamics & Control. Vol. 27, 2002. p. 181-206.

NG, Serena; PERRON, Pierre. **Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power**. Econometrica, Vol. 69(6), 2001. p. 1519-1554.

PAES, Nelson, L; BUGARIN, Mirta, N. S. **Reforma tributária: impactos distributivos, sobre o bem estar e a progressividade**. Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro. vol. 60. N.01. jan-mar, 2006. P. 33-56.

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

PECORINO, Paul. **Tax rates and tax revenues in a model of growth through human capital accumulation**. Journal of Monetary Economics, vol. 36, 1995. p. 527-539.

PEREIRA, Ricardo A. C; FERREIRA, Pedro C. **Avaliação dos Impactos Macroeconômicos e de Bem-Estar da Reforma Tributária no Brasil**. Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro. vol. 64. N.02. abr-jun, 2010. P. 191-208.

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

REBELO, Sergio. **Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth.** Journal of Political Economy. Vol. 99. June, 1991. p. 500–521.

REIS, Eustáquio *et al.* **Renda permanente e poupança precaucional: evidência empírica para o Brasil no passado recente.** Ensaios Econômicos, EPGE. N. 338, 1998.

REZENDE, F; OLIVEIRA, F; ARAÚJO, E. **O dilema fiscal: remendar ou reformar?** Rio de Janeiro. Editora da FGV, 2007. P. 207.

RICCIUTI, Roberto. **Assessing Ricardian Equivalence.** Società italiana di economia pubblica. Working Papers, March. 2001. p. 34.

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

ROMER, Paul M. **Increasing Returns and Long-Run Growth.** Journal of Political Economy. Vol. 94, October, 1986. 1002–1037.

SACHSIDA, A.; TEIXEIRA, J. R. Ricardian equivalence, Lucas critic and exogeneity Tests. Catholic University Working Paper. 2000.

SACHSIDA, A; CARLUCCI, Fabio N. **Dívida pública afeta variáveis reais? Um teste alternativo da equivalência ricardiana por meio de testes de superexogeneidade em series simuladas.** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Brasília: 2010. p. 95.

SEATER, J. **Are Future Taxes Discounted?** Journal of Money, Credit and Banking. Vol. 14, No.3. Aug., 1982. p. 376-389.

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

SLEMROD, J; BAKIJA, J. **Taxing ourselves.** MIT PRESS. Cambridge, MA. 1996.

STOCK, J. H.; WRIGHT, J. H.; YOGO, M. **A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments.** Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 20. 2002. p. 518-529.

STUART, C. **Swedish tax rates, labor supply and tax revenues.** Journal of Political Economy. Vol. 89, 1981. p. 1020–1038.

TAFNER, Paulo. **Brasil: o Estado de uma Nação – Mercado de Trabalho, Emprego e Informalidade.** Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicada (IPEA). Rio de Janeiro: 2006. p. 533.

TRABANDT, M.; UHLIG, H. **How far are we from the slippery slope? The Laffer curve revisited.** CEPR. Discussion Paper No. 5657. 2006

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

TOURINHO, Octávio A. F; ALVES, Yann L. B; SILVA, Napoleão L. C. **Implicações Econômicas da Reforma Tributária: Análise com um Modelo CGE.** Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro. vol. 64. N.03. jul-set, 2010. P. 307-340.

UZAWA, Hirofumi. **Optimal Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth.** International Economic Review. Vol. 6. January, 1965. 18–31.

VAN RAVESTEIN, A.; VIJLBRIEF, H. **Welfare cost of higher taxes: an empirical Laffer curve for the Netherlands.** De Economist. Vol. 136, 1988. p. 205–219.

VIANNA, S. T. W.; BRUNO, M. A. P.; MODENESI, A. M. **Macroeconomia para o desenvolvimento: crescimento, estabilidade e emprego.** IPEA. Brasília, 2010. p. 410.

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

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

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

ZIVOT, Eric; WANG, Jiahui. **Modelling Financial Time Series with S-PLUS.** Second Edition. 2006. p. 1002.

ANEXOS

ANEXO A

Tabela A1 – Variáveis utilizadas no trabalho.

Núm.	Descrição	Unidade	Frequência	Fonte	Periodicidade
01	Arrecadação das receitas federais - receita bruta	Milhões (R\$)	MENSAL	RFB	1997 a 2009
02	Arrecadação do ICMS	Milhões (R\$)	MENSAL	CONFAZ/COTEPE	1997 a 2009
03	Arrecadação do IPVA	Milhões (R\$)	MENSAL	CONFAZ/COTEPE	1997 a 2009
04	Arrecadação do ITCD	Milhões (R\$)	MENSAL	CONFAZ/COTEPE	1997 a 2009
05	Arrecadação de Outros	Milhões (R\$)	MENSAL	CONFAZ/COTEPE	1997 a 2009
06	Arrecadação de Outros Tributos	Milhões (R\$)	MENSAL	CONFAZ/COTEPE	1997 a 2009
07	Arrecadação de Taxas	Milhões (R\$)	MENSAL	CONFAZ/COTEPE	1997 a 2009
08	Capital fixo - formação bruta	Milhões (R\$)	TRIMESTRAL	IBGE	1997 a 2009
09	Consumo final - administração pública	Milhões (R\$)	TRIMESTRAL	IBGE	1997 a 2009
10	Consumo final – famílias	Milhões (R\$)	TRIMESTRAL	IBGE	1997 a 2009
11	Demais receitas - receita bruta	Milhões (R\$)	MENSAL	RFB	1997 a 2009
12	Despesas - benefícios previdenciários e não previdenciários	Milhões (R\$)	MENSAL	MPS	1997 a 2009
13	Dívida líquida do setor público - total - setor público consolidado	Milhões (R\$)	MENSAL	BCB	1997 a 2009
14	Exportações - bens e serviços	Milhões (R\$)	TRIMESTRAL	IBGE	1997 a 2009
15	Fluxo de caixa da previdência - despesas – total	Milhões (R\$)	MENSAL	MPS	1997 a 2009
16	IGP-DI – geral	Índice (ago. 1994 = 100)	MENSAL	FGV	1997 a 2009
17	Juros nominais - total - setor público consolidado	Milhões (R\$)	MENSAL	BCB	1997 a 2009
18	PIB - preços de mercado	Milhões (R\$)	TRIMESTRAL	IBGE	1997 a 2009
19	População economicamente ativa (PEA)	Habitantes – milhões	ANUAL	IBGE	1997 a 2009
20	População economicamente ativa (PEA) - Regiões Metropolitanas	Habitantes – milhões	MENSAL	IBGE	1997 a 2009
21	População residente	Habitantes – milhões	ANUAL	IBGE	1997 a 2009
22	Receita tributária total – municipal	Milhões (R\$)	ANUAL	STN	1997 a 2009
23	Resultado nominal - total - setor público consolidado	Milhões (R\$)	MENSAL	BCB	1997 a 2009
24	Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada	% a.a.	MENSAL	BCB	1997 a 2009
25	Títulos privados em poder do público	Milhões (R\$)	MENSAL	BCB	1997 a 2009
26	Valor das empresas listadas na Bovespa	Milhões (R\$)	MENSAL	BCB	1997 a 2009

