"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

RISCO PAÍS E EFEITOS NÃO-LINEARES DA POLÍTICA FISCAL NA AMÉRICA LATINA

Gabriel Garber

Orientadora: Profa. Dra. Fabiana Fontes Rocha

SÃO PAULO
2005

GABRIEL GARBER

RISCO PAÍS E EFEITOS NÃO-LINEARES DA POLÍTICA FISCAL NA AMÉRICA LATINA

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientadora: Profa. Dra. Fabiana Fontes Rocha

SÃO PAULO

2005

Dissertação defendida e aprovada, em 17.10.2005, no Programa de Pós-Graduação em Economia, pela seguinte comissão julgadora:
Profª Drª Fabiana Fontes Rocha
Prof. Dr. Marcio Issao Nakane
Prof. Dr. Celso Luiz Martone

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Garber, Gabriel
Risco país e efeitos não-lineares da política fiscal na América Latina / Gabriel Garber. -- São Paulo, 2005.
124 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2005
Bibliografia.

1. Política fiscal 2. América Latina 3. Dívida pública 4. Risco I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 336.2

Aos meus pais.

Agradeço em primeiro lugar aos meus pais, que me proporcionaram a oportunidade de estudar.

Agradeço à minha orientadora, Profa. Dra. Fabiana Fontes Rocha, por sua dedicação e incentivo para elaboração da presente pesquisa. Sou grato também ao Prof. Dr. Márcio Issao Nakane por sua participação na banca de defesa e pelas contribuições recebidas na qualificação. Agradeço pelos mesmos motivos, bem como por outras contribuições significativas, ao Prof. Dr. Celso Luiz Martone.

Agradeço a meus amigos, Bruno de Paula Rocha, Eduardo Tatsumi Yuki, Fábio Adriano Miessi Sanches, Fernando Augusto da Cruz Paião Umezu, José Carlos Domingos da Silva, Jorge Yukio Takeshita, Moisés Diniz Vassalo, Rogério Koishi Utida, pela ajuda na coleta de dados e pelas discussões sobre o software utilizado.

Sou muito grato também aos demais professores com os quais tive contato e muito aprendi nestes anos de FEA, assim como a diversos amigos, sendo estes colegas, funcionários da faculdade, alunos e outros, que sempre me apoiaram. Não os enumero aqui, para não cometer a injustiça de esquecer-me de algum deles.

Agradeço à Fipe, ao CNPq e ao SYLFF (Sasakawa Young Leaders Fellowship Fund), este último nas pessoas do Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni, do Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann e de Maria de Lourdes Silva, pelas bolsas de estudos recebidas durante o mestrado. Agradeço da mesma forma ao Prof. Dr. Celso Luiz Martone e ao Prof. Dr. Simão Davi Silber pelas cartas de recomendação enviadas ao fundo.

Finalmente, agradeço a Márcia Bento e a Elisabete Marques, secretárias da Pós-graduação em Economia e aos funcionários da seção de pós-graduação da FEA pelo suporte e excelente tratamento recebido.

RESUMO

Embora a política fiscal seja um tema de interesse central em macroeconomia, ainda há muito que não sabemos a seu respeito. Em especial, quando se trata da América Latina a quantidade de pesquisas na área é relativamente pequena, o que se deve principalmente à escassez e má qualidade dos dados disponíveis e à concentração de esforços da região na questão do controle inflacionário.

Esta dissertação investiga os efeitos da política fiscal sobre o consumo privado em países da América Latina dentro do contexto da literatura de efeitos não-lineares, que argumenta que a reação do setor privado a estes estímulos do governo depende de como eles são interpretados e, portanto, das mudanças de expectativas que ocasionam. Particularmente, questionamos se e como a resposta do consumo privado depende do risco país inicial, já que esta é uma variável que concentra expectativas.

Usando os estimadores de Efeitos Fixos e Arellano e Bond (1991) para dados em painel, encontramos que a política fiscal gera efeitos keynesianos em contextos de alto risco, enquanto que em situações de risco moderado a resposta se reverte.

ABSTRACT

Although fiscal policy is a theme of mayor interest in macroeconomics, there is a lot about it that we still do not know. When we focus on Latin America this problem is aggravated, given the relatively small amount on research in the field, mostly due to scarce and poor data availability and to the concentration of efforts in the region on the control of inflation.

This dissertation studies the effects of fiscal policy on private consumption in Latin American countries in the context of non-linear effects literature, which argues that the reaction of the private sector to these government stimuli depends on how they are interpreted and, therefore, on the expectation changes they bring about. Particularly, we ask if and how the private consumption response depends on the initial country risk, since this is a variable that gathers expectations together.

Using Fixed Effects and Arellano and Bond (1991) panel data estimators, we find that fiscal policy yields Keynesian effects on private consumption for high-risk settings, while in low-risk situations this response is reversed.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS 3

LISTA DE GRÁFICOS 5

1 – Introdução 7

2 – Política Fiscal na América Latina 11

3 – Efeitos não lineares da Política Fiscal: Revisão da Literatura 15

3.1 – Contexto Teórico 15

3.2 – Abrindo maior espaço para as mudanças de expectativas 17

3.3 – Modelos com Não-Linearidades 19

3.3.1 – Bertola e Drazen (1993) 19

3.3.2 – Sutherland (1997) 21

3.3.3 – Perotti (1999) 22

3.4 – Crítica às Não-Linearidades 24

3.5 – Literatura Empírica 25

4 – ICRG e Não Linearidades 33

4.1 – Consumo do Governo Geral 35

4.2 – Impostos Líquidos de Transferências 37

5 – Avaliação Empírica 41

5.1 – Estratégia Empírica 41

5.1.1 – Controles 41

5.1.2 – Variáveis 44

5.1.3 – A Equação 45

5.1.4 – Endogeneidade 48

5.1.5 – Amostra e Estimação 50

5.2 – Resultados Empíricos 51

5.2.1 – *Benchmark* 52

5.2.2 – Interações com o *rating* 55

5.2.3 – Não-linearidades com variáveis *dummy* 59

5.2.4 – Testes de Robustez e Outros critérios 65

6 – Conclusões 73

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS 77

Apêndice 1 – Replicando Giavazzi *et al.* (2000) 81

Apêndice 2 – Variáveis Utilizadas, Códigos e Definições 95

Apêndice 3 – Efeitos das Variáveis Fiscais estimados por AB 99

Apêndice 4 – Testes de Robustez 101

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Superávits: América Latina e Economias Industrializadas 11

Tabela 2.2 –Segundos Momentos de Algumas Variáveis Fiscais 12

Tabela 3.3.1 – Efeitos da política fiscal nos modelos com não-linearidades 24

Tabela 5.2.1 – *Benchmark* 53

Tabela 5.2.2a – Interações ICRG 56

Tabela 5.2.2b – Interações ICRGdif 56

Tabela 5.2.3a – Critérios ICRG 61

Tabela 5.2.3b – Critérios ICRGdif 62

Tabela 5.2.3c – EF – Efeitos do Consumo do Governo – ICRG 64

Tabela 5.2.3d – EF – Efeitos do Consumo do Governo – ICRGdif 64

Tabela 5.2.3e – EF – Efeitos da Arrecadação Líquida – ICRG 64

Tabela 5.2.3f – EF – Efeitos da Arrecadação Líquida – ICRGdif 65

Tabela 5.2.4 – Robustez com IIdif 72

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 4.1 – ICRG 33

Gráfico 4.2 – ICRG: Distribuição 34

Gráfico 4.1.1 – Consumos Privado e do Governo 35

Gráfico 4.1.2 – Consumos Privado e do Governo: Diferentes Níveis Iniciais de ICRG 36

Gráfico 4.2.1 – Consumo Privado e Impostos Líquidos 37

Gráfico 4.2.2 – Consumo Priv. e Impostos Líq.: Diferentes Níveis Iniciais de ICRG 38

Gráfico 5.2.4 – Diferencial de *Rating*: Institutional Investor 70

1 – Introdução

Mesmo sendo a política fiscal um tema de interesse clássico na teoria macroeconômica ainda não há consenso sobre o tamanho ou mesmo o sinal dos seus efeitos. Na visão convencional espera-se que uma expansão fiscal estimule a economia e que um corte de gastos seja contracionista. Contudo, esta visão entrou em contradição com as experiências da Dinamarca e da Irlanda, nos anos 80, e da Suécia do início dos anos 90, o que inspirou uma nova literatura que explora a questão das não-linearidades dos efeitos da política fiscal, que se traduz na observação de impactos que variam de acordo com diversos fatores.

Dado que a política fiscal é uma ferramenta de comum utilização pelo Governo para a intervenção na economia e que tem uma importante contrapartida na questão do endividamento público (e conseqüentemente no fardo carregado futuramente pela sociedade), a tentativa de avaliar empiricamente seus efeitos à luz desta literatura certamente vale a pena, já que possivelmente se mostre útil para a previsão destes, necessária ao planejamento público e à análise de custo-benefício envolvida. É de especial interesse a identificação das situações em que *tradeoffs* normalmente aceitos entre diferentes objetivos podem na verdade não existir. Um exemplo em que se abre esta possibilidade aparece quando pensamos em um país muito endividado, onde uma contenção de gastos pode reduzir o risco de *default*, baixando os juros e estimulando investimento e consumo. Esta literatura costuma chamar um fenômeno como este de contração fiscal expansionista.

O ponto chave do ideário de não-linearidades está no papel essencial das expectativas, através da reação dos agentes a "sinais fiscais". Todas as ações na economia são conduzidas de acordo com expectativas, embora estas possam ser modeladas com maior ou menor sofisticação, dependendo do contexto. Em alguns modelos, por exemplo, assumimos que os

consumidores conseguem prever perfeitamente seu fluxo de renda futura, enquanto que em outros supomos que eles se comportam de maneira mais mecânica, olhando apenas para a renda corrente. Estes modelos são alternativos e sua plausibilidade varia dependendo do problema analisado, sendo que o último possibilita prever a resposta dos consumidores a mudanças de políticas públicas com relativa facilidade, enquanto que o primeiro exige que uma infinidade de fatores seja levada em conta. Por outro lado, quando pensamos em outros agentes, como credores no mercado financeiro internacional, é muito difícil tentar supor que não há uma análise cuidadosa, por parte destes, da solvência da dívida de determinado país, o que evidencia o papel fundamental das expectativas.

Essencialmente, é a maneira como o país se insere no contexto internacional, como ele é visto e como são percebidos seu governo e seus potenciais (de crescimento, exportador, etc.) que gerará impactos diferentes da política fiscal em diversos contextos. Assim, surge quase que imediatamente o interesse na interação entre o risco soberano de um país e a política fiscal.

Há vários argumentos que podem justificar a elevação da probabilidade de *default* quando ocorre uma expansão fiscal. Se descartarmos emissão de moeda e privatizações como receitas, uma expansão fiscal leva a um aumento do endividamento público. Para que a dívida pública tenha uma trajetória sustentável, é necessário que o valor presente esperado do fluxo de caixa do governo seja igual ao montante da dívida. Assim, se este for maior requererá que ocorram apertos fiscais mais intensos no futuro, fazendo com que o *default* se torne politicamente mais atraente em relação a uma situação de endividamento menor. Além disto, as possibilidades de arrecadação estão limitadas, em última instância, pelo próprio produto do país, de maneira que, a menos que a política fiscal gere crescimento significativo (aumento do produto potencial), a probabilidade de não conseguir sustentar a dívida aumenta com seu tamanho. Um terceiro argumento que podemos levantar é que, já que a acumulação de dívida

eleva o prêmio de risco (que é componente da taxa de juros), esta passa a aumentar mais rapidamente no momento seguinte, realimentando o processo.

As avaliações das perspectivas de pagamento da dívida, feitas por agências de *rating*, como a Moody's ou a Standard and Poor's, são influenciadas por fatores como estes. No mercado internacional, a visão dos investidores sobre estes elementos (seja por meio de análise direta, seja através da utilização destas agências) determina o prêmio exigido por eles para carregarem papéis de um dado país, conhecido como prêmio de risco país. Este pode ser mensurado pela diferença entre o retorno esperado dos títulos do país em questão e o dos títulos dos EUA.

Desta forma, a taxa de juros com que um país se defronta depende, antes de tudo, de como o resto do mundo enxerga suas políticas, em especial as que têm reflexos diretos sobre o endividamento.

A taxa de juros de um país, por sua vez, é um dos principais determinantes do investimento[1], já que representa seu custo de oportunidade. Desta forma, o prêmio de risco não só afeta a economia no curto prazo (já que o investimento, em um modelo keynesiano é item de demanda agregada), como também tem grande influência sobre a trajetória de longo prazo dos agregados macroeconômicos, dado que o investimento se transforma em capacidade produtiva. É importante entender que, mesmo sob um regime de metas de inflação, no qual o governo fixa internamente a taxa de juros, a política monetária não consegue mais que desvios temporários da paridade internacional, ou seja, os movimentos do prêmio de risco contaminam a economia e têm influência direta sobre o investimento.

Por outro lado, sendo o risco país uma variável que condensa expectativas, é natural indagar se ele determina diferentes reações à política fiscal por parte do setor privado. Este trabalho propõe a análise desta questão, buscando a diferenciação dos efeitos da política fiscal sobre o

[1] Também pode afetar consumo, mudando o preço relativo do consumo hoje com relação ao consumo futuro.

consumo privado, na América Latina, de acordo com o nível de risco país. Para este fim, na seção 2 fazemos um apanhado das principais características da política fiscal na região, baseado em trabalhos de outros autores, na seção 3 revisamos a literatura teórica e empírica mais relevante para o trabalho, na seção 4 apresentamos o principal índice usado como *rating* e alguns fatos estilizados sobre as não-linearidades associadas a ele, na seção 5 conduzimos a análise empírica propriamente dita, fechando com uma breve conclusão na seção 6.

2 – Política Fiscal na América Latina

Gavin e Perotti (1997) constroem uma base de dados fiscais para alguns países da América Latina, entre 1970 e 1995, e utilizam um grupo de economias industrializadas como referência para a comparação das estatísticas geradas[2]. Eles encontram que não há diferenças gritantes ao medirem os déficits como proporção do PIB, mas, como proporção da receita total do governo, o déficit médio na América Latina é substancialmente superior ao do outro grupo. Esta medida é de especial interesse, pois pode ser um melhor indicador de capacidade de serviço da dívida pública, bem como das possibilidades de efetuar um ajuste fiscal. Algumas estatísticas podem ser verificadas na Tabela 2.1[3].

Tabela 2.1 – Superávits: América Latina e Economias Industrializadas

	Grupo	Valor (%) – 1970-95
Superávit Total / PIB	América Latina	-1,4
	Economias Industrializadas	-2,5
Superávit Total / Receita Total	América Latina	-10,6
	Economias Industrializadas	-6,5

FONTE: GAVIN E PEROTTI (1997). Médias simples, Governo Consolidado.

A maior discrepância entre os grupos, contudo, está nos segundos momentos, como podemos constatar na Tabela 2.2. Os resultados fiscais na América Latina são muito mais voláteis que no grupo de países industrializados, sendo que os desvios padrões dos superávits

[2] Os países da América Latina em sua amostra são: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, México, Panamá, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. Os países industrializados utilizados são: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Holanda, Irlanda, Itália, Japão, Noruega, Reino Unido, Suécia e Estados Unidos.

[3] Gavin *et al.*(1996) chega à mesma conclusão utilizando dados para o governo central e utilizando médias ponderadas pela população de cada país. A amostra de países da América Latina exclui Equador e adiciona a República Dominicana. A de países da OCDE exclui Noruega e adiciona Canadá, Grécia, Islândia, Portugal e Suíça. Os dados vão de 1970 a 1994.

são o dobro daqueles encontrados no grupo de referência, enquanto que receitas e despesas são de três a quatro vezes mais voláteis[4]. No caso das receitas, a volatilidade é em parte explicada pela importância da participação de impostos indiretos na arrecadação (53,2% em média, contra 31,4% no grupo de referência). Além disto, são mencionados o peso das receitas não tributárias na receita total (18,1%, contra 8,4%) e a distribuição do imposto de renda, que recai 80% sobre firmas e apenas 20% sobre indivíduos (quando no grupo de economias industrializadas se dá o inverso), como fontes do alto desvio padrão[5]. Esta volatilidade, afirmam Gavin *et al.*(1996), impõe sérios custos à economia, já que para os detentores de dívida pública é uma variável essencial na avaliação da probabilidade de que os déficits se tornem grandes a ponto de fazer o governo perder o controle[6].

Tabela 2.2 – Segundos Momentos de Algumas Variáveis Fiscais

	Grupo	Desvio Padrão Médio (%) 1970-95
Superávit Total	América Latina	3,3
	Economias Industrializadas	1,6
Superávit Primário	América Latina	3,3
	Economias Industrializadas	1,6
Receita Total	América Latina	12,2
	Economias Industrializadas	3,6
Despesa Total	América Latina	12,8
	Economias Industrializadas	3,1

FONTE: GAVIN E PEROTTI (1997). Médias dos desvios padrões das primeiras diferenças dos superávits de cada país como proporção do PIB. Para receita e despesa, desvios padrões da variação em logaritmo das variáveis deflacionadas pelo deflator do PIB. Governos consolidados.

[4] Estas disparidades dos desvios padrões entre os grupos atingem cada item de despesa, sendo mais acentuadas no caso das transferências e consumo do governo.

[5] Estes dados, sobre composição das receitas, são referentes ao governo central.

[6] Um trabalho muito interessante sobre esta questão é Garcia e Rigobon (2004). Os autores levam em conta que o endividamento é uma variável estocástica e utilizam as inter-relações deste com outras variáveis macroeconômicas para simular suas possíveis trajetórias e estudar sua sustentabilidade, computando a probabilidade de que a relação dívida/PIB ultrapasse certo limiar dentro de um período de tempo. É apresentada uma aplicação do procedimento ao caso brasileiro.

Outro fenômeno, associado à volatilidade, é o movimento das variáveis fiscais no ciclo econômico. Gavin e Perotti (1997) encontram que os gastos públicos são procíclicos, aumentando mais que proporcionalmente com o aumento do PIB e fazendo com que a variação dos superávits no ciclo seja estatisticamente nula. Estes movimentos são mais pronunciados durante fortes recessões.

Gavin *et al.*(1996) explicam este fenômeno atentando para o fato de que o financiamento internacional geralmente desaparece nos momentos de crise, quando seria mais necessário para a implementação de política fiscal anticíclica, permitindo que se aumentassem os gastos quando a arrecadação cai. Além do mais, nesses momentos, o compromisso com a austeridade pode se tornar um sinal importante para o mercado financeiro internacional, evitando maiores fugas de capitais.

Talvi e Végh (2000) apresentam dois pontos importantes sobre esta questão. Primeiramente, afirmam que a política fiscal procíclica não é um fenômeno exclusivamente latino-americano, estendendo-se por muitos países em desenvolvimento e inclusive alguns industrializados. Em segundo lugar, propõem que o comportamento procíclico da política fiscal pode resultar da existência de pressões para o aumento de gastos quando há maiores receitas, que denominam *voracity effects*. Nesta interpretação, a dificuldade de financiar déficits em momentos de recessão seria a contrapartida da incapacidade de gerar superávits substanciais na fase de expansão do ciclo.

O foco principal deste trabalho, entretanto, são os efeitos da política fiscal. Para fazer uma primeira exploração desta questão, utilizamos os dados e conclusões de Giavazzi, Japelli e Pagano (2000), que estudam os impactos das variáveis fiscais sobre a poupança nacional buscando efeitos não lineares em um grupo de países da OCDE e em outro de países em desenvolvimento. Replicamos as regressões para um subgrupo desta amostra, constituído de países latino-americanos, com o objetivo de verificar se as conclusões obtidas se mantinham

válidas e encontramos diferenças substanciais, que justificam considerar a sub-amostra um grupo à parte e evidenciam a necessidade de estudar os efeitos da política fiscal nele separadamente. As principais conclusões são consistentes com as obtidas na parte empírica do presente trabalho, motivo pelo qual relegamos este exercício ao Apêndice 1.

3 – Efeitos não lineares da Política Fiscal: Revisão da Literatura

Nesta seção fazemos uma breve e não exaustiva revisão da literatura sobre impactos da política fiscal. Na primeira subseção, expomos rapidamente as previsões das teorias mais tradicionais para, a partir da segunda, entrar no que chamaremos de literatura de não-linearidades. Nosso foco será a reação dos agentes na escolha do consumo privado, variável que será nosso objeto de estudo na parte empírica desta pesquisa. Na subseção 5, revisamos os principais resultados obtidos pela literatura empírica.

3.1 – Contexto Teórico

Começamos a delinear o arcabouço teórico sobre impactos da política fiscal revisando os modelos de mais ampla utilização em macroeconomia e que apresentam previsões contrárias sobre estes.

Assim, em um modelo keynesiano básico, com preços rígidos, possibilidade de desemprego e capacidade ociosa na produção, uma expansão fiscal atinge o produto por meio do multiplicador, elevando conseqüentemente o consumo. Se incorporarmos o mercado monetário e a taxa de juros aumenta, o *crowding-out* reduz este efeito, seja expulsando diretamente o consumo (tornando a poupança mais atraente), seja através do efeito negativo sobre os investimentos e o produto. Já em uma economia aberta, os efeitos dependerão do regime cambiário. Considerando-se, por simplicidade, o caso com perfeita mobilidade internacional de capital, teremos que, no cambio fixo, a entrada de capital atraído por juros

mais altos gerará uma expansão monetária, compensando os efeitos do aumento inicial da taxa de juros, enquanto que, com câmbio flutuante, a entrada de capital faz com que a taxa de câmbio se aprecie, até que o produto volte ao nível inicial[7]. Assim, a política fiscal terá um efeito similar ao do modelo básico, no caso do câmbio fixo, sendo inócua com câmbio flutuante.

Por outro lado, temos os modelos nos quais os agentes maximizam sua utilidade intertemporalmente. Neste caso, se estes têm vidas infinitas[8], um aumento do consumo do governo gera uma queda no valor presente esperado da riqueza privada, já que, para respeitar a restrição orçamentária intertemporal do governo, a arrecadação de impostos deverá ser elevada futuramente. Conseqüentemente o consumo privado diminui. Um corte do consumo público gera o efeito oposto. Quanto a alterações de impostos, aparece o resultado de equivalência ricardiana, isto é, dada uma trajetória esperada para os gastos públicos, uma alteração da arrecadação de impostos não afetará a decisão de consumo privado. Os agentes sabem que uma redução (aumento) dos impostos hoje deverá ser compensada por aumentos (diminuições) de impostos no futuro, deixando inalterado o valor presente esperado da riqueza humana. Este último resultado também pode ser obtido com agentes com vidas finitas em modelos de gerações sobrepostas se houver uma corrente de heranças ativas[9] entre as gerações, conforme foi mostrado em Barro (1974).

Duas possíveis formas de quebrar a equivalência ricardiana seriam adicionar distorções associadas aos impostos e a utilização de indivíduos não altruístas, ou seja, que não levem em conta a utilidade ou consumo de gerações futuras. Não continuamos a discussão

---

[7] Tomando-se a expectativa de depreciação cambial como zero.

[8] Consideramos para esta discussão o modelo mais simples, em que a taxa real de juros é dada, os impostos são *lump-sum* e não há distorções relacionadas a estes. Além disto, o consumo do governo não gera utilidade para os agentes do setor privado e não afeta a produtividade de qualquer fator.

[9] Ou seja, os agentes se preocupam com a utilidade que será obtida pela geração seguinte e escolhem deixar heranças estritamente positivas a seus sucessores. Neste caso a taxa real de juros é endógena. O resultado independe do "peso" dado por uma geração ao consumo ou utilidade da seguinte e não requer que os agentes levem diretamente em conta as gerações posteriores a essa.

sobre estas possibilidades pois ela aparecerá mais adiante dentro de alguns dos modelos revisados.

3.2 – Abrindo maior espaço para as mudanças de expectativas

Feldstein (1982) propõe uma visão muito interessante sobre os impactos da política fiscal, que intitula abordagem das "expectativas fiscais":

[...] both the pre-Ricardian view and the conventional Keynesian analysis overlook a different link between current fiscal policies and future tax liabilities. A rise in government spending in one year may cause the public to expect higher spending in future years and therefore higher taxes to finance the spending. Similarly, a rise in current taxes may cause individuals to revise their expectations of future taxes in the same direction. [...] The variable response of consumption to fiscal signals implies that econometric analysis cannot estimate 'the' consumption function but only the average effects on consumer spending of changes in government spending, in taxes and in transfers. (Feldstein, 1982, p. 3). [10, 11]

A resposta a uma alteração da política fiscal é vista como um processo em dois passos: no primeiro há uma revisão da distribuição de probabilidades subjetiva do indivíduo para todos os impostos que deverá pagar no futuro, no segundo maximiza a utilidade esperada usando essa distribuição. Se existirem regras para a condução da política fiscal, elas serão incorporadas neste processo. Assim, os agentes reagem ao que é chamado no *paper* de "sinais fiscais".

---

[10] Feldstein (1982) denomina de visão pré-ricardiana a comumente conhecida como ricardiana, já que, segundo ele D. Ricardo a teria rejeitado (conforme nota 2, pg.2).

[11] [...] tanto a visão pré-ricardiana quanto a análise keynesiana convencional não atentam para uma ligação diferente entre gasto público corrente e arrecadação de impostos futuros. Um aumento do gasto público em um ano pode fazer com que o público espere gastos mais elevados em anos posteriores e, portanto, maiores impostos para financiar estes gastos. Da mesma forma, um aumento de impostos pode fazer com que os indivíduos revisem suas expectativas na mesma direção. [...] A resposta variável do consumo a sinais fiscais implica que a análise econométrica não pode estimar 'a' função consumo, mas apenas os efeitos médios de mudanças no gasto público, impostos e transferências sobre o gasto dos consumidores.

O autor afirma que a mudança nas expectativas dependerá de toda a história fiscal e dos debates legislativos passados e presentes, de forma que seria impossível predizer com precisão a reação dos consumidores a um dado impulso fiscal.

Parece, entretanto, que esta visão indicaria que há ganhos na tentativa de avaliar a resposta dos consumidores à política fiscal como algo dependente da situação em que as medidas são implementadas. Ou seja, é provável que a leitura dos "sinais fiscais" seja mais parecida quando estes ocorrerem em situações parecidas. A literatura de efeitos não-lineares da política fiscal propõe justamente isto.

Neste aspecto, podemos dividir em dois tipos as principais características das alterações nas variáveis de política fiscal que devemos levar em conta: a situação inicial, isto é, o contexto em que elas têm lugar, e as especificidades dos movimentos das próprias variáveis de receita e despesa, levando-se em conta os aspectos de permanência, intensidade e composição. Quanto ao primeiro grupo, têm tido maior ênfase os papéis das relações dívida pública/PIB e gastos públicos/PIB. Já o segundo apresenta diversas dimensões. Em primeiro lugar há tentativas de identificar impulsos fiscais como movimentos de determinada magnitude e em uma certa direção das variáveis de política fiscal ao longo de vários períodos. Desta forma, são levados em conta o número de períodos (persistência) e o tamanho das alterações (ano a ano ou acumuladas durante o impulso). Por outro lado, também é relevante saber, por exemplo, se uma redução do déficit público foi levada a cabo por meio de um corte de gastos do governo ou transferências, ou através de um aumento de impostos. Desagregando mais, é interessante observar receitas e despesas de forma mais detalhada. A permanência esperada de uma contração fiscal produzida por cortes de salários ou emprego público é muito maior que a de uma obtida através de restrições de investimentos governamentais. É de se esperar que todos estes elementos influenciem a revisão da distribuição subjetiva de

probabilidades do indivíduo para o futuro, proposta por Feldstein. Assim, os "sinais fiscais" dependem, ao menos potencialmente, destes elementos.

3.3 – Modelos com Não-Linearidades

Chamamos de não-linearidades nos efeitos da política fiscal, a mudança da magnitude e, em especial, do sinal destes efeitos, dependendo dos elementos anteriormente mencionados. Aqui procuramos explicar os mecanismos subjacentes a estas alterações nos modelos teóricos que os contemplam. Dentro desta literatura convenciona-se denominar "keynesianas" as expansões (contrações) fiscais que geram expansões (contrações) na atividade privada, no caso, o consumo. As expansões (contrações) "não-keynesianas" ou "anti-keynesianas" são aquelas que desencadeiam o efeito oposto. Em geral, mas nem sempre, efeitos "keynesianos" são associados na literatura a tempos normais enquanto que efeitos "não-keynesianos" se relacionam com tempos "anormais", de crise ou ajuste fiscal.

Como veremos, os modelos revisados apresentam efeitos "keynesianos" ou "não-keynesianos" dependendo da situação inicial. Os outros elementos que podem ocasionar a variação dos efeitos aparecem diretamente em trabalhos de cunho empírico.

3.3.1 – Bertola e Drazen (1993)

Bertola e Drazen (1993) constroem um modelo de uma pequena economia aberta (com taxa real de juros constante e exógena) em que os gastos do governo como razão do PIB seguem um movimento browniano com um *drift* positivo, porém sujeito a estabilizações, na forma de intervenções discretas. São utilizados três níveis importantes para esta razão (g): g_s,

g_c e $\bar{g}$ ($g_s<g_c<\bar{g}$). Enquanto g está entre g_s e g_c o agente representativo, que tem horizonte de planejamento infinito, acredita que uma estabilização, que joga g para g_s, ocorrerá com probabilidade p quando g_c for atingido. Se, chegando nesse nível, não ocorrer o corte de gastos, a estabilização só ocorrerá quando se atingir o nível crítico maior, $\bar{g}$. Depois que isto ocorre, g_c volta a ter probabilidade p de desencadear uma estabilização.

É interessante notar que estas hipóteses pretendem refletir a dificuldade de chegar a um consenso político a respeito de cortes de gastos. Seria necessário atingir um nível crítico da razão gasto público/PIB para induzir um corte importante. Inicialmente, g_c é visto como um nível crítico potencial, no entanto, se não ocorrer a estabilização, fica claro que o incentivo para a contração era insuficiente. Quando g alcança $\bar{g}$ (caindo obrigatoriamente para g_s), g_c volta a ser visto como um possível gatilho, o que pode ser racionalizado considerando que em países onde o governo perdeu o controle dos gastos no passado, essa experiência pode gerar maior vontade política para impedir que o episódio se repita.

Neste ambiente, onde o indivíduo representativo tenta suavizar seu consumo, resumimos o comportamento do consumo privado diante de variações contemporâneas de g. Quando g está próximo de g_s, aumentos em g geram quedas no consumo privado em proporção menor que um para um[12]. Estas quedas se reduzem em valor absoluto conforme nos aproximamos de g_c. Diante da possibilidade de uma estabilização em g_c, que implicaria em uma queda do valor presente do fluxo de gastos públicos, em níveis de g suficientemente próximos de g_c o efeito de aumentos de g sobre o consumo privado se torna positivo.

Se, uma vez atingido g_c, ocorre o corte de gastos, o consumo exibe um pulo para cima. Se, por outro lado, este não tem lugar, o consumo apresenta um pulo para baixo. Estes saltos decorrem da revisão do valor presente esperado da renda do setor privado líquida de impostos.

---

[12] As forças em jogo são o efeito negativo de um gasto maior, que não se dissipa, e o efeito positivo de aproximar uma possível consolidação.

Continuando, na hipótese de que a estabilização não tenha ocorrido em g_c, para níveis de g relativamente baixos, o impacto de g sobre o consumo é negativo, enquanto que para níveis maiores, suficientemente próximos de $\overline{g}$, o impacto volta a ser positivo, pois antecipa o grande corte de gastos que ocorre com probabilidade 1 em $\overline{g}$.

É interessante ressaltar que os efeitos "keynesianos" aparecem, neste modelo, quando nos aproximamos de uma consolidação, que seria uma época de crise.

3.3.2 – Sutherland (1997)

Neste modelo, os indivíduos têm uma probabilidade constante de morte. Em "tempos normais", o endividamento público segue um processo estocástico que faz com que tenda a se acumular de forma insustentável[13]. Sutherland assume que o gasto público toma, na verdade, a forma de uma transferência aos consumidores, isto é, o governo não consome bens e serviços. A taxa de juros é dada pelo mercado internacional.

Entretanto, se a dívida alcançar um certo limiar considerado muito alto ou outro considerado muito baixo (negativo), ocorre uma intervenção estabilizadora, tomando a forma de uma transferência *lump sum*, positiva ou negativa, para os consumidores.

O modelo produz efeitos da política fiscal sobre o consumo que mudam de sinal dependendo do nível do endividamento do governo. Assim, há dois efeitos da política fiscal que devemos levar em conta. Um é o resultado direto sobre a renda disponível atual dos consumidores. Outro é o de adiantar ou postergar uma consolidação. O primeiro afeta diretamente o valor presente da riqueza privada, tendo efeitos "keynesianos" sobre o consumo. O segundo gera um movimento contrário, sendo que sua magnitude dependerá da proximidade de um dos dois limiares relevantes.

[13] Subjacente a este processo está a hipótese de que a política fiscal é resultado de algum tipo de conflito entre partidos políticos dentro de um processo democrático.

Desta forma, por exemplo, se a dívida está suficientemente próxima de zero e ocorre uma expansão fiscal, o efeito predominante será o "keynesiano", ou seja, o consumo aumenta, já que os agentes imputam uma probabilidade baixa a estarem vivos quando a consolidação ocorrer. Se a dívida inicial for alta, por outro lado, a expansão terá o efeito negativo sobre o consumo, já que gera maior probabilidade de aumento discreto dos impostos enquanto os consumidores estiverem vivos. Se a dívida estiver próxima do limite inferior, por sua vez, temos um resultado simétrico, isto é, uma contração conduzirá a um aumento do consumo.

3.3.3 – Perotti (1999)

R. Perotti propõe um modelo de três períodos (0, 1 e 2), no qual ele analisa efeitos da política fiscal em 1 sobre o consumo no mesmo período. Os gastos do governo afetam positivamente a renda disponível e os impostos geram um peso morto proporcional ao seu quadrado. A estrutura dos impostos esperados é crescente, o que pode ser justificado com modelos de sucessão dos *policymakers*. Além disto, há dois tipos de agentes: um com acesso ao mercado financeiro e outro com restrição de crédito.

A taxa de juros é nula e os agentes com acesso a crédito tentam suavizar seu consumo perfeitamente, enquanto que os que têm restrição de crédito não tem outra opção a não ser consumir sua parcela da renda disponível em cada período.

Desta forma, para os indivíduos com restrição de crédito, um aumento dos gastos públicos gera uma maior renda disponível, enquanto que um aumento dos impostos gera queda da renda disponível tanto pelo efeito direto da arrecadação quanto pelo aumento das distorções no mesmo período. Assim, este grupo se comporta de maneira "keynesiana".

Para os indivíduos com acesso a crédito, por outro lado, um aumento de gastos públicos tem o efeito direto de aumentar a renda disponível hoje, porém, reduz indiretamente, via restrição orçamentária intertemporal do governo (o governo deve terminar o período 2

sem endividamento), o valor presente esperado da renda disponível do setor privado, tanto devido à necessidade de maior arrecadação futura, quanto pelo aumento das distorções conseqüentemente geradas. Assim, precisamos de mais informações para determinar o efeito líquido sobre o consumo. Um aumento dos impostos, por sua vez, é compensado com uma queda futura de impostos, o que não altera o valor presente esperado das taxações, mas diminui o valor presente das perdas esperadas relacionadas a distorções, já que a trajetória assumida dos impostos esperados é crescente, aumentando o consumo.

O resultado de interesse é o efeito sobre o consumo total, isto é, sobre a soma dos consumos de ambos os grupos. Aqui omitimos as previsões relacionadas ao nível de participação de cada grupo e à velocidade de crescimento dos impostos esperados e nos concentramos nas possibilidades relacionadas ao endividamento no momento anterior à política, isto é, em 0. Perotti mostra que, quanto maior o endividamento inicial, maior será a necessidade de recursos do governo, o que aumentará o impacto das distorções dos impostos. Desta forma, com o aumento da dívida no momento 0, o efeito dos gastos do governo sobre o consumo dos indivíduos sem restrições de crédito passa de positivo para negativo e continua crescendo em valor absoluto até mais que compensar o efeito positivo sobre o consumo dos indivíduos sem acesso a crédito. Da mesma forma, com o aumento do endividamento inicial, o efeito dos impostos sobre os indivíduos sem restrição de crédito, que é positivo, cresce, até superar em módulo o efeito negativo obtido pelos indivíduos com restrição. Desta forma, os efeitos "keynesianos" predominam com baixo endividamento enquanto que com alto endividamento as respostas do consumo são contrárias.

A Tabela 3.3.1 resume os efeitos da política fiscal nos modelos aqui revisados. Nesta, "tempos normais" indica uma situação na qual não se está próximo de algum nível crítico da variável relevante.

Tabela 3.3.1 – Efeitos da política fiscal nos modelos com não-linearidades

		Efeitos	
		Keynesianos	Não-Keynesianos
Modelos	Bertola & Drazen (1993)	Razão gastos do governo/PIB próxima de algum nível crítico relevante.	Tempos normais
	Sutherland (1997)	Tempos normais	Endividamento público próximo de um dos níveis críticos.
	Perotti (1999)	Endividamento público baixo	Endividamento público alto

3.4 – Crítica às Não-Linearidades

Uma grave desvantagem de se trabalhar com modelos de não-linearidades, ressaltada em Alesina e Perotti (1996), é que o que norteia os resultados da política fiscal são as expectativas, intrinsecamente não observáveis. Dessa forma, sempre é possível *ex post*, para um dado episódio fiscal que teve um resultado qualquer, encontrar uma explicação *ad hoc* através das expectativas.

É importante, no entanto, ressaltar que estas teorias têm implicações testáveis. Resultados econométricos que apontem para confirmar ou rejeitar estas implicações dependerão da existência de alguma regularidade no comportamento das variáveis macroeconômicas. Embora não possamos ter certeza do que ocorre no nível das expectativas, o comovimento das variáveis fiscais e das variáveis dependentes, nas diferentes situações, é observável. Assim, este problema seria, em grande medida, passível de solução no âmbito empírico.

Além disto, mesmo se nos alinharmos a Feldstein (1982) acreditando que é impossível obter "a" função consumo, a análise dos dados pode iluminar as reações do setor privado que devemos esperar frente a determinado "sinal fiscal", sem precisar da formulação de um modelo teórico bem especificado, como é feito em vários dos trabalhos empíricos que revisaremos a seguir.

3.5 – Literatura Empírica

Os trabalhos que investigam a questão das não linearidades têm utilizado uma variedade grande de técnicas, como teremos oportunidade de exemplificar mais adiante. Também tiveram como foco o impacto sobre variáveis diferentes, podendo ser consumo privado, investimento privado ou poupança nacional.

Mais importante que isto, talvez, seja a existência de duas abordagens gerais. Uma seria a de tentar associar diretamente impactos diferentes às variáveis fiscais em situações diferentes. A outra é tentar limpar os "efeitos diretos" da política fiscal e observar a existência de trechos de perturbações com igual sinal e magnitude grande, nas séries de resíduos, durante episódios fiscais conhecidos, que possam ser atribuídos a alterações de expectativas.

Alesina e Perotti (1995) utilizam uma amostra anual de 20 países da OCDE entre 1960 e 1992. Empregando medidas de impulso fiscal que tentam expurgar movimentos cíclicos das variáveis de despesa e receita do governo[14], definem os 5 seguintes tipos de "postura fiscal", dependendo da variação do déficit público[15] como proporção do PIB:

- Neutra: entre –0,5% e 0,5%;
- Frouxa: entre 0,5% e 1,5%;

[14] A medida que mais utilizam é a sugerida em Blanchard, O. (1993) "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators", unpublished. A alteração da mudança da medida de impulso fiscal não alterou qualitativamente os resultados.

[15] Definido como despesa corrente mais acumulação bruta de capital menos pagamentos de juros menos receitas totais.

- Muito frouxa ou Forte expansão: maior que 1,5%;
- Apertada: entre –1,5% e –0,5%;
- Muito apertada ou Forte ajustamento: menor que –1,5%.

Além disto, definem um ajustamento bem sucedido como um episódio de forte ajustamento que é acompanhado de uma queda da razão dívida/PIB de pelo menos 5%, após três anos.

Os autores encontram que, embora a maioria das contrações seja conduzida por meio de aumentos nos impostos sobre domicílios, os poucos ajustamentos bem sucedidos ocorreram principalmente por meio de cortes em programas de transferências e no emprego e salários públicos.