Nota: IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. CONFAZ – Conselho Nacional de Política Fazendária. COTEPE – Comissão Técnica Permanente. STN - Secretaria do Tesouro Nacional. MPS - Ministério da Previdência Social. FGV - Fundação Getúlio Vargas. BCB - Banco Central do Brasil.

Tabela A2 – Testes de raiz unitária.

Teste	CMR (2 quebras estrut.)			CMR (1 quebra estrut.)			Ng-Perron		
Variável	Nível	Dif.	VC 5%	Nível	Dif.	VC 5%	Nível	Dif.	VC 5%
Modelo função de produção									
<i>y</i>	-2,6740	-7,8080	-5,4900	-2,3740	-4,1540	-3,5600	-0,9612	-23,8691	-8,1000
<i>k</i>	-4,0390	-4,0960	-5,4900	-2,9540	-5,3810	-3,5600	-1,6219	-23,6581	-8,1000
<i>G</i>	-3,6950	-8,3550	-5,4900	-2,9480	-2,6320	-3,5600	-0,8731	-23,4251	-8,1000
Modelo produtividade marginal do capital									
<i>MP</i>	-4,4060	-4,6350	-5,4900	-3,6960	-5,5920	-3,5600	-7,2993	-24,9913	-8,1000
τ	-6,7440	-11,2120	-5,4900	-6,0210	-6,3660	-3,5600	-0,8217	-15,1693	-8,1000
<i>DEF</i>	-0,8240	-4,0100	-5,4900	-0,5680	-4,1810	-3,5600	-7,3559	-16,2326	-8,1000
Modelo função consumo									
<i>C</i>	-3,3550	-6,3160	-5,4900	-3,2830	-3,4200	-3,5600	-3,0813	-1,8444	-8,1000
<i>Y</i>	-3,9110	-4,5240	-5,4900	-2,1470	-4,6550	-3,5600	-1,2765	-0,4176	-8,1000
<i>G</i>	-2,2700	-5,7720	-5,4900	-2,4060	-1,8750	-3,5600	-3,8095	-5,7279	-8,1000
<i>W</i>	-3,6460	-5,2160	-5,4900	-2,5060	-2,9440	-3,5600	-5,5920	-38,1562	-8,1000
<i>A</i>	-0,9950	-1,5870	-5,4900	-2,2020	-0,2610	-3,5600	-5,1923	-13,1964	-8,1000
<i>TR</i>	-1,6540	-6,0790	-5,4900	-2,2400	-3,6810	-3,5600	-826,3463	-1,2186	-8,1000
<i>T</i>	-1,3260	-4,0770	-5,4900	-0,0510	-6,0070	-3,5600	-73,1178	-1,2417	-8,1000
<i>J</i>	-1,0470	-3,7610	-5,4900	-2,5370	-3,9450	-3,5600	-7,1371	-27866,8023	-8,1000
<i>B</i>	-3,9220	-6,7470	-5,4900	-3,5640	-5,9400	-3,5600	-1,2409	-22,3236	-8,1000

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: Dif. - representa primeira diferença; VC 5% representa o valor crítico a 5% de significância.

Tabela A3 – Testes de cointegração de Johansen.

Hipótese	Autovalor	Teste do Traço	Teste do máximo autovalor
Modelo função de produção			
H(0)	0,337215	30,373791 +	20,565207
H(1)	0,152673	9,808585	8,283428
H(2)	0,030043	1,525157	1,525157
Modelo função consumo			
H(0)	0,794619	308,298713 ++	74,395853 **
H(1)	0,760685	233,902859 ++	67,208776 **
H(2)	0,662642	166,694084 ++	51,070649 *
H(3)	0,541569	115,623435 ++	36,657389
H(4)	0,453616	78,966046 ++	28,408378
H(5)	0,383946	50,557668 +	22,767795
H(6)	0,301978	27,789874	16,896742
H(7)	0,188036	10,893132	9,790068
H(8)	0,023196	1,103063	1,103063
Modelo marginal BJG			
H(0)	0,359582	31,414217 +	20,499144
H(1)	0,210766	10,915074	10,887852
H(2)	0,000592	0,027222	0,027222
Modelo marginal TTR			
H(0)	0,441041	27,496975 +	26,175562 *
H(1)	0,028938	1,321413	1,321413
Modelo marginal AW			
H(0)	0,371676	25,721307 ++	21,376200 **
H(1)	0,090135	4,345108 +	4,345108 *

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: ++** estatisticamente significativo em nível de 1%; +* estatisticamente significativo em nível de 5%.

ANEXO B

Tabela B1 – Estimativas da equação (19) por 2SLS e GMM.