Quanto ao co-movimento das demais variáveis, são encontrados indícios de que fortes expansões estariam associadas ao *crowding-out* do investimento e a quedas de competitividade (medida com base na taxa de mudança do custo do trabalho dividido pela média dos custos dos outros países ponderada pelos seus PIB's). Adicionalmente, encontram que ajustamentos bem sucedidos estão associados a aumentos do investimento, competitividade, crescimento do produto e emprego, sendo o contrário aplicável aos mal sucedidos. Esta diferença é atribuída à composição do impulso, já que, em média, não foram encontradas diferenças substanciais em suas magnitudes.

Resultado similar é encontrado em Alesina *et al.* (2002), que tem por objetivo explicar o comportamento do investimento como função dos movimentos fiscais. Estes últimos, no caminho explorado pelos autores, afetam o mercado de trabalho, que, por sua vez, influencia a lucratividade das empresas e, conseqüentemente, os investimentos.

Utilizando uma amostra de 18 países da OCDE entre os anos de 1960 e 96, encontram que aumentos em salários e/ou emprego público puxam os salários do setor privado para

cima, desincentivando fortemente os investimentos[16]. Efeitos na mesma direção também são obtidos por aumentos das transferências ou aumentos dos impostos sobre o trabalho. Como em Alesina e Perotti (1995), não são encontradas mudanças nos efeitos das variáveis fiscais em resposta a grandes alterações da postura fiscal, ou seja, à magnitude dos ajustes.

Em Giavazzi e Pagano (1990), os autores investigam os casos da Dinamarca e da Irlanda, inspiradores desta literatura, onde ocorreram fortes contrações fiscais acompanhadas de expansões da economia. A abordagem empregada é a segunda mencionada anteriormente, isto é, de modelar o que denominam "efeitos diretos" da política fiscal para posteriormente verificar o comportamento da parte não explicada de suas regressões durante os episódios de interesse: Dinamarca 1984-87 e Irlanda 1987-89. A presença de grandes erros de previsão indicaria, segundo os autores, a existência de um *"puzzle"* de consumo, que poderia ser explicado por efeitos associados às expectativas[17].

Assim os autores procuram expurgar as reações do consumo à queda de renda disponível devido ao aumento dos impostos e à alteração da riqueza associada a mudanças nas taxas real e nominal de juros[18] [19]. O resultado é que estes efeitos consistentemente subestimam o consumo durante os episódios mencionados, havendo uma parcela positiva não explicada, consistente com a proposta de efeitos expansionistas através de alterações de expectativas durante fortes consolidações.

---

[16] São utilizados mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais para obter a relação da razão investimento/capital com uma proxy do efeito marginal do capital sobre o valor presente do lucro esperado. É implementado um VAR para gerar previsão das variáveis fiscais e obter esta proxy.

[17] Neste trabalho, a visão que leva em conta as expectativas é associada ao Conselho Alemão de Especialistas em economia, no início da década de 1980.

[18] As estimações, por variáveis instrumentais não-lineares (NLIV). Os dados utilizados inicialmente são anuais, indo de 1971 a 87 para a Dinamarca e de 1961 a 87 para a Irlanda. Os resíduos são computados com previsões fora da amostra com atualização das variáveis exógenas, para a Dinamarca entre 1984 e 87, usando dados de consumo de não-duráveis, e para a Irlanda em 1988, usando dados de consumo total.

[19] Separadamente, consideram a substituição de bens fornecidos pelo governo e adquiridos pelo setor privado, o que poderia gerar um aumento do consumo privado frente a uma contenção de gastos públicos. O exame de despesas desagregadas do setor privado e do governo para os anos de 1983-84 na Dinamarca indica que, embora o efeito exista, sua contribuição para o aumento total do consumo seria modesta, de 14,9%.

Em Giavazzi e Pagano (1997), os autores investigam os efeitos das variáveis fiscais sobre o consumo, explorando as características de intensidade e persistência dos impulsos fiscais. Identificam um ano t de um dado país como pertencendo a um episódio fiscal "anormal" se a mudança cumulativa do déficit primário ciclicamente ajustado (estrutural):

- em 4 anos sucessivos incluindo t for maior que 5% do PIB potencial, ou
- em 3 anos sucessivos incluindo t for maior que 4% do PIB potencial, ou
- em 2 anos sucessivos incluindo t for maior que 3% do PIB potencial, ou
- em t for maior que 3%

A idéia básica é de que mudanças grandes e persistentes do déficit estrutural podem desencadear a revisão das expectativas sobre as variáveis fiscais futuras e, conseqüentemente, sobre o valor presente esperado da riqueza do setor privado.

Inicialmente, empregando uma amostra de 19 países da OCDE com dados anuais desde o início da década de 70 até 1992, obtêm[20] dois conjuntos de parâmetros associados às variáveis fiscais (impostos, transferências e consumo do governo), sendo que um corresponde a períodos normais e o outro a episódios "anormais". São encontrados efeitos "não-keynesianos" bastante robustos para os episódios "anormais", associados não apenas a mudanças no consumo do governo, mas também em algum grau às alterações em transferências e impostos.

Em seguida, partem para uma análise em séries de tempo da Suécia, empregando um banco de dados anuais que vai de 1970 a 1994. A vantagem de se examinar um país separadamente consiste em poderem adicionar a riqueza privada como controle. Com isto, conseguem saber se os efeitos "não-keynesianos" encontrados não poderiam ser atribuídos a efeitos-riqueza associados à mudança da taxa de juros e dos preços de ativos ou da reavaliação do valor presente da renda pelas famílias, associada a novas expectativas. O

[20] São utilizadas estimações de OLS, robusta de Huber (para *outliers*) e 2SLS.

interesse no caso sueco deriva da existência de uma forte expansão fiscal (associada à queda de impostos e ao aumento de transferências) com efeitos contracionistas no período 1990-94. Neste caso, foram implementadas estimações[21] da relação entre consumo de não-duráveis, riqueza e renda corrente, procurando-se observar o que ocorre com os erros de predição no período 1990-1994, na mesma abordagem da pesquisa anterior. A presença de erros de predição negativos confirmou que os efeitos associados à riqueza seriam insuficientes, ao menos no caso sueco de 1990-94, para explicar a queda de consumo que acompanhou a expansão fiscal.

Em Giavazzi *et al.* (2000) é examinado o comportamento da poupança nacional. Na especificação empírica escolhida os efeitos sobre esta variável podem depender do sinal do impulso fiscal, do seu tamanho e duração, do nível anterior e taxa de crescimento do endividamento público[22]. Os critérios utilizados para identificar estas situações podem ser encontrados no Apêndice 1. Para os painéis, são empregados dois bancos de dados, um da OCDE com dados para 18 países de 1970 até 1996 e outro de países em desenvolvimento (*World Saving Data Base* do Banco Mundial) com dados de 150 países em desenvolvimento entre 1960 e 1995[23].

Os resultados para a OCDE indicaram que os efeitos tanto da tributação quanto dos gastos públicos são altamente não-lineares. Em tempos normais, o efeito da arrecadação líquida de impostos sobre a poupança nacional é positivo, enquanto que durante fortes cortes ou expansões fiscais, este fica bastante atenuado. Nestes episódios, o efeito dos gastos públicos, que é negativo, também foi mais suave. Diferenciando expansões e contrações, os

---

[21] Foram utilizados estimadores de mínimos quadrados não lineares (NLLS), variáveis instrumentais não lineares (NLIV) e um modelo de correção de erros (ECM). Todos tenderam a superestimar o consumo de bens não duráveis nos anos de 1990 a 1994.

[22] Também implementam testes para verificar se há impactos diferentes dependendo da composição das grandes expansões e contrações fiscais. Os resultados foram inconclusivos.

[23] A disponibilidade real das variáveis dentro deste intervalo depende do país e ano. As regressões são estimadas por efeitos fixos. No banco de dados da OCDE a arrecadação de impostos líquida de transferências e a taxa real de juros são instrumentalizadas.

autores encontram que o efeito dos impostos apresenta comportamento assimétrico: é positivo em tempos normais, menor durante grandes expansões e não significativo durante contrações. Os gastos têm um padrão similar, apresentando um coeficiente negativo em tempos "normais" que excede em valor absoluto o correspondente a grandes expansões, sendo quase o dobro do referente a grandes contrações. Os testes realizados para verificar a influência de endividamento apontam para sua insignificância.

Para os países em desenvolvimento, também são encontradas não-linearidades com padrões similares aos da OCDE, embora as assimetrias sejam mais suaves. A principal diferença é que enquanto na primeira amostra os efeitos maiores ocorrem apenas nas grandes contrações, nesta outra os períodos de grandes expansões se comportam de maneira bastante simétrica. Outro resultado importante é que nos períodos em que há rápido aumento do endividamento público aparecem resultados bem diferentes, sendo que o efeito de um aumento nos gastos cai muito e o de um aumento nos impostos fica praticamente nulo.

Finalmente, Choi e Devereux (2005) procuram efeitos diferentes dos gastos públicos dependendo do nível da taxa real de juros no momento anterior. Os autores, embora sem a formalização de um modelo matemático, consideram uma situação em que os agentes têm um horizonte de planejamento finito e na qual o gasto público pode elevar a produtividade do setor privado. Ao mesmo tempo, existe um limiar para a razão dívida pública/PIB que precipita uma grande consolidação fiscal.

Assim, quando a chance de ocorrer uma consolidação é relativamente pequena, o efeito dos gastos público é expansionista. Por outro lado, quando a taxa real de juros for muito superior à taxa de crescimento real do PIB, torna-se mais provável que um aumento dos gastos do governo faça com que o limite superior da razão dívida/PIB seja atingido dentro do horizonte de planejamento dos agentes, reduzindo consumo e investimento[24]. Assim são

[24] Considera-se a possibilidade de impostos maiores sobre as empresas durante a consolidação.

especificados regimes diferentes de acordo com a taxa real de juros[25] no período que precede o impulso fiscal.

Utilizando sistemas de equações simultâneas que permitem que os coeficientes variem ao longo dos diferentes regimes, por meio do modelo TVAR[26] (*Threshold Vector Autorregression Model*), são estimadas as respostas de diversas variáveis ao gasto público. Os autores empregam dados trimestrais para os Estados Unidos, entre 1959:1 e 2001:4. São encontrados dois limiares, determinando regimes de baixa, moderada e alta taxa de juros.

Como era esperado, os autores encontram que o crescimento do investimento responde no curto prazo positivamente ao crescimento do gasto público quando a taxa de juros é baixa e negativamente nos outros dois regimes. Quanto ao crescimento do consumo privado, o efeito do impulso fiscal é positivo, apresentando uma magnitude maior com taxas de juros reais baixas que com taxas moderadas, enquanto que o efeito volta a crescer quando se passa para taxas altas. Um motivo levantado pelos autores para este último resultado seria que a taxa real de juros responde pouco ao gasto público neste regime. Já o PIB, por sua vez, tende a apresentar uma resposta positiva, sendo mais pronunciada quando a taxa de juros é baixa. Outro resultado interessante é que o governo só se volta para a emissão de moeda como fonte de recursos quando o endividamento se torna caro, isto é, no regime de altas taxas de juros reais.

No que diz respeito a não-linearidades na América Latina, Min Shi (2002) usa dados obtidos primordialmente da base de Gavin e Perotti (1997) para investigar algumas questões sobre ajustes fiscais. É definido um critério de sucesso, baseado na duração da contração

---

[25] Na amostra utilizada, a taxa de crescimento média não varia muito entre os regimes encontrados, confirmando que se pode abstrair da taxa de crescimento do PIB na determinação dos limiares. A estimação de limiares baseados na diferença entre a taxa real de juros e a taxa de crescimento real do PIB traria complicações empíricas – Choi e Devereux (2005), nota 14, pg. 19.

[26] São utilizadas duas especificações diferentes. Cada uma delas é estimada duas vezes, tendo como medidas do gasto privado o consumo e o investimento, alternativamente.

fiscal[27] e são analisados as características de composição, alguns efeitos macroeconômicos e os determinantes das probabilidades de ocorrência de um ajuste fiscal e de que este seja bem sucedido, dado que aconteceu.

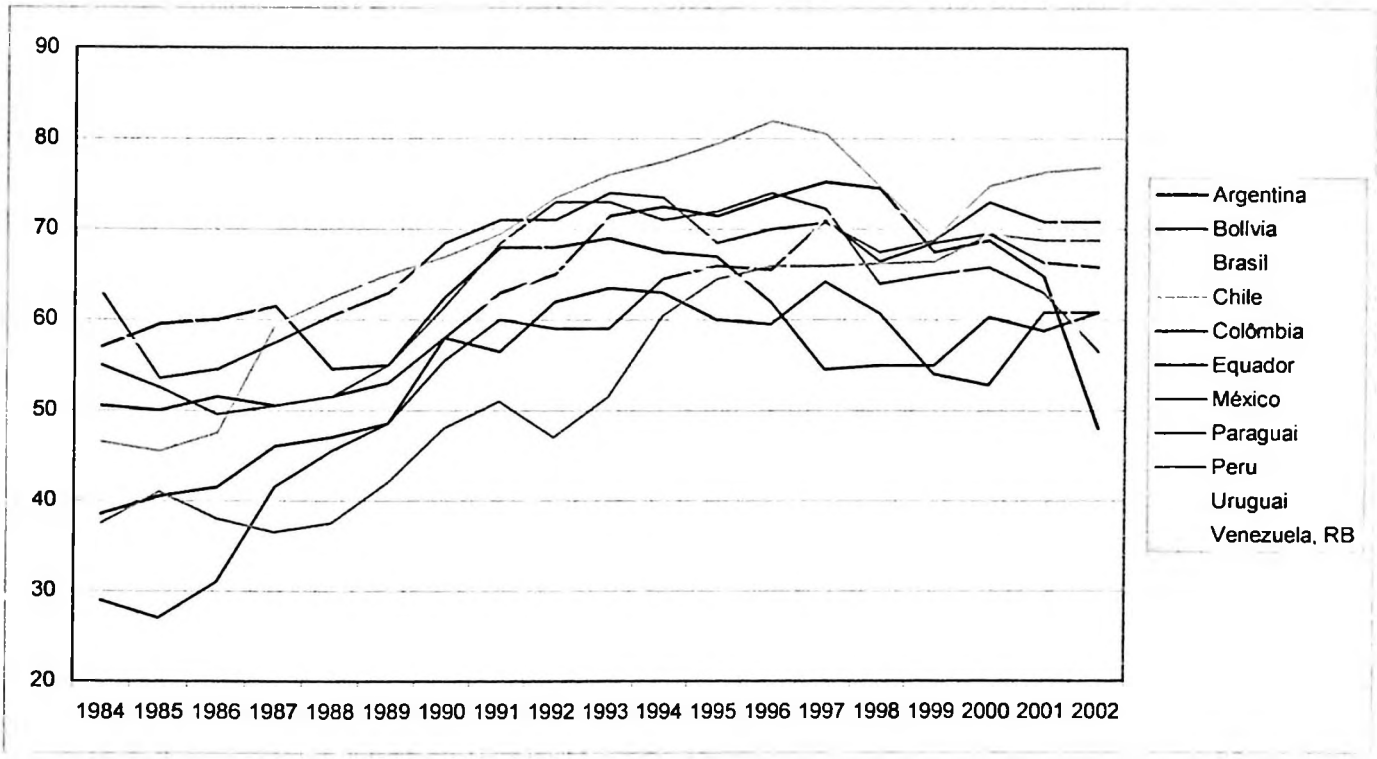
Reportamos os principais resultados de interesse para nós. Os períodos de apertos fiscais bem sucedidos estão relacionados a cortes de despesas (especialmente subsídios e transferências) enquanto que os mal sucedidos são obtidos por aumentos de receitas (particularmente as não tributárias). Por outro lado, não há diferenças de tamanho das quedas de déficit entre os dois tipos de ajustes. Quanto aos efeitos, utilizando médias de dois anos antes, dois anos depois e dos anos durante os episódios de contração fiscal, encontram que os bem sucedidos abrem a possibilidade de uma contração fiscal expansionista. Um dos principais resultados é obtido usando a taxa de crescimento do PIB medida como crescimento no país menos crescimento médio da região. A média desta variável antes de contrações fiscais bem sucedidas é de –1,68%, passando para 0,47% durante o episódio e atingindo 1,24% depois. Nos ajustes mal sucedidos, o padrão é inverso, porém as médias antes durante e depois não são estatisticamente diferentes entre si.

[27] Anos de contração fiscal são definidos como aqueles em que o superávit primário aumenta pelo menos 3% do PIB ou aqueles que são o primeiro de um grupo de anos consecutivos nos quais o superávit primário aumenta em pelo menos 2% do PIB por ano. Ajustes bem sucedidos se sustentam por 3 ou mais períodos. O ajuste dura até o ano t+k (k=1,2,3) se (a) o superávit primário no ano t+k ainda excede seu nível antes do ajuste em pelo menos 3% do PIB, ou (b) havendo uma queda do superávit primário no ano t+k, a redução é menor que a metade do seu aumento no ano inicial da contração. São usados dados ciclicamente ajustados, aplicando-se o procedimento de Blanchard (1993), vide nota 14.

4 – ICRG e Não Linearidades

Passamos agora a procurar indícios da relevância do risco país como elemento de alteração dos efeitos da política fiscal no bloco. Utilizamos o risco país medido pelo *rating* do ICRG (*International Country Risk Guide*), como o elemento que provoca a alteração do efeito da política fiscal. Este índice é composto de 22 variáveis dispostas em 3 subcategorias de risco: político, financeiro e econômico. Ele apresenta um valor entre 0 e 100, crescendo com a

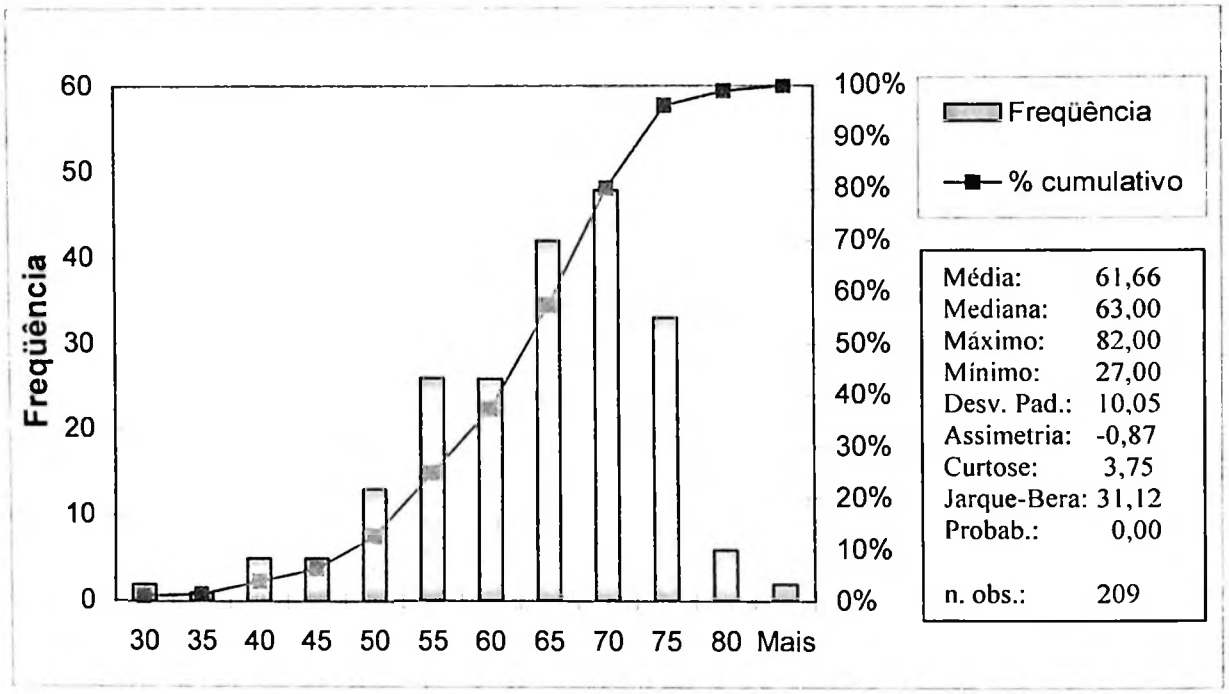
Gráfico 4.1 – ICRG



credibilidade do país. O ICRG é computado desde 1980 pelo PRS Group (*Political Risk Services Group*) e proporciona medições mensais para 140 países. Em nossa amostra, incorporamos os dados em uma periodicidade anual, desde 1984, tal como aparece no *World Development Indicators* (WDI) 2004, do Banco Mundial. No gráfico 4.1 mostramos as séries de ICRG para os países utilizados, entre 1984 e 2002. Como podemos observar, há uma tendência geral de elevação até o início da década de 90.

O Gráfico 4.2 exibe o histograma do ICRG para os países de nossa amostra para o período, juntamente com algumas estatísticas de uso comum. A distribuição é leptocúrtica e

Gráfico 4.2 – ICRG: Distribuição



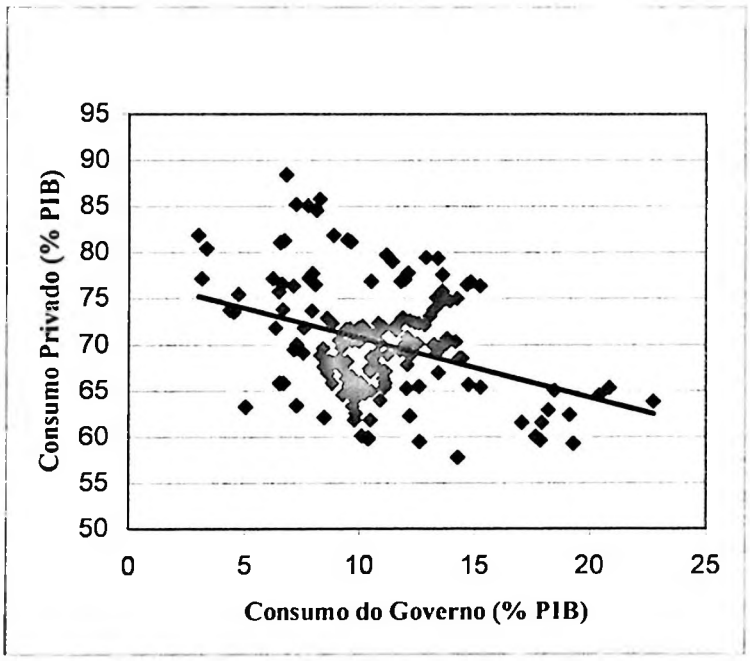
Nota: a freqüência de um bloco é dada pelo número de observações menores ou iguais ao valor associado ao mesmo e maiores que o do anterior.

apresenta uma cauda à esquerda. É interessante ressaltar que as observações nas caudas serão bastante importantes, já que geralmente tentamos diferenciar períodos atípicos daqueles assumidos como "normais".

4.1 – Consumo do Governo Geral

No gráfico de dispersão 4.1.1, encontramos uma correlação negativa entre o consumo privado e o do governo geral, como proporções do PIB. Colocamos uma linha de tendência

Gráfico 4.1.1 – Consumos Privado e do Governo

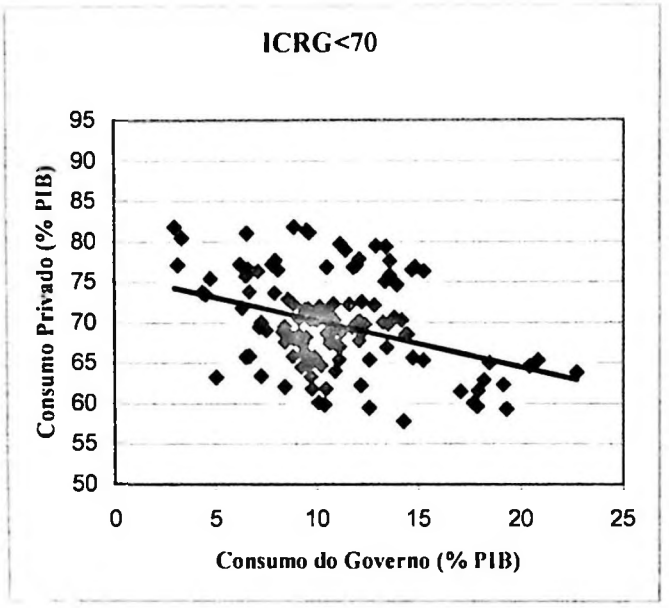


declividade: -0,65 n. obs.: 165

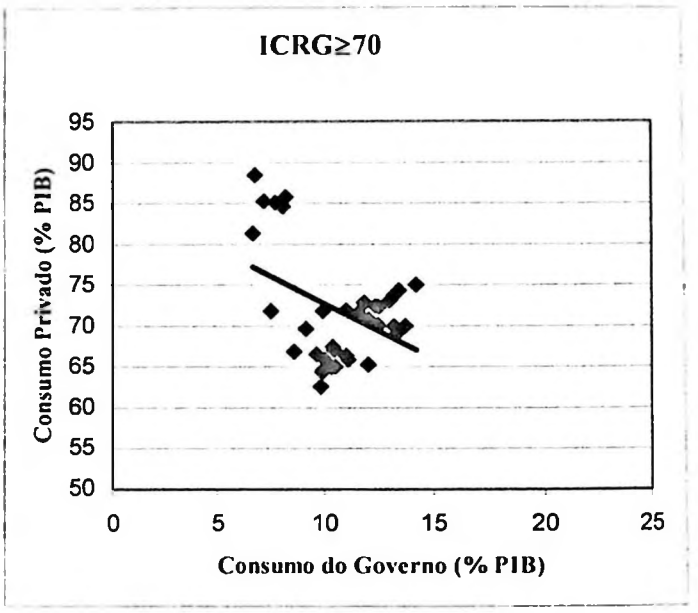
para facilitar a visualização. São utilizados dados anuais para os países da amostra e a série é referente ao governo consolidado.

O Gráfico 4.1.2 apresenta seis painéis com os quais exploramos se a relação negativa encontrada entre as variáveis é sensível ao nível do ICRG no ano anterior. Cada linha tem dois gráficos, construídos dividindo-se a amostra com um limiar para o ICRG. Os painéis centrais repartem aproximadamente a metade da amostra para cada gráfico. Os painéis superiores nos dão indicação de que a relação se torna mais negativa para o grupo com maior credibilidade. Não encontramos, porém, qualquer indício de reversão de sinal na relação.

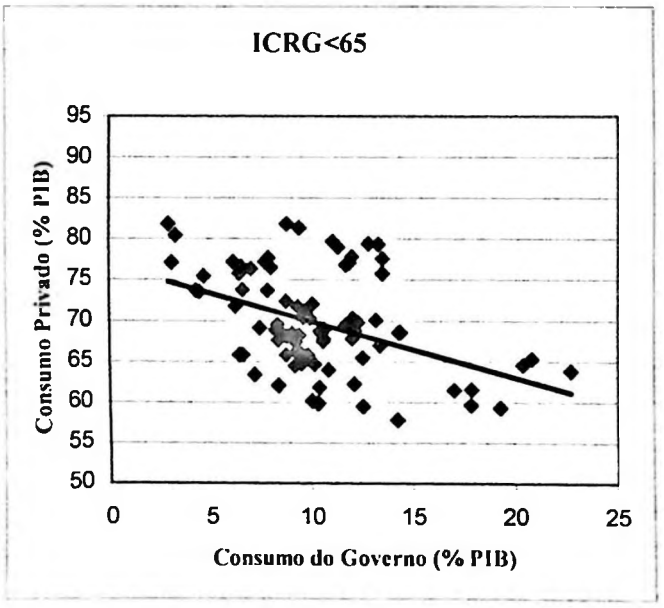
Gráfico 4.1.2 – Consumos Privado e do Governo: Diferentes Níveis Iniciais de ICRG



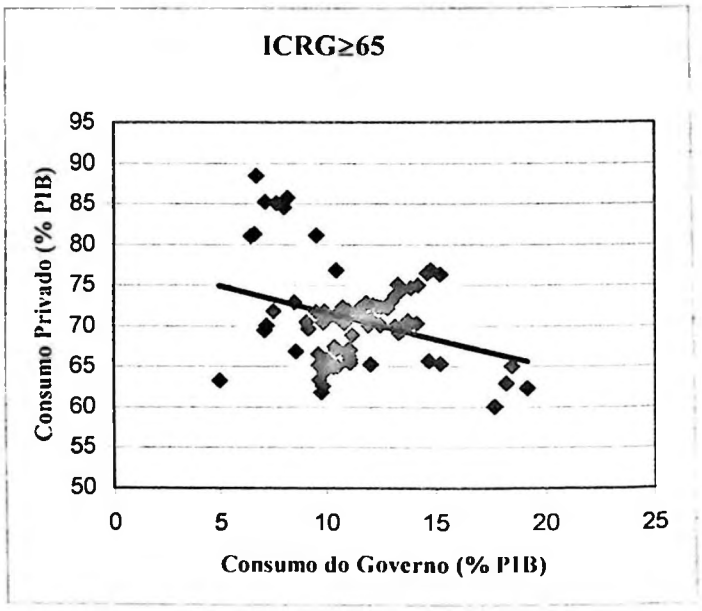
declividade: -0,57 n.obs.:127



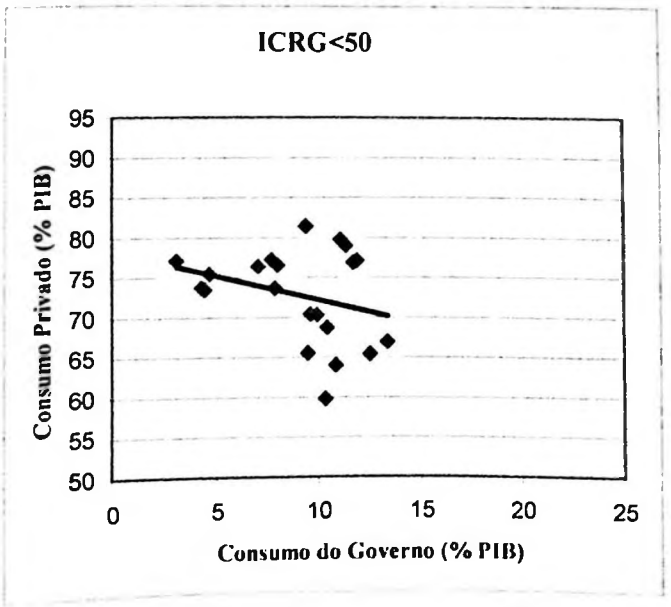
declividade: -1,35 n.obs.: 38



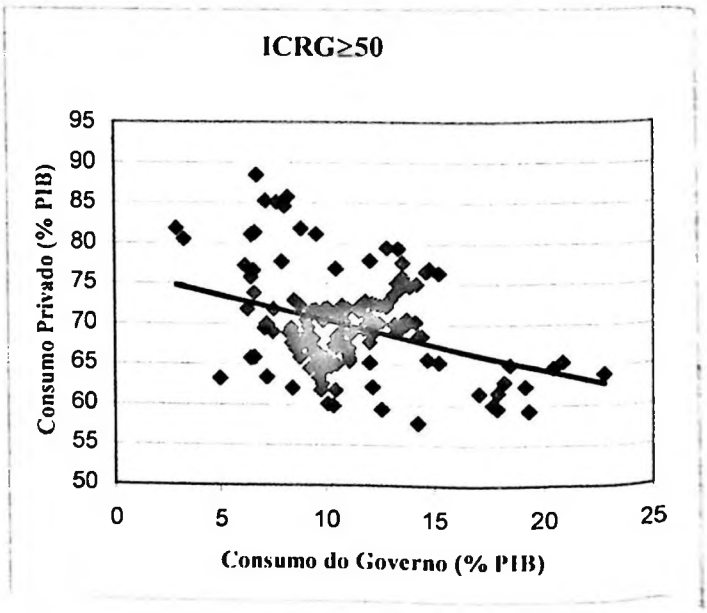
declividade: -0,69 n.obs.: 86



declividade: -0,66 n.obs.: 79



declividade: -0,61 n.obs.: 21

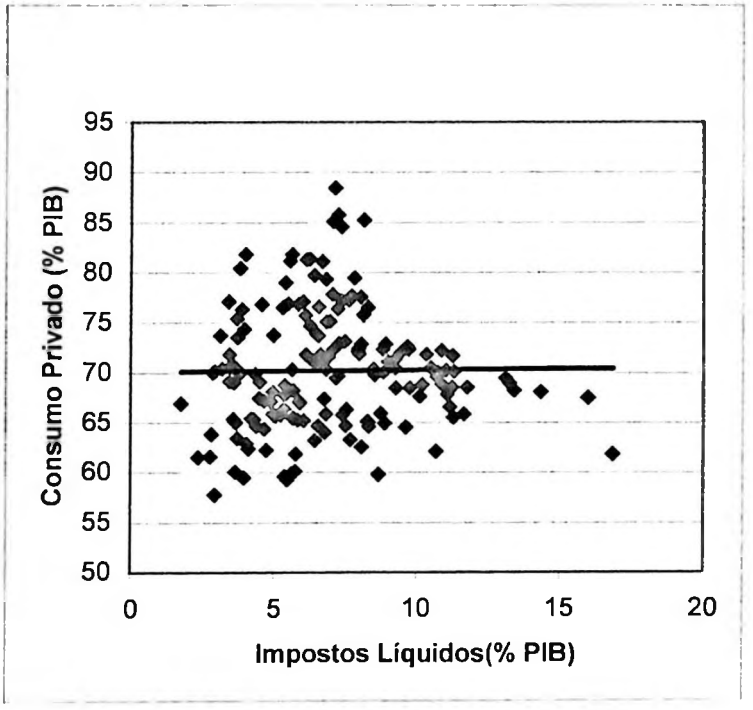


declividade: -0,61 n.obs.: 144

4.2 – Impostos Líquidos de Transferências

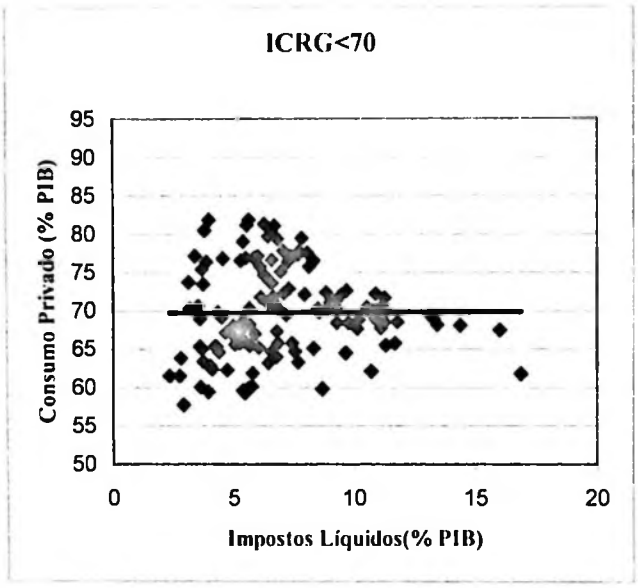
A variável de arrecadação tributária é computada subtraindo-se da receita proveniente de impostos, os subsídios e outras transferências, recebidas por empresas públicas e privadas. Devido à ausência de dados consolidados, a série é referente ao governo central. O Gráfico 4.2.1 mostra a dispersão conjunta desta variável e do consumo como proporções do PIB.

Gráfico 4.2.1 – Consumo Privado e Impostos Líquidos

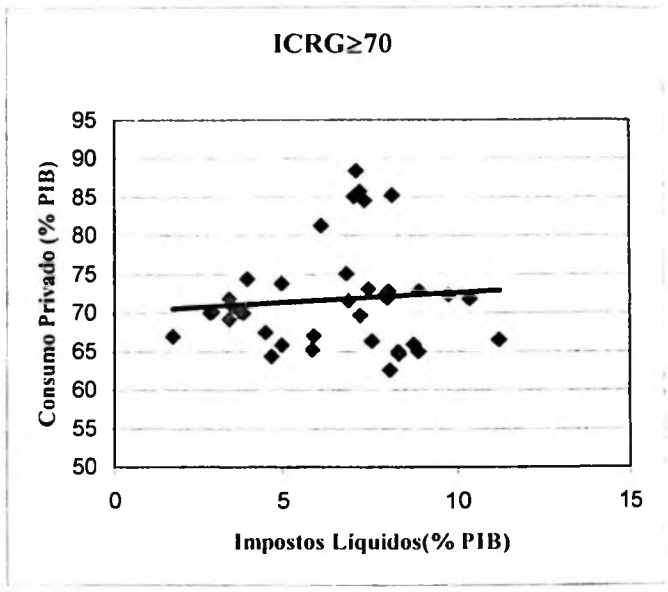


declividade: 0,02 n.obs.: 165

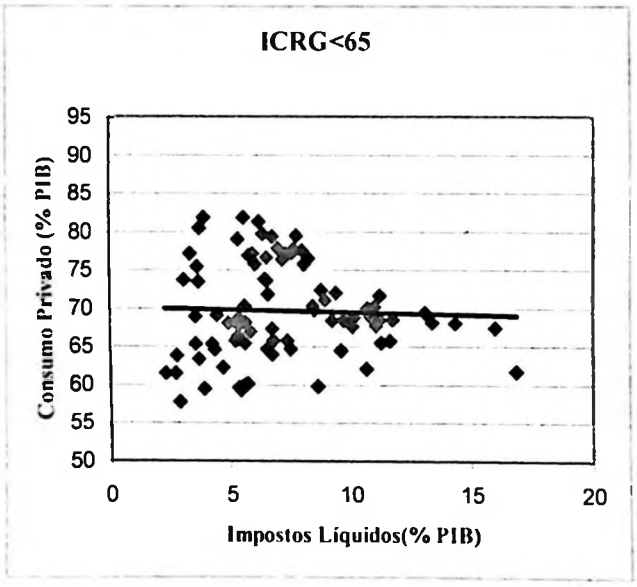
Gráfico 4.2.2 – Consumo Privado e Impostos Líquidos: Diferentes Níveis Iniciais de ICRG



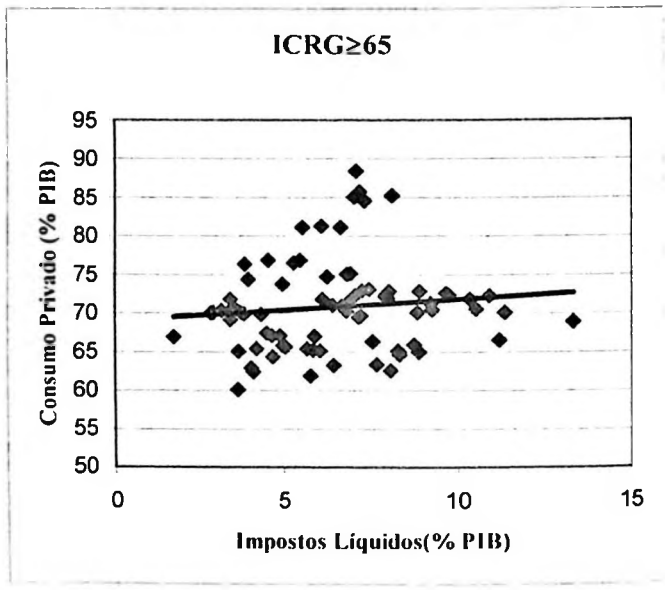
declividade: 0,01 n.obs.:127



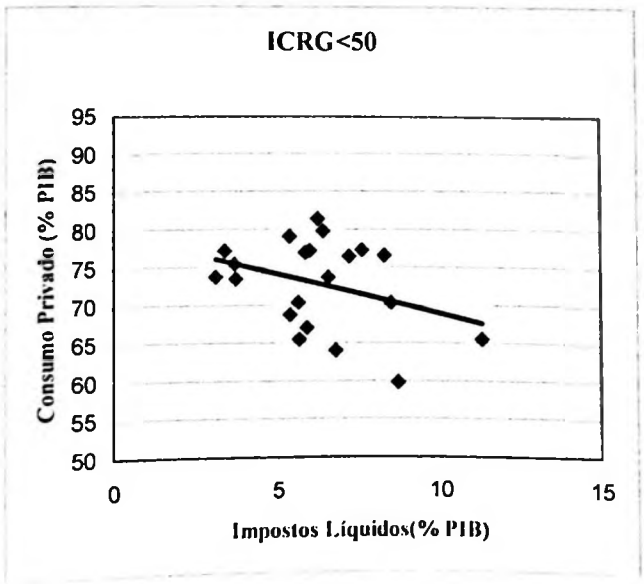
declividade: 0,25 n.obs.: 38



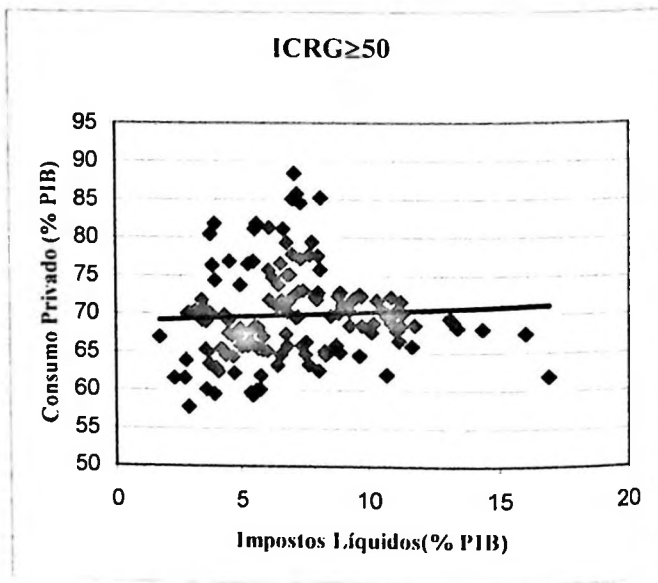
declividade: -0,07 n.obs.: 86



declividade: 0,28 n.obs.: 79



declividade: -1,04 n.obs.: 21



declividade: 0,13 n.obs.: 144

Observamos uma associação levemente positiva entre as variáveis. O coeficiente da reta ajustada é muito próximo de zero, embora deixemos a inferência para a parte econométrica.