Modelo	2SLS		GMM	
<i>A</i>	4,143480 (0,664797)	***	4,075765 (0,398258)	***
α	0,377885 (0,069492)	***	0,352702 (0,041907)	***
γ	0,100292 (0,090513)	ns	0,121023 (0,053210)	**
<i>d1</i>	-0,095675 (0,016109)	***	-0,097897 (0,010676)	***
<i>d2</i>	-0,064886 (0,018578)	***	-0,071786 (0,015276)	***
<i>d3</i>	-0,073384 (0,027231)	***	-0,077300 (0,019915)	***
R^2	0,918155		-	
P(J)	0,062470		0,235471	
DW	1,337225		-	
White	Sim		-	
BPG	Sim		-	
BG	Sim		-	
Chow	Sim		Sim	
Endogeneidade	-		Não	
Ortogonalidade	-		Sim	
Relevância Inst.	-		Sim	

Fonte: Resultado da pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ^{ns} não significativo. P(J) é a probabilidade da estatística J; DW é a estatística Durbin-Watson; BPG é o teste Breusch-Pagan-Godfrey; White é o teste de White; BG é o teste Breusch-Godfrey; Chow é o teste de Chow. As estimativas de OLS foram corrigidas pela matriz de Newey-West (autocorrelação e heterocedasticidade). As variáveis *dummy* representam as quebras estruturais do modelo, sendo que: d1 assume o valor 1 para o período de 1999Q1 a 2002Q3 e 0, caso contrário; d2 assume o valor 1 para o período de 2002Q4 a 2008Q2 e 0, caso contrário; e d3 assume o valor 1 para o período de 2008Q3 a 2009Q4 e 0, caso contrário.

Tabela B2 – Testes de Heterocedasticidade, Autocorrelação e Quebra Estrutural das equações (19), (32) e (53).

Teste	White	BPG	BG	Chow
Função de produção				
Estatística <i>F</i>	1,537750	3,622691	5,723306	13,36854
Probabilidade	0,147107	0,007726	0,016741	0,000000
Função produtividade marginal do capital				
Estatística <i>F</i>	1,846970	2,724712	11,243366	23,546358
Probabilidade	0,082988	0,020392	0,000799	0,000000
Função consumo				
Estatística <i>F</i>	-	3,188055	27,491631	1,482087
Probabilidade	-	0,005745	0,000007	0,236275

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: White – Teste de Heterocedasticidade de White. BPG – Teste de Heterocedasticidade de Breusch-Pagan-Godfrey. BG – Teste de Autocorrelação de Breusch – Godfrey. Chow – Teste de quebra estrutural de Chow.

Tabela B3 – Testes de Endogeneidade das equações (19), (32) e (53).

Variável	Estatística J	Graus de liberdade	Probabilidade
Função de produção			
<i>k</i>	0,116031	1	0,733379
<i>G</i>	0,002181	1	0,962750
<i>todos</i>	0,069368	2	0,965911
Função produtividade marginal do capital			
$\Delta\tau$	0,072871	1	0,787202
<i>DEF</i>	0,206789	1	0,649295
Δk	0,021830	1	0,882540
ΔG	0,027176	1	0,869062
<i>todos</i>	0,406847	4	0,981912
Função consumo			
<i>Y</i>	0,368036	1	0,544077
<i>G</i>	0,428145	1	0,512900
<i>W</i>	0,182677	1	0,669082
<i>A</i>	0,409450	1	0,522249
<i>TR</i>	0,025121	1	0,874065
<i>T</i>	0,901231	1	0,342452
<i>J</i>	0,102203	1	0,749201
<i>B</i>	0,111184	1	0,738800
<i>todos</i>	2,477814	8	0,962757

Fonte: Resultado de pesquisa.

Tabela B4 – Teste de Ortogonalidade e Relevância instrumental da equação (19).

Teste	Relevância instrumental				Ortogonalidade		
Variável	<i>k</i>		<i>G</i>		J stat.	Df.	Prob.
<i>Const.</i>	-3,455577 (2,103013)	Ns	-4,062213 (2,794553)	ns	0,826530	1	0,363278
<i>y</i> _{<i>t</i>-1}	0,647057 (0,215380)	***	0,228704 (0,286204)	ns	2,218688	1	0,136349
<i>k</i> _{<i>t</i>-1}	0,537318 (0,116788)	***	0,107457 (0,155192)	ns	3,431763	1	0,063954
<i>G</i> _{<i>t</i>-1}	0,147581 (0,097521)	ns	0,552610 (0,129589)	***	0,173297	1	0,677198
<i>d1</i> _{<i>t</i>-1}	0,055337 (0,040127)	ns	-0,027209 (0,053322)	ns	0,191504	1	0,661668
<i>d2</i> _{<i>t</i>-1}	0,065005 (0,073529)	ns	-0,054742 (0,097707)	ns	0,032261	1	0,857456
<i>d3</i> _{<i>t</i>-1}	0,002182 (0,077890)	ns	-0,037804 (0,103503)	ns	0,086882	1	0,768178
<i>JR</i> _{<i>t</i>-1}	-0,078924 (0,015489)	***	0,012525 (0,020583)	ns	0,900069	1	0,342763
<i>X</i> _{<i>t</i>-1}	-0,115232 (0,059686)	*	0,098724 (0,079312)	ns	0,317454	1	0,573142
<i>B</i> _{<i>t</i>-1}	0,091885 (0,156015)	ns	0,455013 (0,207318)	**	0,001813	1	0,966039
<i>R</i> ²	0,950762		0,930251				
<i>F</i>	87,965045		60,757935				
Prob(<i>F</i>)	0,000000		0,000000				

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ns não significativo. As variáveis *dummy* representam as quebras estruturais do modelo, sendo que: d1 assume o valor 1 para o período de 1999Q1 a 2002Q3 e 0, caso contrário; d2 assume o valor 1 para o período de 2002Q4 a 2008Q2 e 0, caso contrário; e d3 assume o valor 1 para o período de 2008Q3 a 2009Q4 e 0, caso contrário.

Tabela B5 – Teste de Ortogonalidade e Relevância instrumental da equação (32).

Teste	Relevância instrumental						Ortogonalidade				
Variável	$\Delta\tau$		DEF		Δk		ΔG	J stat.	Df.	Prob.	
$Const.$	-0,891989 (8,537924)	ns	0,817022 (2,235837)	ns	-17,517091 (39,135512)	ns	3219,219858 (3490,131999)	0,380598	1	0,537283	
MP_{t-1}	9,311586 (7,753164)	ns	0,748229 (2,030331)	ns	135,042477 (35,538384)	***	2301,788526 (3169,337647)	0,608852	1	0,43522	
$\Delta\tau_{t-1}$	-0,846487 (0,185666)	***	0,079011 (0,048621)	ns	-0,279258 (0,851041)	ns	24,397300 (75,896415)	0,116791	1	0,732541	
DEF_{t-1}	0,187263 (0,640143)	ns	0,867683 (0,167635)	***	-6,654803 (2,934239)	**	131,537624 (261,677420)	0,140797	1	0,70749	
Δk_{t-1}	0,139859 (0,066758)	**	-0,019726 (0,017482)	ns	1,237352 (0,306002)	***	31,187511 (27,289435)	0,003476	1	0,952984	
ΔG_{t-1}	0,000289 (0,000503)	ns	-0,000188 (0,000132)	ns	0,002990 (0,002307)	ns	-0,522868 (0,205750)	**	0,073419	1	0,786422
$d1_{t-1}$	0,500959 (2,499615)	ns	-0,717582 (0,654577)	ns	-8,487835 (11,457551)	ns	1494,413617 (1021,792338)	0,727788	1	0,393601	
$d2_{t-1}$	2,068853 (2,888852)	ns	-0,036332 (0,756507)	ns	9,424900 (13,241708)	ns	1796,338109 (1180,904707)	0,575616	1	0,448036	
$d3_{t-1}$	-1,390230 (2,307400)	ns	0,600462 (0,604242)	ns	-21,614518 (10,576493)	**	-1316,018961 (943,218941)	0,503756	1	0,477854	
MP_{t-2}	-7,899941 (7,689816)	ns	0,148932 (2,013742)	ns	-121,833500 (35,248014)	***	-4293,338085 (3143,442256)	0,14794	1	0,700512	
$\Delta\tau_{t-2}$	-0,303684 (0,185556)	ns	0,037942 (0,048592)	ns	0,116189 (0,850536)	ns	15,977633 (75,851366)	0,091186	1	0,762675	
DEF_{t-2}	-0,151983 (0,698346)	ns	-0,305381 (0,182877)	*	5,441850 (3,201029)	*	-133,831460 (285,470005)	0,014878	1	0,90292	
Δk_{t-2}	0,042074 (0,042275)	ns	-0,016335 (0,011071)	ns	-0,136288 (0,193776)	ns	-1,574139 (17,281113)	0,000338	1	0,985341	
ΔG_{t-2}	0,000062 (0,000489)	ns	-0,000245 (0,000128)	*	-0,001671 (0,002241)	ns	-0,084304 (0,199830)	0,195727	1	0,658192	
$d1_{t-2}$	-2,093383 (2,854540)	ns	-0,485497 (0,747522)	ns	0,891741 (13,084431)	ns	-218,593039 (1166,878645)	0,266523	1	0,605674	
$d2_{t-2}$	-4,672308 (3,257024)	ns	-1,003679 (0,852921)	ns	-15,501922 (14,929306)	ns	-294,601118 (1331,405857)	0,181116	1	0,670416	
$d3_{t-2}$	2,413769 (2,399660)	ns	-0,817862 (0,628402)	ns	30,221935 (10,999386)	***	1225,231547 (980,932834)	0,02349	1	0,878189	
ΔJR_{t-1}	-0,038882 (0,082485)	ns	-0,032424 (0,021600)	ns	-0,474889 (0,378088)	ns	20,487152 (33,718149)	0,011191	1	0,915749	
ΔJR_{t-2}	0,073057 (0,059299)	ns	-0,007121 (0,015529)	ns	-0,201151 (0,271810)	ns	84,020524 (24,240173)	***	0,084862	1	0,770814
R^2	0,572647		0,934956		0,593582		0,550865				
F	2,233309		23,956971		2,434204		2,044170				
Prob(F)	0,025005		0,000000		0,015097		0,040384				

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ^{ns} não significativo. As variáveis *dummy* representam as quebras estruturais do modelo, sendo que: d1 assume o valor 1 para o período de 1999Q1 a 2002Q3 e 0, caso contrário; d2 assume o valor 1 para o período de 2002Q4 a 2008Q2 e 0, caso contrário; e d3 assume o valor 1 para o período de 2008Q3 a 2009Q4 e 0, caso contrário.

Tabela B6 – Teste de Ortogonalidade e Relevância instrumental da equação (53).

Continua																
Teste		Relevância instrumental											Ortogonalidade			
Variável	Y		G		W		A		TR		T		J		B	J stat. df Prob.
Const.	-58,1303 (132,1031)	ns	-4,5966 (49,9061)	ns	-1329,7676 (1405,4526)	ns	91,0346 (175,4570)	ns	-35,1902 (18,8704)	*	-108,9653 (109,2908)	ns	-27,1286 (31,5529)	ns	1030,6845 (388,7143)	*** 0,7197 1 0,3962
C_{t-1}	0,1723 (0,3007)	ns	-0,1936 (0,1136)	*	2,9504 (3,1988)	ns	-0,0935 (0,3993)	ns	-0,0345 (0,0429)	ns	0,1170 (0,2487)	ns	0,0898 (0,0718)	ns	-1,1382 (0,8847)	ns 1,7509 1 0,1858
Y_{t-1}	0,7681 (0,2664)	***	0,0189 (0,1007)	ns	-2,4347 (2,8346)	ns	-0,1538 (0,3539)	ns	-0,0005 (0,0381)	ns	0,4856 (0,2204)	**	-0,1341 (0,0636)	**	0,2421 (0,7840)	ns 0,0015 1 0,9687
G_{t-1}	0,5956 (0,4443)	ns	1,3571 (0,1678)	***	2,5871 (4,7265)	ns	0,1757 (0,5901)	ns	-0,0112 (0,0635)	ns	0,3714 (0,3675)	ns	0,1533 (0,1061)	ns	2,5814 (1,3072)	** 0,0025 1 0,9597
W_{t-1}	0,0083 (0,0183)	ns	0,0080 (0,0069)	ns	0,5760 (0,1943)	***	0,0046 (0,0243)	ns	0,0014 (0,0026)	ns	-0,0380 (0,0151)	**	-0,0142 (0,0044)	***	-0,0172 (0,0537)	ns 1,3128 1 0,2519
A_{t-1}	0,1562 (0,1391)	ns	0,0487 (0,0525)	ns	-7,5475 (1,4794)	***	1,6011 (0,1847)	***	-0,0034 (0,0199)	ns	0,2257 (0,1150)	**	-0,0221 (0,0332)	ns	-0,4058 (0,4092)	ns 1,7750 1 0,1828
TR_{t-1}	2,4277 (1,5616)	ns	0,0078 (0,5899)	ns	-17,2578 (16,6140)	ns	2,6486 (2,0741)	ns	0,8853 (0,2231)	***	0,6338 (1,2919)	ns	0,0542 (0,3730)	ns	6,4598 (4,5950)	ns 0,0127 1 0,9103
T_{t-1}	-0,0619 (0,2377)	ns	0,0861 (0,0898)	ns	1,6331 (2,5292)	ns	-0,0745 (0,3158)	ns	0,0215 (0,0340)	ns	0,0548 (0,1967)	ns	-0,0184 (0,0568)	ns	0,2711 (0,6995)	ns 0,0090 1 0,9246
J_{t-1}	-0,9732 (0,6980)	ns	-0,1124 (0,2637)	ns	-13,2613 (7,4258)	*	-0,2898 (0,9270)	ns	0,0567 (0,0997)	ns	-0,0276 (0,5774)	ns	-0,5119 (0,1667)	***	-3,0415 (2,0538)	ns 0,0016 1 0,9678
B_{t-1}	0,0162 (0,0711)	ns	0,0145 (0,0268)	ns	0,4241 (0,7560)	ns	-0,0605 (0,0944)	ns	0,0094 (0,0102)	ns	0,0302 (0,0588)	ns	0,0251 (0,0170)	ns	0,4561 (0,2091)	** 0,6230 1 0,4299
C_{t-2}	-0,0335 (0,3035)	ns	0,2898 (0,1147)	**	-1,7262 (3,2290)	ns	0,0101 (0,4031)	ns	0,0512 (0,0434)	ns	-0,0241 (0,2511)	ns	-0,1667 (0,0725)	**	0,4039 (0,8931)	ns 0,0123 1 0,9116
Y_{t-2}	-0,0293 (0,2544)	ns	-0,0719 (0,0961)	ns	0,3170 (2,7061)	ns	0,0719 (0,3378)	ns	0,0035 (0,0363)	ns	-0,3383 (0,2104)	ns	0,1475 (0,0608)	**	-0,7560 (0,7484)	ns 0,6308 1 0,4271
G_{t-2}	-0,2565 (0,5724)	ns	-0,6230 (0,2163)	***	0,2753 (6,0900)	ns	0,2443 (0,7603)	ns	-0,0563 (0,0818)	ns	-0,6561 (0,4736)	ns	0,1300 (0,1367)	ns	0,2727 (1,6844)	ns 0,0161 1 0,8989