O Gráfico 4.2.2 mostra o comportamento das duas variáveis quando dividimos a amostra. Utilizamos os mesmos limiares que anteriormente e encontramos que em qualquer um deles a declividade da reta ajustada aumenta quando passamos do grupo com menor *rating* para o de credibilidade superior, sendo que nos quatro painéis inferiores verificamos inversão do sinal.

Desta forma, tudo indica que o ICRG pode ser relevante na determinação da reação do setor privado na decisão de consumo às variáveis de política fiscal.

5 – Avaliação Empírica

5.1 – Estratégia Empírica

Nesta seção especificamos a equação que utilizaremos na estimação dos efeitos da política fiscal. Para tanto, começamos na subseção 5.1.1 definindo o conjunto de controles relevantes, na 5.1.2 apontamos as dificuldades impostas pela disponibilidade de dados, na 5.1.3 descrevemos a equação propriamente dita, passando, em seguida, para a discussão sobre o problema de endogeneidade (5.1.4) e para a apresentação do banco de dados e a escolha dos estimadores que implementamos (5.1.5).

5.1.1 – Controles

Nosso objetivo fundamental é investigar a existência de sinais fiscais, em particular daqueles associados a diferentes níveis de risco país, através das respostas do consumo privado.

Para isto, devemos inserir em nossa equação, controles que separem os efeitos das variáveis de política fiscal daqueles gerados por outras variáveis relevantes, as quais identificamos recorrendo a diferentes teorias de grande relevância para a macroeconomia.

Em primeiro lugar, desejamos permitir alguma inércia no consumo privado, já que os indivíduos podem encontrar dificuldades em ajustar esta variável, devido, por exemplo, à formação de hábitos de consumo.

Via de regra, supomos que os indivíduos gostariam de planejar o consumo ao longo de toda sua vida, maximizando intertemporalmente sua utilidade, o que geralmente resulta em um padrão esperado suave para esta variável. Isto estabelece fortes exigências sobre o grau de

racionalidade e a informação disponível. Pode ser, no entanto, que os indivíduos não enxerguem muitos períodos à frente, fenômeno que costumamos chamar de miopia, o que faria com que a renda corrente tivesse preponderância na decisão de consumo. Nesta mesma linha, outra possibilidade é que imperfeições nos mercados de crédito impeçam que os indivíduos tomem empréstimos da magnitude que seria necessária para cumprir seu plano ótimo de consumo, ou seja, que existam restrições de liquidez / crédito[28]. Este elemento pode ser intensificado pela inclusão do consumo de bens duráveis (ao invés de seus serviços) em nossa variável dependente como ocorre em nossa amostra. Segundo Hayashi (1982) a existência de um *spread* entre as taxas de juros para aplicar recursos e para tomar empréstimos faz com que a melhor opção para indivíduos não míopes seja a de concentrar a aquisição de bens duráveis nos momentos em que a renda disponível é mais elevada. Na verdade, os serviços resultantes dessas aquisições serão espalhados no tempo. Uma terceira possibilidade é que parte da variação da renda corrente seja entendida como uma mudança na renda permanente dos indivíduos, ou melhor, que as inovações na renda corrente afetem sensivelmente as expectativas de renda futura dos indivíduos, o que conseqüentemente demandaria um ajuste do consumo. Todos estes fatores podem estar presentes simultaneamente e indicam a importância de incluir uma variável de renda corrente em nossa equação. Se algum destes mecanismos ocorrer, esperamos que o impacto da renda corrente sobre o consumo seja positivo.

Além disto, as variações da taxa real de juros alteram o preço do consumo presente em termos de consumo futuro. Esperamos que um aumento da taxa de juros, que torna o consumo presente mais caro, faça com que este caia. Como a taxa de juros de referência em cada país geralmente é aquela paga pelos títulos da dívida pública, no entanto, os movimentos da taxa real de juros estarão fortemente associados ao prêmio de risco exigido pelo mercado para o

[28] Alguns modelos assumem que também pode haver dificuldades em poupar, isto é, adiar consumo.

financiamento desta. Como as variações do prêmio de risco estão vinculadas à probabilidade de não pagamento da dívida, o sinal associado a um aumento do prêmio de risco pode gerar expectativas otimistas por parte dos consumidores, tornando incerto o sinal esperado para a taxa de juros. Exploraremos melhor este ponto na próxima seção.

Meyer (1974) define riqueza privada líquida como a soma de capital produtivo e ativos financeiros que são passivos de agentes fora do setor privado do país, isto é, do governo ou de estrangeiros. O autor denomina efeito riqueza a influência desta variável nas decisões de gasto do setor privado. Pode ser que os indivíduos pretendam consumi-la totalmente até o fim de suas vidas, ou legar parte desta para seus descendentes, mas um aumento da riqueza tende a gerar reflexos positivos do consumo[29].

Finalmente, de acordo com os modelos de ciclo de vida, a composição etária da população pode ser um fator importante a ser levado em conta. Segundo Modigliani (1986) há uma taxa de poupança relativamente constante no grupo de idade intermediária, porém muito baixa ou mesmo negativa entre os muito jovens ou velhos. Geralmente a explicação disto é que os jovens ainda não se integraram no mercado de trabalho (consumindo por conta da renda futura esperada), enquanto que os idosos já se retiraram deste (consumindo a poupança acumulada na forma de riqueza durante os anos de atividade produtiva)[30]. Esperamos que um país em que haja uma participação importante destes dois últimos grupos na população apresente um consumo maior dada a renda corrente e a taxa de juros, que um país composto preponderantemente por indivíduos em idade produtiva[31].

---

[29] Novamente, a questão de se a dívida pública faz parte da riqueza está ligada à equivalência ricardiana. Se os indivíduos enxergam que terão de pagar impostos para o pagamento de títulos da dívida pública, estes não serão vistos como parte da riqueza. De qualquer forma não dispomos de dados completos sobre o endividamento dos países da amostra, bem como sobre os seus detentores.

[30] Aqui, mais uma vez, é importante que os agentes sejam capazes de planejar o futuro e que tenham acesso ao mercado financeiro.

[31] O resultado é válido se realmente isto for uma indicação de maior produtividade e, portanto, maior renda *per capita* permanente no primeiro país e para o mesmo número de anos de atividade e inatividade. Se, por exemplo, a maior produtividade for acompanhada de um aumento dos anos de aposentadoria o resultado não necessariamente se segue.

5.1.2 – Variáveis

Infelizmente, há dificuldades empíricas para efetuar alguns destes controles. Primeiramente, controlamos pela renda corrente incluindo na equação a Renda Nacional. A medida de renda mais apropriada para os casos de miopia ou restrição de crédito seria, entretanto, a renda disponível do setor privado. Como os indivíduos são incapazes de planejar o futuro ou de realocar a renda no tempo, a variável relevante seria a quantidade de recursos de que estes dispõem de fato naquele momento. Se este for o caso, esperamos que um efeito negativo sobre o consumo seja captado pela arrecadação de impostos deduzida de subsídios e transferências, que fará parte de nossa equação[32].

O próximo problema encontrado foi a inexistência de dados completos em painel a respeito da taxa real de juros nos países da amostra[33]. Para transpor este problema, incluímos separadamente uma taxa real de juros norte-americana, *proxy* de uma taxa de juros livre de risco, e o diferencial de *rating*, medido pelo ICRG[34]. Assim, esperamos um coeficiente certamente negativo para a taxa de juros livre de risco, embora não tenhamos certeza do que esperar para o diferencial de risco, já que, por um lado, este deve elevar a taxa real de juros mas, por outro, pode ter impactos diretos sobre os quais não podemos inferir nada[35].

Em terceiro lugar, não dispomos de uma medida de riqueza. Meyer (1974) nos dá algumas indicações de como podemos fazer este controle, ao menos parcialmente. Em primeiro lugar, como parte da riqueza líquida do setor privado é de natureza nominal,

---

[32] A utilização da renda disponível para o setor privado, obtida descontando-se da Renda Nacional a parte gerada pelo governo e aquela que este retira dos indivíduos (impostos menos subsídios e transferências), fez com que o coeficiente da arrecadação de impostos líquida de subsídios e transferências seja aumentado da magnitude do coeficiente da renda nacional, ficando significativo, o que é de difícil interpretação se não considerarmos que, de fato, esta variável faz parte da renda dos indivíduos.

[33] A inclusão da taxa real de juros do WDI 2005 impossibilitaria a inclusão da Argentina, do Chile e da Colômbia, bem como a utilização de períodos anteriores a 1990 na estimação.

[34] $ICRG_{EUA} - ICRG_{\text{país da amostra}}$.

[35] Os consumidores frente a um aumento do risco poderiam, por exemplo, tanto temer a desorganização da economia quanto ficar otimistas frente à expectativa de menores impostos no futuro.

devemos levar em conta o efeito riqueza induzido por variações do nível de preços. Isto é, já que um aumento do nível de preços gera uma queda da riqueza em termos reais, esperamos que este tenha um efeito negativo sobre o consumo. A forma escolhida para fazer este controle foi a inclusão do inverso do índice de preços ao consumidor, com base no ano 2000. Adicionalmente, o autor frisa que o valor presente de uma unidade de capital depende dos ganhos esperados e do fator de desconto aplicado a estes. Assim, esperamos que um aumento da taxa real de juros reduza a riqueza em termos reais[36].

O controle pela composição etária da população é resolvido incluindo-se a razão de dependência, definida como o quociente entre a população com idade menor que 15 ou maior que 64 anos e a população entre as duas idades. Esta medida pretende captar a relação entre dependentes e pessoas em idade de trabalho. Já a persistência do consumo é controlada adicionando-se uma defasagem da variável dependente à equação.

5.1.3 – A Equação

Utilizando os controles anteriormente definidos e as variáveis fiscais, chegamos à formulação básica da equação que queremos estimar:

$$\frac{C_{it}}{Y^*_{it}} = c_1 + \alpha_1 \frac{C_{i,t-1}}{Y^*_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{Y_{it}}{Y^*_{it}} + \alpha_3 r_{EUA,t} + \alpha_4 ICRGdif_{it} + \alpha_5 \left(\frac{1}{P_{it}}\right) + \alpha_6 dr_{it} + \beta_1 \frac{T_{it}}{Y^*_{it}} + \gamma_1 \frac{G_{it}}{Y^*_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$i = 1,2, \ldots, N$; $t=1, 2, \ldots, T$.

onde,

- C = consumo privado;
- Y = Renda Nacional;

[36] Além disto, o autor indica a existência de um efeito riqueza induzido pela renda (produto) já que o valor do capital pode variar de acordo com sua taxa de utilização. Desta forma, uma queda do nível de atividade na economia aumentaria a capacidade ociosa e afetaria negativamente o fluxo de ganhos do capital.

- r_{EUA} = taxa real de juros dos Estados Unidos;
- $ICRGdif = ICRG_{EUA,t} - ICRG_{it}$;
- P = nível geral de preços ao consumidor
- Dr = razão de dependência;
- T = arrecadação de impostos líquida de subsídios e transferências[37];
- G = consumo do governo;
- Y^* = produto potencial;
- c = heterogeneidade não observada (inerente a cada país);
- ε = termo de erro.

Os sub-índices i e t representam, respectivamente, o indicador da unidade de *cross-section* (país) e de tempo (ano).

Com a normalização das variáveis de contas nacionais e variáveis de finanças públicas pelo PIB potencial, conseguimos fazer com que as variáveis não normalizadas tenham efeitos mais coerentes sobre a variável dependente. Não seria razoável que, por exemplo, a taxa real de juros americana tivesse o mesmo efeito sobre o nível do consumo em países com níveis de renda diferentes.

Na escolha do PIB potencial para esta normalização, bem como em sua estimação preliminar (já que não dispomos destas séries), seguimos Giavazzi *et al.* (2000). Segundo os autores, a utilização do PIB potencial, em vez do corrente, permite a interpretação dos coeficientes das variáveis normalizadas como o efeito destas sobre o consumo no nível, já que o denominador está dado. Y^* é estimado regredindo-se separadamente o PIB de cada país, a preços constantes, em logaritmo, contra uma tendência temporal quadrática, e depois tomando o valor previsto.

[37] De aqui em diante chamamos esta variável simplesmente de arrecadação de impostos líquida.

Chamaremos a equação (1) de equação de *benchmark*, já que ela não incorpora a possibilidade de efeitos não-lineares da política fiscal, ou seja, os efeitos parciais de T e G são constantes.

$$\frac{C_{it}}{Y^*_{it}} = c_i + \alpha_1 \frac{C_{i,t-1}}{Y^*_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{Y_{it}}{Y^*_{it}} + \alpha_3 r_{EUA,i} + \alpha_4 ICRGdif_{it} + \alpha_5 \left(\frac{1}{P_{it}}\right) + \alpha_6 dr_{it} + \beta_1 \frac{T_{it}}{Y^*_{it}} + \boldsymbol{\beta}_2 \mathbf{d}_{it} \frac{T_{it}}{Y^*_{it}} +$$

$$+ \gamma_1 \frac{G_{it}}{Y^*_{it}} + \boldsymbol{\gamma}_2 \mathbf{d}_{it} \frac{G_{it}}{Y^*_{it}} + \varepsilon_{it} \qquad (2)$$

Na equação (2) introduzimos a possibilidade de não-linearidades por meio de $\mathbf{d}_{it}$, um vetor coluna de variáveis *dummy*. A variável em cada linha do vetor marca quando a observação tem algo de especial, de acordo com determinado critério. Na maioria das regressões que implementamos $\mathbf{d}_{it}$ é um escalar, já que utilizamos apenas um critério na diferenciação dos períodos. Neste caso, os coeficientes β_1 e γ_1 representarão os efeitos parciais das variáveis fiscais em tempos normais, enquanto que em tempos "anormais" os efeitos passam a ser $\beta_1+\beta_2$ e $\gamma_1+\gamma_2$ (lembrando que neste caso β_2 e γ_2 seriam 1x1, isto é, escalares). Nos casos em que $\mathbf{d}_{it}$ tiver mais que uma linha, β_2 e γ_2 serão vetores linha conformáveis com este, e estaremos usando mais de um critério simultaneamente.

Outra maneira de formular a equação seria:

$$\frac{C_{it}}{Y^*_{it}} = c_i + \alpha_1 \frac{C_{i,t-1}}{Y^*_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{Y_{it}}{Y^*_{it}} + \alpha_3 r_{EUA,t} + \alpha_4 ICRGdif_{it} + \alpha_5 \left(\frac{1}{P_{it}}\right) + \alpha_6 dr_{it} + \delta_1 (1 - d_{it}) \frac{T_{it}}{Y^*_{it}} + \delta_2 d_{it} \frac{T_{it}}{Y^*_{it}} +$$

$$+ \varphi_1 (1 - d_{it}) \frac{G_{it}}{Y^*_{it}} + + \varphi_2 d_{it} \frac{G_{it}}{Y^*_{it}} + \varepsilon_{it} \qquad (3)$$

Esta formulação tem a vantagem de indicar diretamente o tamanho dos efeitos em tempos normais e "anormais", porém não se adapta bem à utilização de mais de um critério[38]. Além disto, um motivo importante para optar pela equação (2) em detrimento da (3) é que aquela

[38] Assim, d_{it}, δ_1, δ_2, φ_1 e φ_2 são escalares, motivo pelo qual não aparecem em negrito.

permite o teste t direto dos efeitos adicionais em períodos atípicos contra a hipótese nula de que estes seriam zero, facilitando a avaliação da relevância do critério utilizado.

5.1.4 – Endogeneidade

A endogeneidade aparece de duas formas na equação que queremos estimar. Temos a possibilidade de que este problema surja na estimação dos coeficientes das variáveis fiscais e de alguns dos outros controles na forma de endogeneidade contemporânea, isto é, correlação entre regressores e erro a cada instante do tempo, enquanto que, por outro lado, a introdução da defasagem da variável dependente implica automaticamente na impossibilidade de termos exogeneidade estrita, hipótese de comum utilização em métodos de regressão em painel.

Tratemos primeiramente da possível endogeneidade das variáveis fiscais. O problema está associado à influência do ciclo econômico sobre o consumo privado e, ao mesmo tempo sobre as variáveis de política fiscal. Primeiramente a arrecadação de impostos líquida varia com o ciclo devido à existência de estabilizadores automáticos que reduzem os impostos e aumentam transferências em momentos de contração, fazendo com que se movam na direção oposta em períodos de expansão. Por outro lado, pode ser que haja mudanças discricionárias das variáveis fiscais, na tentativa de implementar políticas anticíclicas de cunho keynesiano, que resultariam em movimentos adicionais de redução da arrecadação de impostos líquida e também no aumento do consumo do governo nas contrações e em variações contrárias nas expansões.

Gavin *et al.* (1996) e Gavin e Perotti (1997) investigam os movimentos das variáveis fiscais na América Latina no ciclo econômico e encontram que a arrecadação de impostos realmente aumenta em expansões e se contrai nas recessões, mas os gastos do governo, por outro lado, se comportam de maneira procíclica, o que se intensifica durante recessões.

Outro ponto que pode ser levantado ainda dentro do problema de endogeneidade contemporânea é a dupla causalidade, isto é, a influência da variável dependente na determinação dos regressores. Feldstein (1982) ressalta que um aumento "exógeno" do consumo (imaginemos uma onda de otimismo dos consumidores) tende a impulsionar a demanda agregada de uma forma que aumenta quase todos os tipos de arrecadação de impostos, especialmente dos que incidem sobre vendas e lucros. Da mesma maneira, a renda corrente, a taxa de juros e o nível de preços podem sofrer pressões do consumo privado.

Antes de prosseguir, vale a pena ressaltar que, a princípio, embora suspeitemos que as variáveis fiscais gerem endogeneidade em nossa equação, não temos motivos para acreditar que a interação destas com as *dummies* na equação (2) sofreria do mesmo problema. Alternativamente, podemos pensar nesta questão utilizando a equação (3), na qual provavelmente nos preocuparíamos com a endogeneidade tanto em períodos normais quanto nos "anormais", entretanto não há porque pensarmos que isto afetaria a diferença dos efeitos. É essa diferença que procuramos estimar na equação (2) com as interações com as variáveis *dummy*[39].

O segundo problema associado à endogeneidade de que devemos tratar é a correlação entre o termo de erro e os regressores em diferentes momentos do tempo. Esta correlação pode causar problemas geralmente devido à forma como os procedimentos de estimação em painel lidam com o efeito não observado. Como temos uma defasagem da variável dependente na equação, o que caracteriza um painel dinâmico, a exogeneidade estrita é automaticamente violada, já que o regressor está correlacionado com o erro do período anterior.

Consideramos a taxa de juros dos EUA e a razão de dependência estritamente exógenas.

---

[39] Um argumento deste tipo é levantado por Perotti (1999).

5.1.5 – Amostra e Estimação

Nossa amostra utiliza dados do WDI[40] de 11 países da América Latina, sendo estes Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. O período utilizado é delimitado pela disponibilidade de dados, ficando entre 1985 e 2001 embora não tenhamos dados para todos os países em todos os anos, constituindo um painel desbalanceado. A amostra tem 151 observações.

A variável dependente foi computada utilizando-se o gasto final em consumo das famílias (*Household Final Consumption Expenditure*), definido como o valor de mercado de todos os produtos e serviços, incluindo produtos duráveis, adquiridos pelas famílias. A variável exclui a compra de domicílios, mas inclui os aluguéis imputados àqueles ocupados pelos proprietários. Também são incluídos os gastos de instituições sem fins lucrativos que servem às famílias bem como o pagamento de taxas ao governo para a obtenção de autorizações e licenças.