																Conclusão			
W_{t-2}	-0,0216 (0,0169)	ns	-0,0024 (0,0064)	ns	-0,0770 (0,1795)	ns	0,0105 (0,0224)	ns	-0,0003 (0,0024)	ns	0,0155 (0,0140)	ns	0,0007 (0,0040)	ns	-0,0520 (0,0496)	ns	0,3820	1	0,5365
A_{t-2}	-0,2381 (0,1808)	ns	0,0109 (0,0683)	ns	5,5075 (1,9236)	***	-0,7514 (0,2401)	***	0,0131 (0,0258)	ns	-0,2389 (0,1496)	ns	-0,0650 (0,0432)	ns	-0,0062 (0,5320)	ns	0,2517	1	0,6159
TR_{t-2}	-1,1028 (1,5230)	ns	0,2391 (0,5753)	ns	27,5369 (16,2028)	*	-2,3973 (2,0228)	ns	-0,0910 (0,2175)	ns	1,9632 (1,2600)	ns	0,0595 (0,3638)	ns	-5,5487 (4,4813)	ns	0,0044	1	0,9469
T_{t-2}	-0,0619 (0,2301)	ns	-0,0851 (0,0869)	ns	0,7152 (2,4477)	ns	0,0757 (0,3056)	ns	0,0364 (0,0329)	ns	0,1344 (0,1903)	ns	0,0337 (0,0550)	ns	0,1814 (0,6770)	ns	0,0876	1	0,7673
J_{t-2}	-0,4373 (0,7539)	ns	0,3669 (0,2848)	ns	-7,2612 (8,0206)	ns	-0,1483 (1,0013)	ns	-0,1424 (0,1077)	ns	0,3128 (0,6237)	ns	-0,4738 (0,1801)	***	-1,7814 (2,2183)	ns	0,0213	1	0,8839
B_{t-2}	0,1312 (0,0589)	**	0,0128 (0,0222)	ns	-0,0576 (0,6266)	ns	0,0390 (0,0782)	ns	0,0122 (0,0084)	ns	0,0616 (0,0487)	ns	-0,0106 (0,0141)	ns	-0,0231 (0,1733)	ns	0,1347	1	0,7136
R^2	0,9969		0,9958		0,9715		0,9880		0,9983		0,9960		0,6817		0,9344				
F	504,1043		368,1845		52,9437		128,1116		927,5293		383,1198		3,3319		22,1533				
Prob(F)	0,0000		0,0000		0,0000		0,0000		0,0000		0,0000		0,0021		0,0000				

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ^{ns} não significativo.

Tabela B7 – Modelos marginais da equação (53).

Continua											
Modelo Marginal T-TR				Modelo Marginal A-W				Modelo Marginal B-G-J			
Coint. Eq:				Coint. Eq:				Coint. Eq:			
TR_{t-1}	1,000000			W_{t-1}	1,000000			J_{t-1}	1,000000		
T_{t-1}	-0,294880 *** (0,009758)			A_{t-1}	-18,768316 *** (3,265702)			G_{t-1}	0,020185 ns (0,021852)		
								B_{t-1}	0,060886 *** (0,014477)		
<i>const.</i>	75,752155			<i>const.</i>	3725,140734			<i>const.</i>	-84,196892		
Error C.:	ΔTR	ΔT		Error C.:	ΔW	ΔA		Error C.:	ΔJ	ΔG	ΔB
CointEq1	-0,145811 * (0,076962)	3,137608 *** (0,399216)		CointEq1	-0,139808 *** (0,032227)	0,018711 *** (0,003517)		CointEq1	-0,749884 *** (0,181747)	-0,151219 ns (0,339038)	-5,958519 *** (2,093139)
ΔTR_{t-1}	0,558530 *** (0,118783)	-0,874549 ns (0,616144)		ΔW_{t-1}	-0,259008 * (0,136015)	-0,006657 ns (0,014845)		ΔJ_{t-1}	-0,405241 *** (0,153485)	-0,075789 ns (0,286318)	3,581144 ** (1,767659)
ΔTR_{t-2}	0,365439 *** (0,098606)	0,608720 ns (0,511484)		ΔW_{t-2}	-0,161333 ns (0,099537)	-0,023313 ** (0,010864)		ΔJ_{t-2}	-0,359304 *** (0,113406)	-0,026502 ns (0,211553)	1,469082 ns (1,306079)
ΔTR_{t-3}	0,202614 * (0,104282)	0,217663 ns (0,540928)		ΔA_{t-1}	-5,726456 *** (1,186866)	0,368202 *** (0,129541)		ΔG_{t-1}	0,095469 ns (0,101500)	0,439521 ** (0,189342)	-0,115968 ns (1,168955)
ΔT_{t-1}	0,002146 ns (0,015515)	0,365429 *** (0,080477)		ΔA_{t-2}	-2,911064 * (1,503119)	0,024022 ns (0,164058)		ΔG_{t-2}	0,304703 *** (0,110323)	0,006153 ns (0,205802)	-1,215024 ns (1,270573)
ΔT_{t-2}	-0,013974 ns (0,014414)	0,384275 *** (0,074770)						ΔB_{t-1}	0,025296 ** (0,011638)	-0,000511 ns (0,021710)	0,110413 ns (0,134031)
ΔT_{t-3}	0,002879 ns (0,016014)	0,073235 ns (0,083065)						ΔB_{t-2}	0,036692 *** (0,011651)	0,006301 ns (0,021734)	0,254326 * (0,134180)
<i>const.</i>	-0,612740 ns (0,841325)	-16,689113 *** (4,364079)		<i>const.</i>	-237,715370 *** (69,391596)	-14,353816 * (7,573772)		<i>const.</i>	-3,603161 ns (3,493311)	-8,231035 ns (6,516576)	-69,374662 * (40,231774)
<i>tend.</i>	-0,032648 ns (0,024767)	0,074473 ns (0,128468)		<i>tend.</i>	2,688450 ns (3,372870)	1,182177 *** (0,368133)		<i>tend.</i>	-0,321628 *** (0,095352)	0,233550 ns (0,177873)	-0,464357 ns (1,098148)

Conclusão													
<i>d1</i>	1,959844 **	4,489845 ns	<i>d1</i>	271,369672 ***	-3,173276 ns	<i>d1</i>	3,044287 ns	3,078576 ns	25,579540 ns				
	(0,946016)	(4,907122)		(77,897377)	(8,502138)		(2,664849)	(4,971125)	(30,690531)				
<i>d2</i>	1,273257 ns	22,213872 ***	<i>d2</i>	263,773380 ***	-1,582782 ns	<i>d2</i>	15,553605 ***	3,877245 ns	111,980927 *				
	(1,128679)	(5,854623)		(98,467131)	(10,747232)		(5,887434)	(10,982676)	(67,804402)				
<i>d3</i>	1,808311 ns	24,982974 ***	<i>d3</i>	-164,054578 ns	23,848400 ns	<i>d3</i>	15,684720 **	1,687807 ns	100,416946 ns				
	(1,421015)	(7,371013)		(155,333091)	(16,953888)		(6,265927)	(11,688734)	(72,163434)				
<i>d_ttr1</i>	3,727779 ***	-6,231669 ns	<i>d_aw1</i>	75,557193 ns	-18,421287 **	<i>d_bgj1</i>	7,274423 **	-4,979294 ns	77,307362 **				
	(0,842539)	(4,370375)		(67,830974)	(7,403437)		(2,836950)	(5,292171)	(32,672593)				
<i>d_ttr2</i>	-5,477951 ***	-19,240861 ***	<i>d_aw2</i>	166,395098 *	-16,449024 ns	<i>d_bgj2</i>	6,706627 *	0,092282 ns	192,504558 ***				
	(0,946978)	(4,912114)		(91,975460)	(10,038696)		(3,590319)	(6,697537)	(41,348986)				
<i>d_ttr3</i>	3,154711 ***	-30,259944 ***	<i>d_aw3</i>	-276,239448 ***	6,170209 ns	<i>d_bgj3</i>	-0,776373 ns	9,169768 ns	118,970803 ***				
	(0,929114)	(4,819449)		(94,388110)	(10,302025)		(3,001791)	(5,599672)	(34,571028)				
<i>d_ttr4</i>	-2,388093 **	39,450649 ***	<i>d_aw4</i>	-38,210408 ns	38,230848 ***								
	(1,075813)	(5,580403)		(106,202237)	(11,591483)								
<i>d_ttr5</i>	-2,923806 ***	-1,410235 ns	<i>d_aw5</i>	-235,769015 ***	-14,474842 ns								
	(0,905108)	(4,694927)		(86,124739)	(9,400117)								
<i>R</i> ²	0,898234	0,947656	<i>R</i> ²	0,823746	0,841080	<i>R</i> ²	0,810135	0,741453	0,679431				
<i>F</i>	15,446297	31,682597	<i>F</i>	10,348760	11,719010	<i>F</i>	9,448166	6,350061	4,693081				

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ^{ns} não significativo. As variáveis *dummy* representam as quebras estruturais do modelo, sendo que: *d1* assume o valor 1 para o período de 1999Q1 a 2002Q3 e 0, caso contrário; *d2* assume o valor 1 para o período de 2002Q4 a 2008Q2 e 0, caso contrário; *d3* assume o valor 1 para o período de 2008Q3 a 2009Q4 e 0, caso contrário; *d_ttr1* assume o valor 1 para o período de 2006Q3 e 0, caso contrário; *d_ttr2* assume o valor 1 para o período de 2006Q4 e 0, caso contrário; *d_ttr3* assume o valor 1 para o período de 2007Q4 e 0, caso contrário; *d_ttr4* assume o valor 1 para o período de 2008Q4 e 0, caso contrário; *d_ttr5* assume o valor 1 para o período de 2004Q3 e 0, caso contrário; *d_aw1* assume o valor 1 para o período de 1999Q4 a 2008Q2 e 0, caso contrário; *d_aw2* assume o valor 1 para o período de 2007Q4 e 0, caso contrário; *d_aw3* assume o valor 1 para o período de 2008Q1 e 0, caso contrário; *d_aw4* assume o valor 1 para o período de 2008Q2 e 0, caso contrário; *d_aw5* assume o valor 1 para o período de 2006Q3 e 0, caso contrário; *d_bgj1* assume o valor 1 para o período de 1999Q1 e 0, caso contrário; *d_bgj2* assume o valor 1 para o período de 2002Q3 e 0, caso contrário; e *d_bgj3* assume o valor 1 para o período de 2002Q2 e 0, caso contrário.