A variável de gasto público utilizada foi o Consumo Final do Governo Geral, que engloba todas as despesas correntes para a compra de bens e serviços, inclusive os gastos com pessoal. Uma vantagem desta variável é que ela se refere às três esferas de governo, já que todas têm participação na política fiscal. Do lado da arrecadação, por sua vez, só dispomos de dados referentes ao governo central. É utilizada a diferença entre a série de Arrecadação de Impostos e a de Subsídios e outras transferências correntes.

As definições de todas as variáveis utilizadas podem ser encontradas no Apêndice 2.

Nas regressões utilizaremos dois estimadores: o proposto por Arellano e Bond (1991) e o de Efeitos Fixos. O estimador de Arellano e Bond (AB) diferencia a equação no tempo, eliminando a heterogeneidade não observada, para, em seguida, instrumentalizar as variáveis endógenas (incluindo a defasagem da variável dependente). O conjunto de instrumentos

[40] *World Development Indicators* 2004 e 2005.

disponíveis inclui a variável dependente e as endógenas contemporâneas defasadas um número maior ou igual a 2 de vezes e as variáveis estritamente exógenas em todos os períodos. Este estimador é consistente com $N \rightarrow \infty$. Nossa amostra, no entanto, é razoavelmente pequena, tanto na dimensão N como na T. Desta forma, para assegurar a validade de nossas inferências, computamos o estimador de Efeito Fixos (EF), também conhecido como *within group estimator*, cujo viés associado ao painel dinâmico tende a zero conforme $T \rightarrow \infty$, segundo Nickell (1981). Nestas estimações, no entanto, não consideramos a endogeneidade contemporânea de outras variáveis.

5.2 – Resultados Empíricos

Nesta seção, apresentamos os resultados das regressões e comentamos suas principais indicações sobre o tema que investigamos. Nas tabelas apresentadas, os coeficientes significativamente diferentes de zero a 5% e 10% foram ressaltados em negrito e azul, respectivamente, os p-valores constam entre colchetes[41]. As variáveis fiscais e de contas nacionais estão representadas apenas pela letra usual, conforme as equações da subseção 5.1.3, omitindo-se, por simplicidade a normalização. Os sub-índices também foram eliminados, mantendo-se apenas os que indicam que a variável é defasada.

Entre os resultados, reportamos os testes de especificação das regressões por Arellano e Bond, quais sejam, o teste de Sargan e os testes de autocorrelação dos erros estimados. O teste de Sargan, cuja hipótese nula é a de que os instrumentos são válidos, gera uma estatística chi-quadrado, baseada na correlação dos instrumentos com os erros e, caso a especificação esteja correta esperamos não rejeitar que esta é nula. Os testes de Sargan apresentados foram obtidos com estimações de um estágio, sem correção para heteroscedasticidade. O motivo para isto é

[41] Quando dizemos que um coeficiente foi significante, queremos dizer que teve um p-valor de, no máximo, 10%.

que na presença desta, não existe um teste de Sargan correto que possa ser computado em um estágio. A indicação é a obtenção da estatística de teste em dois estágios (embora os autores recomendem que o resto da estimação não seja utilizado para inferência). A estimação em dois estágios, no entanto, com o software utilizado, Stata 8.0, apresentou problemas computacionais em diversas estimações. O teste apresentado, entretanto, tende a super-rejeitar a hipótese nula, de forma que, quando esta não pode ser rejeitada, sabemos que a estatística em dois estágios nos daria a mesma indicação. Mesmo assim, praticamente nenhum teste de Sargan apresentou rejeição a 10% de significância.

Por outro lado, como o modelo assumido em Arellano e Bond (1991) têm erros não autocorrelacionados, esperamos que os erros da equação diferenciada utilizada na estimação apresentem autocorrelação negativa de primeira ordem e nula de segunda ordem. Caso rejeitemos a hipótese de que esta última é nula, isto implicará em autocorrelação de primeira ordem nos erros do modelo no nível, o que tornaria os instrumentos inválidos e a estimação inconsistente. Se não pudermos rejeitar que a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos da equação estimada é nula, isto será uma indicação de que os erros na equação em nível são integrados e a estimação é consistente mesmo assim.

Iniciamos apresentando a equação (1), para posteriormente incorporar nossa questão central, de não-linearidades.

5.2.1 – *Benchmark*

A estimação da equação 1 permite uma verificação dos fatos estilizados iniciais, sem considerarmos a possibilidade de variação dos impactos da política fiscal. Reportamos os resultados na Tabela 5.2.1.

Sobre os resultados obtidos, devemos comentar que os estimadores de EF e AB geram efeitos bastante próximos, tanto na magnitude quanto na significância dos coeficientes

estimados. A principal divergência é que a defasagem do consumo não foi significativamente diferente de zero a níveis de confiança convencionais na regressão por AB, enquanto o contrário ocorreu na por EF.

Tabela 5.2.1 – *Benchmark*

Var. dep.: C_t	EF	AB
G	**-0,356**	**-0,411**
	[0,003]	**[0,004]**
T	0,088	0,204
	[0,528]	[0,163]
C_{t-1}	**0,253**	0,204
	[0,003]	[0,118]
Y	**0,496**	**0,501**
	[0,000]	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,007**
	[0,003]	**[0,000]**
ICRGdif	-5,85E-04	-1,05E-04
	[0,260]	[0,862]
I/P	**1,07E-08**	**1,10E-08**
	[0,000]	**[0,000]**
dr	-0,039	0,079
	[0,628]	[0,437]
Sargan – $chi^2(714)$		160,69
		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,88
		[0,060]
Autocorr. 2		z =-0,60
		[0,546]
n. obs.	151	140

O PNB apresentou um coeficiente significativo e por volta de 0,5 o que aponta para a relevância do controle na equação, embora, o fato do impacto dos impostos não ser estatisticamente diferente de zero é uma indicação de que as explicações de miopia e restrições de liquidez não são as mais apropriadas (a menos que o efeito negativo que esperaríamos para este esteja sendo anulado por outro positivo que não tenhamos levado em conta).

A taxa real de juros dos Estados Unidos apresentou um coeficiente negativo e estatisticamente diferente de zero, como já esperávamos, enquanto que o diferencial de ICRG não foi significativo. Como mencionamos anteriormente, é possível que o impacto negativo do prêmio de risco através da taxa de juros esteja sendo cancelado por um impacto positivo sobre o consumo, associado ao maior risco.

Finalmente, a razão de dependência não foi significante enquanto que o contrário ocorreu com o inverso do nível de preços, que apresenta coeficiente estimado positivo, como já esperávamos.

Passando agora para as variáveis fiscais, devemos salientar que nosso *benchmark* se encaixa no caso clássico, no qual o consumo do governo deve ter um impacto negativo sobre o consumo privado enquanto que variações da arrecadação de impostos são inócuas. Isto é consistente com as relações intuídas nos gráficos 4.1.1 e 4.2.1.

O principal mecanismo pelo qual G geraria queda de C seria através da revisão para baixo da renda disponível ao longo da vida. Um agravante deste efeito pode ser a substituição de consumo privado por bens providos às famílias pelo governo e que são incluídos no consumo deste. Como ressaltamos na seção sobre endogeneidade, a variável G é procíclica o que tende a fazer com que a regressão por EF superestime o coeficiente associado a esta, já que levaria em conta uma correlação positiva de forma errônea. Embora os coeficientes

obtidos por EF e AB sejam muito próximos, notamos que o primeiro é maior que o segundo, sendo um indicativo do viés para cima daquele.

Quanto à arrecadação de impostos líquida, não podemos rejeitar a hipótese nula de que seu coeficiente é zero, o que pode ser interpretado como a validade da equivalência ricardiana. Em relação às propriedades cíclicas da variável, nada podemos esperar, já que, segundo as referências apresentadas na seção 2, impostos e transferências se movem na mesma direção no ciclo.

5.2.2 – Interações com o *rating*

Antes de entrar na equação (2), fazemos uma primeira aproximação à questão das não linearidades sem a utilização de variáveis *dummy*. Ao invés destas introduzimos termos de interação entre as variáveis fiscais e o risco país. Este último entra de duas formas alternativas: o ICRG defasado um período ou o diferencial entre o ICRG norte-americano e o do país em questão, que denominamos ICRGdif [42], também defasado. O motivo de utilizarmos estas variáveis defasadas é que temos especial interesse nas variações de efeitos de acordo com a situação de risco inicial. Os resultados podem ser observados nas tabelas 5.2.2a e 5.2.2b, em ambas encontramos fortes indícios de efeitos não lineares das variáveis fiscais, em especial no caso da arrecadação líquida. As inferências sobre os controles se mantêm consistentes com o *benchmark*.

[42] O ICRGdif (diferencial de ICRG) é a mesma variável que utilizamos como *proxy* para o prêmio de risco da taxa de juros.

Tabela 5.2.2a – Interações ICRG

Var. dep.: C_t	EF	AB
G	0,389 [0,344]	0,496 [0,334]
$G*ICRG_{t-1}$	-0,012 [0,061]	-0,014 [0,059]
T	-2,450 [0,002]	-2,43 [0,011]
$T*ICRG_{t-1}$	0,038 [0,001]	0,039 [0,007]
C_{t-1}	0,205 [0,007]	0,153 [0,143]
Y	0,500 [0,000]	0,510 [0,000]
r_{EUA}	-0,006 [0,001]	-0,007 [0,000]
ICRGdif	1,20E-04 [0,816]	-5,34E-04 [0,327]
1/P	1,14E-08 [0,000]	1,16E-08 [0,000]
dr	0,054 [0,510]	0,184 [0,082]
Sargan – $chi^2(922)$		166,79 [1,000]
Autocorr. 1		z =-1,66 [0,096]
Autocorr. 2		z =-1,34 [0,182]
nº obs.	151	140

Tabela 5.2.2b – Interações ICRGdif

Var. dep.: C_t	EF	AB
G	-0,565 [0,000]	-0,694 [0,000]
$G*ICRGdif_{t-1}$	0,011 [0,057]	0,015 [0,063]
T	0,620 [0,001]	0,788 [0,006]
$T*ICRGdif_{t-1}$	-0,033 [0,002]	-0,035 [0,007]
C_{t-1}	0,203 [0,010]	0,152 [0,169]
Y	0,503 [0,000]	0,513 [0,000]
r_{EUA}	-0,005 [0,004]	-0,006 [0,000]
ICRGdif	-8,09E-05 [0,876]	3,30E-04 [0,570]
1/P	1,14E-08 [0,000]	1,15E-08 [0,000]
dr	0,056 [0,491]	0,188 [0,076]
Sargan – $chi^2(922)$		166,68 [1,000]
Autocorr. 1		z =-1,67 [0,095]
Autocorr. 2		z =-1,43 [0,152]
nº obs.	151	140

Analisemos primeiramente a Tabela 5.2.2a. Para computar o efeito das variáveis fiscais devemos somar o coeficiente obtido para estas diretamente com aquele da sua interação com o ICRG defasado, para algum valor deste. Examinemos alguns casos interessantes:

1. $ICRG_{t-1} = 100$: Neste caso a confiabilidade do país é máxima. O coeficiente do consumo do governo seria de –1,15 (EF) ou –1,42 (AB)[43] enquanto que o associado à arrecadação líquida de impostos seria de 1,32 (EF) ou 1,50 (AB). Em nossa amostra o valor mais alto assumido pelo ICRG é de 82[44], para o qual os coeficientes seriam respectivamente –0,94 (EF) ou –1,16 (AB) e 0,64 (EF) ou 0,79 (AB).
2. $ICRG_{t-1} = 0$: Este extremo ocorre se o país não tem credibilidade nenhuma (máximo risco). O coeficiente do consumo do governo seria nulo e o dos impostos seria de –2,45 (EF) ou –2,43 (AB), isto é, os efeitos adicionais das interações se tornam nulos. Na amostra, o menor valor que o ICRG assume é de 36,5[45], o que indicaria um coeficiente de –1,08(EF) ou –1,00 (AB) para os impostos e –0,42 (EF) ou –0,52 (AB) para o consumo do governo.
3. *A situação em que a equivalência ricardiana vale exatamente:* No caso do estimador de EF isto corresponderia a um ICRG de 65 no período anterior, o que geraria um impacto do consumo do governo de aproximadamente –0,75. Para o AB, o ICRG correspondente é de aproximadamente 62, o que se traduz em um efeito do consumo do governo por volta de –0,88. Como podemos constatar no gráfico 4.2, embora este não corresponda exatamente às observações da amostra utilizada nas regressões, há uma participação importante das observações nas redondezas destes valores de ICRG.

A Tabela 5.2.2b, que contém os resultados utilizando-se o diferencial de ICRG com os EUA, mostra conclusões bastante similares. Os coeficientes obtidos para os termos de

[43] Para este cálculo, assumimos em ambas as regressões que o coeficiente de G é nulo e que o da interação é significativamente diferente de zero, embora isto só ocorra a 10%. Se utilizarmos a estimação sem inferir que o coeficiente de G é zero, os impactos ficam atenuados.
[44] Chile, 1996.
[45] Peru, 1987.

interação têm valores absolutos e p-valores similares aos obtidos com o ICRG. O sinal é contrário, já que o diferencial é definido como $ICRG_{EUA}$ - $ICRG_i$. Diga-se de passagem, que o ICRG norte-americano no período incluído no painel apresentou uma média de 83,46, com um mínimo de 79 em 2001 e um máximo de 86,5 em 1986, estando sempre acima dos *ratings* dos países da amostra[46]. A maior variação em módulo no período foi uma queda de 5,25 pontos de 1996 para 1997. É interessante, assim, saber que nossas conclusões se preservam utilizando um diferencial de risco, isto é, uma medida relativa no lugar do *rating* do país. Repetimos o exercício feito com a tabela anterior, porém agora, tomamos para os valores extremos apenas aqueles que aparecem para o diferencial na amostra:

1. *ICRGdif = 48,5*[47]: Os impostos teriam um impacto de –0,96 (EF) ou –0,89 (AB) e o consumo do governo de –0,01 (EF) ou 0,02 (AB).
2. *ICRGdif = 0,25*[48]: 0,61 (EF) ou 0,78(AB) para impostos e –0,56 (EF) ou –0,69 (AB) para o consumo do governo.
3. *Equivalência ricardiana*: Para a estimação por EF esta ocorre com um ICRGdif de 18,98, gerando um coeficiente de –0,35 para o consumo do governo. No caso da estimação por AB, o ICRGdif teria que ser de 22,72, o que conduz a um coeficiente do consumo do governo de –0,36.

Assim, com estimações desta forma, concluímos que não há fortes indícios do surgimento de impactos positivos sobre o consumo privado para a variável de gasto utilizada, ficando estes mais negativos com o aumento do *rating* do país ou com a diminuição do diferencial deste com o dos EUA. Quanto aos impostos, encontramos efeitos negativos sobre o consumo privado, ou seja, efeitos keynesianos, apenas quando o *rating* é baixo ou, alternativamente,

---

[46] Sempre que fazemos menção ao diferencial de *rating* ou variações deste estamos levando em conta que o ICRG do país em questão é menor que o dos EUA.
[47] Peru 1986
[48] Chile 1997

com um grande diferencial em relação aos EUA. Já na situação inversa os coeficientes associados à variável chegam até a se tornarem positivos. Adicionalmente, obtivemos coeficientes negativos e menores que um, em módulo, para o consumo do governo quando observamos a neutralidade dos impostos, embora a magnitude destes tenha variado sensivelmente ao considerarmos os diferentes termos de interação utilizados.

5.2.3 – Não-linearidades com variáveis *dummy*

Agora passamos à estimação da equação (2) propriamente dita. A desvantagem da formulação das interações em relação a esta é que naquela a alteração do *rating* ou do diferencial, leva a uma mudança constante dos coeficientes das variáveis fiscais. Isto pode prejudicar nossas conclusões se isto não for verdade, especialmente para valores extremos. Com a equação (2), podemos simplesmente encontrar efeitos médios para diferentes intervalos de ICRG ou ICRGdif.

Definimos as *dummies* para a equação (2) como:

$$d_{it} = \begin{cases} 1, \text{ se } ICRG_{i,t-1} < \text{limiar} \\ 0, \text{ c.c.} \end{cases} \quad \text{ou} \quad d_{it} = \begin{cases} 1, \text{ se } ICRGdif_{i,t-i} > \text{limiar} \\ 0, \text{ c.c.} \end{cases} \qquad (4)$$

O principal problema de definições deste tipo é a arbitrariedade da sua estrutura e dos limiares empregados. Quando nos referimos à estrutura, as principais características relevantes são o número de períodos considerados e a inclusão ou não do período atual.

Normalmente, a literatura utiliza critérios com um número maior de defasagens quando tem interesse em explorar a persistência de uma situação, como fator importante para desencadear alterações nas expectativas dos agentes. Assim, se quiséssemos explorar este ponto, poderíamos construir um critério que, por exemplo, exigisse que o ICRG fosse inferior a certo limite durante os três períodos que precedem t. Há dois problemas associados a este tipo de definição. O primeiro é que gera perdas de amostra que crescem com o número de

períodos levados em conta, o que penaliza severamente amostras pequenas como a empregada neste trabalho. O segundo é que, para dado limiar, critérios que usam um número maior de defasagens são mais exigentes, permitindo a identificação de um número menor de períodos atípicos. Quando nossa inferência depende de muito poucos períodos, se torna mais difícil afirmar que a significância dos parâmetros estimados advém do fator levantado como relevante (no caso o ICRG ou o ICRGdif) e não de um fator concorrente que não levamos em conta.

A inclusão do período atual (t) nas definições do tipo que utilizamos geralmente está associada a critérios definidos em cima de resultados fiscais. Assim, costuma-se dizer que desejamos verificar se há alteração do efeito da política fiscal do período t se este pertence a um movimento de grandes cortes ou expansões. Se, depois de um período de aperto, ocorre um ano de expansão, este já não fará parte da consolidação. Em nosso caso, no entanto, estamos mais interessados nas condições iniciais de risco do que nas vigentes durante o período em questão, até mesmo por que, conforme argumentamos na seção 1, estas, ao menos em parte, resultam da postura fiscal adotada.

Quanto à arbitrariedade associada ao limiar escolhido, normalmente ela é abordada com testes de robustez, que alteram os valores deste. Como não temos, a priori, uma indicação do limiar que devemos utilizar, mapeamos, diretamente o intervalo de dados de que dispomos. Deste modo, usamos os limiares de 40 a 70, em intervalos de 5 em 5, para o ICRG e de 15 a 40, nos mesmo intervalos, para o ICRGdif. Não podemos, devido a sua freqüência para alguns limiares, chamar de períodos "anormais" aqueles em que as *dummies* (4) assumem valor unitário. Diremos apenas que são marcados pelos critérios ou pelas *dummies*.

Os resultados podem ser apreciados, respectivamente, nas tabelas 5.2.3a e 5.2.3b.