Tabela B8 – Modelos condicionais da equação (53).

Modelo Cond.	<i>G</i>			<i>W</i>			<i>A</i>			<i>TR</i>			<i>T</i>			<i>J</i>			<i>B</i>		
<i>const.</i>	512,027323	***		466,027757	***		496,927356	***		489,274891	***		492,310395	***		494,099437	***		535,682452	***	
	(84,879622)			(86,855946)			(78,394723)			(88,981977)			(87,854582)			(97,837460)			(91,542665)		
<i>Y</i>	0,643983	***		0,566123	***		0,679981	***		0,477428	**		0,455256	**		0,568251	***		0,696799	***	
	(0,191376)			(0,195598)			(0,178486)			(0,199116)			(0,216451)			(0,206744)			(0,208393)		
<i>Y_{t-1}</i>	-0,057456	ns		0,096622	ns		0,022234	ns		0,164845	ns		0,217924	ns		0,096632	ns		-0,053803	ns	
	(0,199379)			(0,194539)			(0,173557)			(0,192059)			(0,214250)			(0,204375)			(0,210526)		
<i>G</i>	0,058369	ns		0,353847	*		0,155607	ns		0,371050	*		0,252506	ns		0,291194	ns		0,348810	ns	
	(0,499638)			(0,210807)			(0,195748)			(0,219396)			(0,215331)			(0,224581)			(0,216839)		
<i>W</i>	0,027578	***		-0,014393	ns		0,033802	***		0,035987	***		0,030968	***		0,032944	***		0,029537	***	
	(0,010556)			(0,027219)			(0,009529)			(0,011338)			(0,010411)			(0,011359)			(0,010388)		
<i>A</i>	0,263514	***		0,299270	***		-0,165167	ns		0,305232	***		0,326780	***		0,319023	***		0,291136	***	
	(0,072172)			(0,070241)			(0,231214)			(0,071146)			(0,072633)			(0,078330)			(0,070712)		
<i>TR</i>	-0,960440	ns		-1,335410	**		-0,993634	ns		2,543614	ns		-0,633960	ns		-0,980514	ns		-0,903282	ns	
	(0,612894)			(0,652859)			(0,604910)			(2,835504)			(0,692627)			(0,658897)			(0,689842)		
<i>T</i>	-0,285362	*		-0,310696	**		-0,424336	***		-0,315955	*		0,475966	ns		-0,396154	**		-0,379299	**	
	(0,150943)			(0,154613)			(0,145331)			(0,163525)			(0,565784)			(0,155795)			(0,174472)		
<i>J</i>	-0,202730	ns		-0,480408	ns		0,372101	ns		0,036776	ns		-0,128105	ns		-0,000227	ns		0,408007	ns	
	(0,654316)			(0,703931)			(0,622668)			(0,677408)			(0,681526)			(0,975161)			(0,734731)		
<i>B</i>	-0,166384	***		-0,143350	***		-0,152046	***		-0,151620	***		-0,131482	***		-0,149543	***		-0,027613	ns	
	(0,048649)			(0,050112)			(0,043876)			(0,049967)			(0,049557)			(0,055548)			(0,085352)		
<i>[.]^{prev}</i>	-0,338984	ns		0,060108	*		0,267639	ns		-2,599855	ns		-0,866411	ns		-0,112494	ns		-0,193607	*	
	(0,547618)			(0,030712)			(0,252438)			(3,030789)			(0,560869)			(1,198225)			(0,105152)		
<i>[.]_{t-1}^{prev}</i>	0,762002	**		-0,012262	ns		0,271183	***		-1,227392	ns		-0,085556	ns		0,446677	ns		0,031442	ns	
	(0,313540)			(0,013422)			(0,104382)			(1,307535)			(0,183778)			(0,724107)			(0,059909)		
<i>R²</i>	0,989475			0,988895			0,990752			0,988563			0,988523			0,987842			0,988788		
<i>F</i>	307,669360			291,439723			350,603299			282,887809			281,885430			265,918929			288,609734		
Prob(<i>F</i>)	0,000000			0,000000			0,000000			0,000000			0,000000			0,000000			0,000000		

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ^{ns} não significativo.

Tabela B9 – Modelos condicionais com defasagem da equação (53).

Modelo Cond.	<i>G</i>			<i>W</i>			<i>A</i>			<i>TR</i>			<i>T</i>			<i>J</i>			<i>B</i>		
<i>const.</i>	523,931351	***		447,329548	***		487,004619	***		472,266444	***		526,788708	***		494,385905	***		539,059410	***	
	(84,524984)			(81,591534)			(79,717131)			(90,800280)			(90,566654)			(97,302942)			(85,623918)		
<i>Y</i>	0,634208	***		0,529611	***		0,678140	***		0,445071	**		0,568676	***		0,564351	***		0,663890	***	
	(0,187569)			(0,182996)			(0,179300)			(0,204037)			(0,204850)			(0,205341)			(0,200832)		
<i>Y_{t-1}</i>	-0,069311	ns		0,157335	ns		0,030307	ns		0,200004	ns		0,099049	ns		0,098210	ns		-0,041015	ns	
	(0,195953)			(0,182453)			(0,173228)			(0,197383)			(0,203632)			(0,203035)			(0,201505)		
<i>G</i>				0,290221	ns		0,142227	ns		0,358933	ns		0,262933	ns		0,299799	ns		0,374527	*	
				(0,194395)			(0,195460)			(0,220280)			(0,211212)			(0,226539)			(0,206119)		
<i>W</i>	0,029517	***					0,036861	***		0,035972	***		0,029581	***		0,032194	***		0,029133	***	
	(0,010588)						(0,009510)			(0,011406)			(0,010292)			(0,011639)			(0,009844)		
<i>A</i>	0,275120	***		0,332414	***					0,306058	***		0,329284	***		0,316307	***		0,282282	***	
	(0,072433)			(0,065072)						(0,071301)			(0,071613)			(0,078967)			(0,068024)		
<i>TR</i>	-0,835527	ns		-1,658387	***		-1,210282	**					-0,480936	ns		-0,954200	ns		-1,153228	*	
	(0,618459)			(0,626995)			(0,602258)						(0,697712)			(0,638554)			(0,618837)		
<i>T</i>	-0,283048	*		-0,286905	**		-0,386288	***		-0,301650	*					-0,398307	***		-0,285215	*	
	(0,149293)			(0,144549)			(0,142799)			(0,162954)						(0,149123)			(0,163085)		
<i>J</i>	-0,292838	ns		-0,559287	ns		0,189678	ns		-0,070732	ns		0,116328	ns					0,371112	ns	
	(0,654305)			(0,642104)			(0,656596)			(0,677480)			(0,677775)						(0,701829)		
<i>B</i>	-0,160991	***		-0,126698	***		-0,146869	***		-0,138395	***		-0,156966	***		-0,149231	***				
	(0,048268)			(0,047289)			(0,044172)			(0,051182)			(0,050583)			(0,055237)					
<i>[.]_{t-1}</i>	1,111710	ns		-0,065492	**		0,152764	ns		2,770898	ns		0,776852	ns		-0,252211	ns		0,161401	*	
	(1,244209)			(0,028030)			(0,278713)			(3,467948)			(0,591562)			(0,989975)			(0,090593)		
<i>[.]^{prev}</i>	-0,888433	ns		0,063346	***		0,073087	ns		-0,656111	ns		-0,466796	**		-0,173480	ns		-0,266040	***	
	(0,744483)			(0,015606)			(0,123965)			(1,376636)			(0,186938)			(0,885966)			(0,082457)		
<i>[.]_{t-1}^{prev}</i>	0,256694	ns		0,042726	ns		0,154029	ns		-3,433415	ns		-0,822589	ns		0,684778	ns		-0,093405	ns	
	(0,647313)			(0,026377)			(0,243611)			(2,957751)			(0,614783)			(1,181851)			(0,088116)		
<i>R²</i>	0,989699			0,990283			0,990698			0,988511			0,988832			0,987864			0,989666		
<i>F</i>	314,444539			333,515322			348,569165			281,594736			289,784655			266,404259			313,423942		
<i>Prob(F)</i>	0,000000			0,000000			0,000000			0,000000			0,000000			0,000000			0,000000		

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ^{ns} não significativo.

Tabela B10 – Modelos condicionais com omissão de variável da equação (53).

Modelo Cond.	<i>G</i>			<i>W</i>			<i>A</i>			<i>TR</i>			<i>T</i>			<i>J</i>			<i>B</i>		
<i>const.</i>	512,927515	***		469,235174	***		494,469111	***		486,173753	***		492,244668	***		494,101627	***		528,730078	***	
	(83,394820)			(85,796287)			(77,799136)			(88,679841)			(87,506834)			(96,059196)			(87,901394)		
<i>Y</i>	0,647491	***		0,559170	***		0,665924	***		0,479036	**		0,516701	**		0,568257	***		0,695705	***	
	(0,186468)			(0,193247)			(0,176220)			(0,198582)			(0,202949)			(0,202163)			(0,205830)		
<i>Y_{t-1}</i>	-0,060365	ns		0,106456	ns		0,037591	ns		0,165120	ns		0,156814	ns		0,096626	ns		-0,048358	ns	
	(0,195163)			(0,191754)			(0,171077)			(0,191552)			(0,200762)			(0,200359)			(0,207298)		
<i>G</i>				0,332502	ns		0,142575	ns		0,369456	*		0,272744	ns		0,291191	ns		0,336651	ns	
				(0,204882)			(0,193602)			(0,218809)			(0,213136)			(0,221156)			(0,210957)		
<i>W</i>	0,027386	***					0,035588	***		0,037664	***		0,030623	***		0,032944	***		0,030106	***	
	(0,010288)						(0,009135)			(0,011153)			(0,010362)			(0,011118)			(0,010113)		
<i>A</i>	0,263877	***		0,307246	***					0,312578	***		0,321207	***		0,319023	***		0,292353	***	
	(0,071137)			(0,067931)						(0,070486)			(0,072044)			(0,077249)			(0,069752)		
<i>TR</i>	-0,954213	ns		-1,322434	**		-1,120888	*					-0,679412	ns		-0,980469	ns		-0,988649	ns	
	(0,602378)			(0,646015)			(0,574247)						(0,687783)			(0,622160)			(0,629624)		
<i>T</i>	-0,285884	*		-0,318926	**		-0,398323	***		-0,300159	*					-0,396165	***		-0,360153	**	
	(0,148852)			(0,152322)			(0,139760)			(0,162145)						(0,146992)			(0,162131)		
<i>J</i>	-0,205317	ns		-0,388067	ns		0,310548	ns		-0,026672	ns		-0,049427	ns					0,384126	ns	
	(0,645166)			(0,675256)			(0,612582)			(0,671925)			(0,672407)						(0,722115)		
<i>B</i>	-0,167059	***		-0,142110	***		-0,149668	***		-0,147574	***		-0,137527	***		-0,149545	***				
	(0,047657)			(0,049568)			(0,043459)			(0,049632)			(0,048839)			(0,054521)					
<i>[.]^{prev}</i>	-0,287248	ns		0,045829	***		0,105023	ns		-0,096534	ns		-0,421351	**		-0,112690	ns		-0,215442	***	
	(0,317789)			(0,014488)			(0,108379)			(1,179371)			(0,185497)			(0,842378)			(0,079654)		
<i>[.]_{t-1}^{prev}</i>	0,764783	**		-0,011552	ns		0,274626	***		-1,313405	ns		-0,049102	ns		0,446675	ns		0,027418	ns	
	(0,308440)			(0,013224)			(0,103578)			(1,300569)			(0,177889)			(0,714191)			(0,057890)		
<i>R²</i>	0,989471			0,988809			0,990621			0,988308			0,988297			0,987842			0,988755		
<i>F</i>	347,704088			326,920767			390,784814			312,746795			312,471723			300,636122			325,332692		
Prob(<i>F</i>)	0,000000			0,000000			0,000000			0,000000			0,000000			0,000000			0,000000		

Fonte: Resultado de pesquisa.

Nota: *** estatisticamente significativo em nível de 1%; ** estatisticamente significativo em nível de 5%; * estatisticamente significativo em nível de 10%; ^{ns} não significativo.