Tabela 5.2.3a – Critérios ICRG

Ocorrências	113		74		48		28		16		6		3	
	ICRG<70		ICRG<65		ICRG<60		ICRG<55		ICRG<50		ICRG<45		ICRG<40	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,495**	**-0,549**	**-0,450**	**-0,512**	**-0,375**	**-0,443**	**-0,395**	**-0,460**	**-0,370**	**-0,449**	**-0,357**	**-0,416**	**-0,344**	**-0,396**
	[0,001]	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,002]**	**[0,001]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,003]**	**[0,002]**	**[0,005]**	**[0,004]**	**[0,008]**
efeito adicional de G	0,141	0,150	**0,177**	0,196	0,103	0,124	**0,246**	**0,261**	**0,577**	**0,748**	0,796	**0,869**	**2,50**	**2,494**
	[0,206]	[0,248]	**[0,018]**	[0,057]	[0,125]	[0,183]	**[0,005]**	**[0,025]**	**[0,061]**	**[0,004]**	[0,213]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
T	**0,464**	**0,559**	0,213	**0,324**	0,122	0,259	0,102	**0,245**	0,156	**0,330**	0,128	**0,259**	0,189	**0,300**
	[0,006]	**[0,014]**	[0,111]	**[0,042]**	[0,366]	**[0,088]**	[0,466]	**[0,093]**	[0,287]	**[0,021]**	[0,376]	**[0,079]**	[0,156]	**[0,014]**
efeito adicional de T	**-0,477**	**-0,477**	**-0,437**	**-0,442**	**-0,254**	-0,285	**-0,383**	-0,445	-0,508	**-0,723**	-1,112	**-1,217**	**-4,101**	**-4,06**
	[0,006]	**[0,046]**	**[0,001]**	**[0,009]**	**[0,038]**	**[0,099]**	**[0,067]**	[0,127]	[0,345]	**[0,014]**	[0,359]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
C_{t-1}	**0,203**	0,162	**0,214**	0,168	**0,234**	0,177	**0,260**	0,201	**0,248**	0,179	**0,256**	0,203	**0,310**	**0,263**
	[0,014]	[0,120]	**[0,007]**	[0,140]	**[0,004]**	[0,147]	**[0,002]**	[0,110]	**[0,003]**	[0,152]	**[0,001]**	[0,114]	**[0,000]**	**[0,019]**
Y	**0,501**	**0,507**	**0,498**	**0,506**	**0,499**	**0,507**	**0,499**	**0,504**	**0,502**	**0,511**	**0,498**	**0,504**	**0,476**	**0,481**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,007**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,001]	**[0,000]**	**[0,009]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,003]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**
ICRGdif	-3,02E-04	8,97E-05	-5,54E-04	-1,25E-04	-5,10E-04	1,80E-05	-5,97E-04	4,05E-05	-9,83E-04	-3,69E-04	-5,76E-04	-5,16E-05	-3,40E-04	9,23E-05
	[0,558]	[0,875]	[0,286]	[0,806]	[0,332]	[0,973]	[0,217]	[0,924]	[0,061]	[0,626]	[0,268]	[0,946]	[0,477]	[0,879]
1/P	**1,15E-08**	**1,17E-08**	**1,17E-08**	**1,20E-08**	**1,09E-08**	**1,12E-08**	**9,81E-09**	**1,02E-08**	**1,12E-08**	**1,15E-08**	**1,06E-08**	**1,08E-08**	**9,82E-09**	**1,01E-08**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
dr	-0,068	0,038	0,029	0,144	0,004	0,141	-0,004	0,150	-0,053	0,109	-0,047	0,081	-0,062	0,045
	[0,424]	[0,654]	[0,714]	[0,150]	[0,957]	[0,194]	[0,960]	[0,211]	[0,505]	[0,211]	[0,577]	[0,434]	[0,455]	[0,612]
Sargan – $chi^2(952)$		150,52		156,21		160,17		158,24		160,68		170,83		163,84
		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,91		z =-1,89		z =-1,81		z =-1,97		z =-1,80		z =-1,55		z =-1,60
		[0,0568]		[0,0589]		[0,0702]		[0,0494]		[0,0717]		[0,1218]		[0,1088]
Autocorr. 2		z =-0,60		z =-1,00		z =-0,65		z =-0,83		z =-1,20		z =-1,44		z =-1,30
		[0,5516]		[0,3161]		[0,5129]		[0,4066]		[0,2291]		[0,1512]		[0,1922]
nº obs.	151	140	151	140	151	140	151	140	151	140	151	140	151	140

Tabela 5.2.3b – Critérios ICRGdif

Ocorrências	102		67		43		27		15		6	
	ICRGdif>15		ICRGdif>20		ICRGdif>25		ICRGdif>30		ICRGdif>35		ICRGdif>40	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	-0,493	-0,566	-0,418	-0,490	-0,395	-0,465	-0,341	-0,418	-0,370	-0,449	-0,357	-0,416
	[0,000]	[0,000]	[0,001]	[0,000]	[0,002]	[0,001]	[0,004]	[0,002]	[0,002]	[0,003]	[0,002]	[0,005]
efeito adicional de G	0,184	0,209	0,134	0,157	0,108	0,130	0,225	0,370	0,606	0,759	0,791	0,869
	[0,067]	[0,044]	[0,040]	[0,077]	[0,115]	[0,170]	[0,276]	[0,180]	[0,091]	[0,004]	[0,213]	[0,000]
T	0,374	0,497	0,169	0,304	0,106	0,244	0,105	0,296	0,154	0,330	0,128	0,259
	[0,013]	[0,029]	[0,194]	[0,053]	[0,439]	[0,098]	[0,450]	[0,038]	[0,294]	[0,024]	[0,376]	[0,079]
efeito adicional de T	-0,478	-0,498	-0,358	-0,381	-0,231	-0,269	-0,426	-0,592	-0,578	-0,748	-1,111	-1,217
	[0,001]	[0,017]	[0,004]	[0,024]	[0,060]	[0,143]	[0,142]	[0,150]	[0,374]	[0,024]	[0,359]	[0,000]
C_{t-1}	0,213	0,166	0,218	0,165	0,241	0,183	0,258	0,187	0,248	0,179	0,256	0,203
	[0,011]	[0,123]	[0,007]	[0,158]	[0,004]	[0,136]	[0,002]	[0,136]	[0,003]	[0,148]	[0,001]	[0,114]
Y	0,495	0,503	0,498	0,506	0,506	0,514	0,491	0,497	0,502	0,511	0,498	0,504
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
r_{EUA}	-0,005	-0,006	-0,005	-0,006	-0,006	-0,007	-0,006	-0,007	-0,006	-0,007	-0,006	-0,007
	[0,027]	[0,001]	[0,007]	[0,000]	[0,002]	[0,000]	[0,004]	[0,001]	[0,002]	[0,000]	[0,002]	[0,000]
ICRGdif	4,24E-04	2,73E-05	-5,58E-04	-6,08E-05	5,06E-04	4,37E-05	-4,67E-04	1,59E-04	-9,53E-04	-3,60E-04	-5,76E-04	-5,16E-05
	[0,407]	[0,958]	[0,275]	[0,905]	[0,322]	[0,934]	[0,350]	[0,751]	[0,068]	[0,624]	[0,268]	[0,946]
1/P	1,16E-08	1,19E-08	1,14E-08	1,17E-08	1,04E-08	1,06E-08	9,86E-09	9,03E-09	1,11E-08	1,15E-08	1,06E-08	1,08E-08
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
dr	-0,018	0,105		0,164	-0,008	0,131	5,22E-03	0,177	-0,052	0,110	-0,047	0,081
	[0,830]	[0,251]		[0,130]	[0,922]	[0,233]	[0,951]	[0,140]	[0,518]	[0,206]	[0,577]	[0,434]
Sargan – $chi^2(952)$		156,13		158,28		161,17		162,15		160,83		170,83
		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,88		z =-1,86		z =-1,82		z =-1,92		z =-1,78		z=-1,55
		[0,0595]		[0,0625]		[0,0685]		[0,0550]		[0,0757]		[0,1218]
Autocorr. 2		z =-1,03		z =-1,05		z =-0,70		z =-1,05		z =-1,22		z=-1,44
		[0,3029]		[0,2933]		[0,4867]		[0,2940]		[0,2217]		[0,1512]
nº obs.	151	140	151	140	151	140	151	140	151	140	151	140

Novamente, os coeficientes estimados para os controles se mantêm consistentes com o *benchmark*. Como nosso objetivo é testar se há mudanças nos efeitos, nos concentramos na análise dos termos de interação, ou seja, dos efeitos adicionais. Uma característica importante destes é que em todas as regressões apresentaram sinais contrários àqueles dos coeficientes das variáveis fiscais. Ainda tomado as estimações pontuais, ou seja, sem fazer qualquer inferência, constatamos que os efeitos adicionais, em valor absoluto, crescem quando consideramos sucessivos níveis de risco a partir dos critérios que usam ICRG de 55 e ICRGdif de 30, na direção que este aumenta (isto é, para ICRG's cada vez menores ou ICRGdif's cada vez maiores), atingindo os efeitos adicionais mais fortes quando os *ratings* são baixos.

Passando para o campo da inferência, para considerarmos que há mudanças no impacto das variáveis de política fiscal de acordo com o critério em (4) para dado limiar, exigimos que ao menos o efeito adicional de uma delas seja significativamente diferente de zero tanto na regressão por EF quanto na por AB a um grau de significância de 10%. Isto posto, selecionamos os limiares em que são detectados sinais de não linearidades para avaliar as mudanças de impacto.

A seguir, tabelamos os impactos das variáveis fiscais sobre a dependente, utilizando o seguinte procedimento. Quando o coeficiente da variável fiscal não é significativamente diferente de zero a 10%, assumimos que é nulo e atribuímos o efeito adicional aos períodos selecionados pelos critérios.

Quando, ao contrário, o coeficiente da variável fiscal for significativo, conduzimos um teste de Wald em que a hipótese nula é que a soma daquele com o do efeito adicional é zero. Caso não rejeitemos a hipótese a 10%, assumimos que o efeito nos períodos marcados pelas *dummies* é zero, caso contrário, será a soma dos coeficientes.

Os diferentes efeitos do consumo do governo sobre o privado são expostos na Tabela 5.2.3c e 5.2.3d.

Tabela 5.2.3c – EF – Efeitos do Consumo do Governo – ICRG

ICRG	Acima	Abaixo
65	-0,450	-0,273
55	-0,395	0
50	-0,370	0
40	-0,344	2,15

Tabela 5.2.3d – EF – Efeitos do Consumo do Governo – ICRGdif

ICRGdif	Abaixo	Acima
15	-0,493	-0,309
20	-0,418	-0,285
35	-0,370	0

O único indício de que o consumo do governo pode levar a um aumento do privado ocorre quando o ICRG é inferior a 40. Nos demais casos, as situações de maior risco estão associadas apenas a impactos menos negativos desta variável, sendo que para vários limiares este se torna nulo.

Os efeitos dos impostos, aparecem nas Tabelas 5.2.3e e 5.2.3f.

Tabela 5.2.3e – EF – Efeitos da Arrecadação Líquida – ICRG

ICRG	Acima	Abaixo
70	0,464	0
65	0	-0,437
60	0	-0,254
40	0	-4,101

Tabela 5.2.3f – EF – Efeitos da Arrecadação Líquida – ICRGdif

ICRGdif	Abaixo	Acima
15	0,374	0
20	0	-0,358

Aqui encontramos maior presença de situações de impacto keynesiano sobre o consumo, as quais também estão relacionadas a períodos de maior risco. A alteração dos impactos se dá sempre de positivo para zero, ou seja, para a equivalência ricardiana, ou deste para negativo, ou seja, keynesiano. O impacto positivo dos impostos só aparece com ICRG acima de 70 ou o ICRG está abaixo de 15 pontos. As mesmas tabelas para a estimação por AB podem ser observadas no Apêndice 3.

5.2.4 – Testes de Robustez e Outros critérios

Redução do conjunto de instrumentos

Kiviet (1995) estuda as propriedades de vários estimadores em amostras finitas por meio de simulações de Monte Carlo e conclui que em modelos que, como o estimador de Arellano e Bond (1991), empregam variáveis instrumentais para tratar da endogeneidade associada a painéis dinâmicos, há situações em que é conveniente não utilizar algumas das restrições de ortogonalidade para amenizar problemas de viés ou de grandes desvios padrões. Não há, entretanto, indicação de quais devem ser as restrições deixadas de lado. Na prática é convencional tratar deste problema diminuindo o conjunto de instrumentos que entram na estimação.

Desta forma, um teste de robustez interessante dos resultados obtidos por AB é a redução do número de defasagens incluídas no conjunto de instrumentos. Assim, reestimamos as equações relevantes apresentadas nas Tabelas 5.2.3a e 5.2.3b incluindo apenas uma defasagem de cada variável endógena e, posteriormente, incluindo mais uma para as variáveis fiscais e as interações com as *dummies*.

Na primeira especificação, obtivemos que na maioria dos casos, as variáveis fiscais não foram significativamente diferentes de zero a 10%. Já as interações com as variáveis *dummy*, nas quais residem nossas principais conclusões, apresentaram qualitativamente os mesmos resultados, excetuando-se os casos em que empregamos os limiares de 60 para ICRG e de 20 para o diferencial, nos quais as interações deixaram de ter coeficientes estimados significativamente diferentes de zero a 10%. O mesmo ocorreu com a interação com o consumo do governo, com o limiar de 65 para o ICRG.

Na segunda estimação, as variáveis fiscais foram significantes e não houve qualquer mudança na inferência sobre as interações. Os resultados podem ser encontrados nas tabelas A4.01 a A4.04 no Apêndice 4.

Impulsos fiscais

Por uma questão de completude, cogitamos também outros critérios em nossa análise para verificar se a inclusão destes altera as conclusões obtidas até agora. Na literatura, as definições de períodos atípicos são amiúde baseadas em alguma medida de impulso fiscal, exigindo que a alteração do déficit do governo tenha certa permanência e determinada magnitude.

Para definir um critério deste tipo, utilizamos a série de Resultado Orçamentário Total (Overall Budget Balance - OBB), referente ao governo central.

$$d_t = \begin{cases} 1, \text{ se OBB variar como proporção do PIB mais que um determinado limiar no período atual e no anterior, sendo que em ambos o faça na mesma direção.} \\ 0, \text{ c.c.} \end{cases} \quad (5)$$

A formulação em (5) conta com as características que desejamos, sendo ao mesmo tempo bastante parcimoniosa em termos de anos de dados perdidos. Uma variação desta, que também utilizamos é a que permite assimetria de efeitos em grandes expansões e contrações. Neste caso, são geradas duas séries de *dummies*, uma, para grandes contrações, que exige que as variações superem certo limiar positivo, e a outra para grandes expansões, que requer que sejam inferiores ao negativo deste limiar.

Para a definição dos limiares, nos baseamos na literatura[49] e nas limitações da amostra, analisando os valores de 2,5%, 1,5% e 1,0%. Os coeficientes estimados dos controles e das variáveis fiscais se mantiveram consistentes com o *benchmark*, no entanto os sinais de não-linearidades associadas a estes critérios foram muito fracos, ocorrendo somente no caso de grandes expansões fiscais, com o aparecimento de um efeito negativo da ordem de –0,17 para a arrecadação líquida de impostos utilizando-se o limiar de 1,5%. As regressões se encontram nas Tabelas A4.05 e A4.06, do Apêndice 4.

Estes critérios, entretanto, não são foco de nosso trabalho. Porém, temos interesse de testar se a sua presença nas equações estimadas com as *dummies* para nível de ICRG e ICRGdif afetam nossas conclusões anteriores. Como teste de robustez, rodamos novamente as regressões em que encontramos não linearidades na seção anterior, incluindo a interação entre a variável de impostos e as *dummies* de forte expansão fiscal com o limiar de 1,5%, já que este foi o único efeito adicional significativo encontrado nesta seção.

Omitimos as regressões do texto principal, apresentando-as somente no Apêndice 4, Tabelas A4.07 e A4.08. O resultado foi que as conclusões da seção anterior se mantiveram válidas, havendo pouca alteração dos coeficientes estimados e de seu grau de significância. As inferências mudaram apenas em alguns casos em que os parâmetros obtidos anteriormente

[49] Por exemplo Alesina e Perotti (1995) e Giavazzi *et al.* (2000).

apresentavam p-valores próximos de 10%. Já o efeito adicional dos impostos em fortes expansões fiscais, não foi significativamente diferente zero em várias das regressões.

Variações de *Rating*

Outro critério interessante para a busca de não-linearidades é a variação do nível de endividamento público, que pode refletir a sustentabilidade deste e dar sinais a respeito da probabilidade de *default*. Não dispomos, no entanto, destas séries, porém geramos séries de *dummies* baseadas nas variações do *rating* (ICRG ou ICRGdif), conforme (6).

$$d_t = \begin{cases} 1, \text{ se o } \textit{rating} \text{ variar mais que um determinado limiar nos dois períodos} \\ \text{que precedem o atual, sendo que em ambos o faça na mesma direção.} \\ 0, \text{ c.c.} \end{cases} \qquad (6)$$

Como na seção anterior, também consideramos a possibilidade de efeitos diferentes levando em conta a direção em que o *rating* varia. Conforme podemos imaginar, este critério gera uma redução da amostra.

Conduzimos estimações preliminares incluindo as interações das séries de dummies geradas na equação de *benchmark*, encontrando coeficientes significantes para o limiar de 3 pontos de variação e para os de 1 e 2 pontos de queda do ICRGdif, bem como para aumentos e quedas de 1 ponto no ICRG e para interação da *dummy* de quedas de 2 pontos no mesmo com o consumo do governo. A indicação destes coeficientes foi sempre consistente com os resultados anteriormente obtidos, sendo que momentos de aumentos de *rating* apresentaram efeitos mais afastados dos keynesianos. Desta forma, por exemplo, as conclusões que obtivemos para níveis de ICRG maiores valem qualitativamente para aumentos persistentes da variável.

Para verificar a robustez dos critérios anteriormente utilizados com base nos níveis de *rating*, incluímos as interações das *dummies* geradas com o procedimento exposto nesta seção com as variáveis fiscais, nas equações relevantes das tabelas 5.2.3a e 5.2.3b, reestimando-as. Os resultados podem ser encontrados no Apêndice 4, tabelas A4.09 a A4.20. Como podemos notar, a maioria dos critérios formados sobre níveis de *rating* tiveram a significância dos efeitos adicionais preservada, mostrando muito pouca robustez apenas no caso em que utilizamos o limiar de 60 pontos para o ICRG.

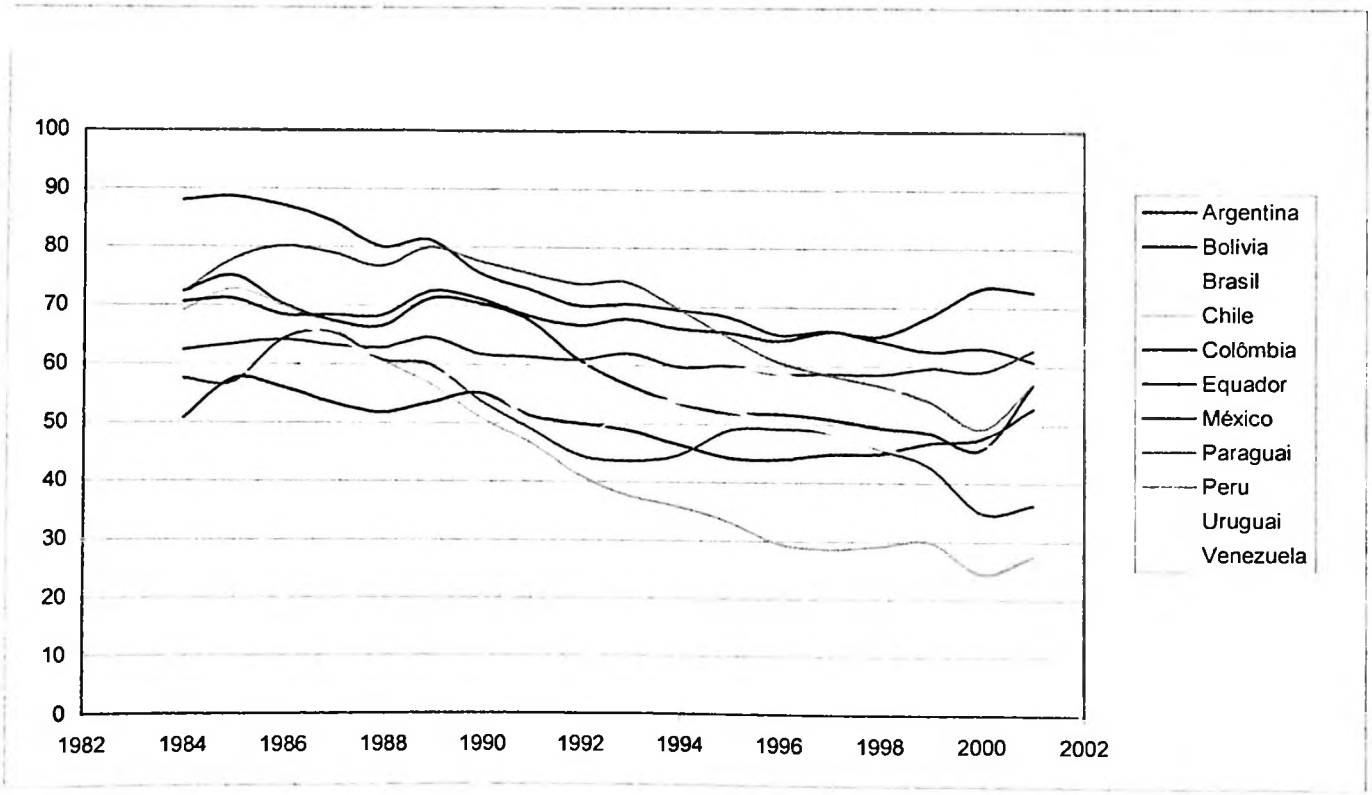
Outro Índice de *Rating*

Já mostramos que nossas conclusões sobre critérios gerados com base no ICRG são bastante robustas, tanto à inclusão de outros critérios quanto a alterações na instrumentalização utilizada pelo algoritmo de Arellano e Bond (1991).

Nos resta indagar quanto os resultados obtidos podem ser entendidos realmente como reflexo do risco país. Em outras palavras, nesta subseção tentamos investigar se eles dependem da utilização do ICRG e são específicos a este, ou se poderíamos empregar outro índice.

Para isto, utilizamos o *rating* calculado pela revista Institutional Investor, publicada pela Euromoney plc. Ao contrário do ICRG, que é computado sobre medições de um conjunto de variáveis para cada país, este *rating* se baseia em uma pesquisa, na qual entre 75 e 100 bancos internacionais dão uma nota de 0 a 100 para os países, sendo que 0 representa a maior probabilidade de *default* possível enquanto que 100 indica a credibilidade máxima. Os bancos não podem avaliar seus países de origem e é utilizada uma fórmula que dá maior peso às respostas de bancos com maior exposição internacional e métodos de avaliação de risco mais sofisticados. O *ranking* é publicado semestralmente e utilizamos os dados referentes a setembro de cada ano. Nesta seção, utilizamos somente os diferenciais em relação ao *rating* norte-americano (IIdif), os quais podem ser observados no Gráfico 5.2.4.

Gráfico 5.2.4 – Diferencial de *Rating*: Institutional Investor



O critério utilizado foi igual ao (4) para o ICRGdif, empregando-se limiares variando de 5 em 5 pontos, entre 30 e 75. Na Tabela 5.2.4 apresentamos as regressões para os limiares

em que houve algum indício de não-linearidades, mesmo que ocorressem apenas com um dos estimadores utilizados.

Como podemos observar, a diferença entre os estimadores de EF e AB foi maior que quando da utilização dos critérios com base no ICRG. Em particular, não encontramos não linearidades associadas ao consumo do governo quando olhamos o estimador de EF, enquanto que estes aparecem recorrentemente no de AB. Já para a arrecadação de impostos há concordância da significância do efeito adicional para os limiares de 35 e 60.

É importante notar que a indicação geral obtida com este exercício é a mesma que apareceu anteriormente, isto é, que situações de maior risco estão mais próximas do caso keynesiano, como podemos constatar pelos efeitos adicionais positivos do consumo do governo e negativos da arrecadação de impostos.

Tabela 5.2.4 – Robustez com IIdif

Ocorrências	146		145		142		65		11	
	IIdif>30		IIdif>35		IIdif>40		IIdif>60		IIdif>75	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,620**	**-0,968**	**-0,598**	**-0,920**	**-0,463**	**-0,759**	**-0,376**	**-0,449**	**-0,354**	**-0,414**
	[0,004]	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,007]**	**[0,002]**	**[0,001]**	**[0,000]**	**[0,003]**	**[0,005]**
efeito adicional de G por II dif	0.267	**0,548**	0.246	**0,500**	0.111	**0,336**	0.101	0.166	0.332	**0,454**
	[0.192]	**[0,000]**	[0.166]	**[0,001]**	[0.489]	**[0,083]**	[0.405]	[0.135]	[0.413]	**[0,006]**
T	0.483	**0,912**	**0,452**	**0,820**	0.132	**0,439**	0.161	**0,301**	0.116	0.251
	[0.109]	**[0,000]**	**[0,044]**	**[0,000]**	[0.491]	**[0,042]**	[0.278]	**[0,006]**	[0.448]	[0.103]
efeito adicional de T por IIdif	-0.410	**-0,703**	-0.383	**-0,612**	-0.070	**-0,257**	-0.268	**-0.318**	-0.377	**-0,560**
	[0.172]	**[0,000]**	[0,082]	**[0,000]**	[0.761]	**[0,193]**	[0,098]	**[0,019]**	[0.630]	**[0,000]**
C_{t-1}	**0,255**	0.198	**0,255**	0.198	**0,259**	0.198	**0,227**	0.176	**0,256**	0.202
	[0,003]	[0.120]	**[0,003]**	[0,117]	**[0,003]**	[0.112]	**[0,008]**	[0,159]	**[0,002]**	[0.122]
PNB	**0,493**	**0,495**	**0,492**	**0,495**	**0,492**	**0,493**	**0,501**	**0,507**	**0,494**	**0,500**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,003]	**[0,000]**	**[0,003]**	**[0,000]**	**[0,004]**	**[0,000]**	**[0,003]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**
ICRGdif	-6.02E-04	-3.40E-05	-5.96E-04	-3.77E-05	-6.72E-04	-1.30E-04	-4.52E-04	5.24E-05	-6.53E-04	-1.14E-04
	[0.252]	[0.954]	[0.256]	[0.948]	[0.227]	[0.826]	[0.368]	[0.933]	[0.209]	[0.870]
1/P	**1,08E-08**	**1,12E-08**	**1,08E-08**	**1,12E-08**	**1,08E-08**	**1,13E-08**	**1,17E-08**	**1,25E-08**	**1,08E-08**	**1,11E-08**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
dr	-0.037	0.124	-0.037	0.124	-0.025	0.172	-0.027	0.097	-0.049	0.085
	[0.649]	[0.177]	[0.648]	[0.187]	[0.768]	[0.113]	[0.726]	[0.273]	[0.552]	[0.416]
Sargan – $chi^2(952)$		157.11		157.26		156.18		157.91		156.63
		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1.89		z =-1.89		z =-1.90		z =-1.86		z =-1.80
		[0.0585]		[0.0594]		[0.0576]		[0.0624]		[0.0722]
Autocorr. 2		z =-0.62		z =-0.62		z =-0.61		z =-0.87		z =-1.06
		[0.5355]		[0.5322]		[0.5477]		[0.3864]		[0.2902]
nº obs.	151	140	151	140	151	140	151	140	151	140

6 – Conclusões

Neste trabalho investigamos os efeitos da política fiscal sobre o consumo privado em uma amostra de países latino-americanos. Encontramos que, via de regra, os impactos das variáveis consumo do governo e impostos líquidos de transferências são não-keynesianos. Também vimos que estes efeitos apresentam não-linearidades, isto é, variam de acordo com o contexto em que a política ocorre e que o risco-país é uma variável muito relevante para a definição das situações que permitem que políticas anticíclicas de cunho keynesiano tenham maior probabilidade de sucesso. Particularmente, apareceram indícios de efeitos keynesianos quando o *rating* do país é baixo. Embora o banco de dados seja bastante restrito, tanto em seu tamanho, como na disponibilidade de certas séries, os resultados foram bastante robustos aos diversos testes que conduzimos.

Cabem aqui alguns comentários sobre como estas evidências se relacionam com a literatura existente, tanto sobre política fiscal na América Latina, quanto sobre efeitos não-lineares.

Em primeiro lugar, na seção dois deste trabalho expusemos alguns fatos estilizados sobre a política fiscal na América Latina. Uma das características mais marcantes mencionadas foi a prociclicalidade dos gastos do governo, cuja justificativa esta relacionada à escassez de financiamento em momentos de recessão, quando as receitas caem, o que compromete as possibilidades de aumentos das despesas. A literatura citada naquela seção vê esta propriedade com grande preocupação, já que considera que ela faz com que os ciclos sejam intensificados, agravando a volatilidade da economia.

Os resultados empíricos que obtivemos, entretanto, nos indicam que esta visão deve ser, em algum grau, questionada. Como vimos, os impactos do consumo do governo sobre o privado, mesmo de curto prazo, são quase sempre negativos ou nulos. Desta forma, uma redução destes gastos durante recessões pode propiciar uma elevação do consumo privado,

que pode chegar a 45% do montante do corte, resultando em um impacto anticíclico. Seria necessário analisar a resposta dos demais componentes do produto para atingir uma conclusão a este respeito.

Por outro lado, a arrecadação de impostos aumenta nos momentos de expansão e se reduz em momentos de recessão como proporção do PIB, fazendo com que o superávit total, segundo Gavin e Perotti (1997), tenha uma resposta insignificante a variações cíclicas. Desta forma, em certa concordância com o que encontramos nos trabalhos citados a esse respeito, nossos resultados empíricos indicam que no que se refere ao consumo privado, realmente os movimentos dos impostos teriam, em vários casos, uma ação estabilizadora, embora freqüentemente tenhamos encontrado que é inócua.

Em segundo lugar, quando dialogamos com as referências teóricas da literatura de não-linearidades podemos dizer que nosso trabalho está mais próximo da *racionale* de Bertola e Drazen (1993). Naquele trabalho, um aumento dos gastos do governo era expansionista apenas se estes apresentassem um valor considerado alto como proporção do PIB, já que aproximaria uma (possível) consolidação. Nossos resultados, por sua vez, indicam que a política fiscal tem efeitos mais próximos aos keynesianos em situações de alto risco-país. Pensando da mesma forma que Bertola e Drazen, isto poderia ser um indício de que os consumidores esperam uma reversão na condução da política fiscal quando a confiabilidade cai a níveis muito baixos.

Obviamente, como já mencionamos, não podemos afirmar que isto seja mais que uma especulação. Ao menos no nível em que a análise dos dados foi conduzida, não é possível afirmar qual é o mecanismo que de fato gera, por meio das expectativas, os resultados que observamos. Há outros raciocínios que nos conduziriam à mesma conclusão. Por exemplo, podemos argumentar que ao observarem o crescimento da probabilidade de *default* os consumidores revisam suas expectativas de renda disponível futura para cima, já que parte

dos detentores de títulos públicos é não-residente. Assim, se supusermos que a dívida pública não faz parte da riqueza do setor privado, já que a receita para o pagamento desta deverá sair em última instância de aumentos de impostos, o repúdio à divida carregada por ele não terá efeito sobre o consumo. O não pagamento a credores externos, por outro lado, gera uma queda adicional das receitas de que o governo precisa para respeitar sua (nova) restrição orçamentária intertemporal.

Outro argumento que geraria efeitos sobre o consumo privado na mesma direção é que as pessoas podem suspeitar que, em situações de alto risco-país, seus ativos financeiros poderão perder seu valor. Assim, elas poderiam transformar parte de sua riqueza em consumo, especialmente de bens duráveis, que podem proporcionar serviços durante muitos períodos mesmo havendo uma desorganização da economia ou que podem ser vendidos futuramente. Como nossa série de consumo privado não permite distinguir o consumo de bens duráveis e não duráveis, não temos como verificar se um mecanismo deste tipo pode ter operado.

Finalmente, podemos traçar algumas comparações com os resultados mencionados na revisão da literatura empírica, em especial com Choi e Devereux (2005) e Giavazzi *et al.* (2000). O primeiro trabalho, que utiliza dados norte-americanos e a taxa de juros para a definição da situação em que ocorre uma variação dos gastos públicos, encontra que o impacto de um aumento desta variável sobre o consumo privado no curto prazo é positivo, sendo maior quando a taxa real de juros é baixa. Se associarmos um alto risco-país na situação inicial a uma taxa de juros alta, podemos argumentar que os indícios que encontramos para a América Latina apontam na direção contrária. Passando para a segunda referência, no painel estimado para países em desenvolvimento por Giavazzi *et al.* (2000), um dos critérios analisados pelos autores para definir diferentes regimes é uma razão divida/PIB com crescimento acelerado. Os autores encontram que em tempos "normais" aumentos dos impostos líquidos de transferências elevam a poupança nacional. A dado produto e consumo

do governo isto implica na redução do consumo privado. O aumento do consumo do governo, por sua vez, faz com que a poupança nacional caia, a razão menor que um para um, o que implica, a dado produto, em queda do consumo privado. Em períodos de rápido aumento da dívida, o efeito sobre a poupança nacional dos impostos líquidos se torna nulo e o do consumo do governo se atenua. Isto significa que os impostos passam a não afetar o consumo privado e o consumo do governo passa a induzir uma queda do consumo privado maior que a que ocorre em tempos "normais". Se associarmos uma dívida que se acumula rapidamente a períodos de alto risco país, novamente nossos resultados apontam na direção contrária. Quando replicamos o exercício de Giavazzi *et al.* (2000) para os países de nossa amostra, entretanto, os impactos acompanham fielmente os obtidos para *ratings* baixos, o que mostra que a divergência com os resultados destes autores se deve primordialmente à especificidade dos efeitos da política fiscal em nosso bloco de interesse.

Encerramos este trabalho manifestando que ainda há muito para ser estudado sobre política fiscal em países latino-americanos. As respostas do setor privado às ações governamentais são marcadamente diferentes das encontradas para outras amostras. Por outro lado, o risco-país parece de fato ser uma variável chave na determinação destes efeitos e caberia uma análise nos moldes da conduzida aqui para os demais componentes do produto, em particular para o investimento privado, bem como para o produto como um todo. Além disto, parece bastante promissor o estudo para o bloco de composição de impulsos fiscais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALESINA, Alberto; ARDAGNA, Silvia; PEROTTI, Roberto; SCHIANTARELLI, Fabio. *Fiscal Policy, Profits, and Investment.* **The American Economic Review.** Vol. 92, No 3, 571-589, Jun. 2002.

ALESINA, Alberto; PEROTTI, Roberto. *Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries.* **NBER Working Paper 5214.** August 1995.

ALESINA, Alberto; PEROTTI, Roberto. *Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects.* **NBER Working Paper 5730.** August 1996.

ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.* **Review of Economic Studies.** 58, 277-297, 1991.

BARRO, Robert J. *Are Government Bonds Net Wealth?* **Journal of Political Economy.** Vol. 82, No. 6, 1095-1117, Nov. –Dec., 1974.

BERTOLA, Giuseppe; DRAZEN, Allan. *Trigger points and budget cuts: Explaining the effects of fiscal austerity.* **The American Economic Review.** Vol. 83, Issue 1, 11-26, Mar. 1993.

CHOI, Woon Gyu; DEVEREUX, Michael B. *Asymmetric Effects of Government Spending: Does the Level of Real Interest Rates Matter.* **IMF Working Paper.** *WP/05/07*, January 2005.

FELDSTEIN, Martin. *Government deficits and aggregate demand.* **Journal of Monetary Economics.** 9, 1-20. 1982.

GARCIA, Márcio; RIGOBON, Roberto. *A Risk Management Approach to Emerging Market's Sovereign Debt Sustainability with an Application to Brazilian Data.* **NBER Working Paper 10336.** March 2004.

GAVIN, Michael; HAUSMANN, Ricardo; PEROTTI, Roberto; TALVI, Ernesto. *Managing Fiscal Policy in Latin America and the Caribbean: Volatility, Procyclicality, and Limited Creditworthiness.* **Inter-American Development Bank, Office of the Chief Economist Working Paper 326.** March 10, 1996.

GAVIN, Michael; PEROTTI, Roberto. *Fiscal Policy in Latin America.* **NBER/Macroeconomics Annual.** Vol. 12, Issue 1, 1997.

GIAVAZZI, Francesco; JAPPELLI, Tullio; PAGANO, Marco. *Searching for non-linear effects of fiscal policy: Evidence from industrial and developing countries.* **European Economic Review.** 44, 1259-1289. 2000.

GIAVAZZI, Francesco; PAGANO, Marco. *Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries.* **NBER Working Paper No. 3372.** May 1990.

GIAVAZZI, Francesco; PAGANO, Marco. *Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience.* **Swedish Economic Policy Review.** 3, 67-103, 1996.

HAYASHI, Fumio. *The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables.* **The Journal of Political Economy.** Vol. 90, No. 5, 895-916, Oct. 1982.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 18, Iss. 9, September, 1984.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 19, Iss. 9, September, 1985.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 20, Iss. 9, September, 1986.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 21, Iss. 9, September, 1987.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 22, Iss. 10, September, 1988.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 23, Iss. 10, September, 1989.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 24, Iss. 11, September, 1990.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 25, Iss. 10, September, 1991.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 26, Iss. 10, September, 1992.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 27, Iss. 9, September, 1993.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 28, Iss. 9, September, 1994.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 29, Iss. 9, September, 1995.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 30, Iss. 9, September, 1996.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 31, Iss. 9, September, 1997.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 32, Iss. 9, September, 1998.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 33, Iss. 9, September, 1999.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 34, Iss. 9, September, 2000.

INSTITUTIONAL Investor. New York: Euromoney PLC. Vol. 35, Iss. 9, September, 2001.

KIVIET, Jan F. *On bias, inconsistency, and efficiency of dynamic panel data models.* **Journal of Econometrics.** 68, 53-78. 1995.

MARTONE, Celso Luiz, SILBER, Simão Davi. , ZOCKUN, Maria Helena. *Políticas para Reduzir a Vulnerabilidade Externa do Brasil.* Estudo encomendado pela Federação das Indústrias do Estado de São Paulo – **FIESP**. 2004

MEYER, Laurence H. *Wealth Effects and the Effectiveness of Monetary and Fiscal Policies.* **Journal of Money, Credit and Banking**. Vol. 6, No. 4, 481-502. Nov., 1974.

SHI, Min. *Fiscal Adjustments in Latin America: Causes, Success, and Consequences.* **mimeo** Department of Finance, University of Wisconsin – Madison. March 2002.

MODIGLIANI, Franco. *Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations.* **The American Economic Review.** Vol. 76, No. 3, 297-313. Jun., 1986.

NICKELL, Stephen. *Biases in Dynamic Models with Fixed Effects.* **Econometrica.** Vol. 49, No. 6, 1417-1426. Nov., 1981.

PEROTTI, Roberto. *Fiscal policy in good times and bad.* **Quarterly Journal of Economics.** Vol.114, No. 4, 1399-1436, Nov. 1999.

SUTHERLAND, Alan. *Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy.* **Journal of Public Economics.** 65, 147-162. 1997.

TALVI, Ernesto; VÉGH, Carlos A. *Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy.* **NBER Working Paper 7499.** January 2000.

Apêndice 1 – Replicando Giavazzi *et al.* (2000)

Conforme indicado na seção 2, aproveitamos o trabalho de Giavazzi *et al.* (2000) para investigar se a América Latina tem um comportamento diferente do encontrado pelos autores considerando todo o grupo de países em desenvolvimento. Como tivemos acesso à fonte de dados empregada, nas tabelas deste apêndice comparamos diretamente nossos resultados com os que aparecem no original. Nosso objetivo se restringe apenas a observar se os coeficientes estimados são diferentes, em especial no que diz respeito a seus sinais e significâncias.

A1.1 - Metodologia

A equação estimada em Giavazzi *et al.* (2000) para a amostra de países em desenvolvimento é:

$$\frac{S_{it}}{Y^*_{it}} = \alpha_{0i} + \alpha_1 \frac{S_{i,t-1}}{Y^*_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{Y_{it} - Y^*_{it}}{Y^*_{it}} + \alpha_3 dr_{it} + \beta_1 \frac{T_{it}}{Y^*_{it}} + \boldsymbol{\beta}_2 \mathbf{d}_{it} \frac{T_{it}}{Y^*_{it}} + \gamma_1 \frac{G_{it}}{Y^*_{it}} + \boldsymbol{\gamma}_2 \mathbf{d}_{it} \frac{G_{it}}{Y^*_{it}} + \varepsilon_{it}$$

onde:

- S = poupança nacional, definida como a poupança privada mais a do governo;
- Y = PIB;
- Y^* = produto potencial estimado;
- dr_t = razão de dependência;
- T_t = arrecadação de impostos líquida de transferências;
- G_t = consumo do governo;
- ε_{it} = termo de erro.

$\mathbf{d}_t$ é o vetor coluna das variáveis *dummy* responsáveis por alterar os coeficientes das variáveis fiscais para captar as não linearidades. Os sub-índices i e t representam o país e o ano,

respectivamente. O produto potencial precisou ser estimado regredindo-se, para cada país, o logaritmo neperiano do produto corrente contra uma tendência temporal quadrática, já que não é computado na base de dados. As variáveis fiscais utilizadas são as computadas somente para o governo central.

As dummies em $\mathbf{d}_t$ assumem valor unitário para tempos "anormais" e zero caso contrário, de acordo com cada critério. São testadas as seguintes possibilidades:

1. *Um forte impulso fiscal*: a variável é igual a um quando a variação do superávit do governo excede, em valor absoluto, 1,5% do PIB corrente, por dois períodos consecutivos, incluindo t;
2. *Uma forte expansão ou contração fiscal*: são computadas duas variáveis, seguindo o critério anterior, porém dando importância ao sinal da variação;
3. *Uma razão dívida PIB muito alta*: *dummy* igual a um quando a razão dívida sobre PIB potencial ultrapassa 70%.
4. *Um rápido crescimento da dívida*[50]: a variável assume valor um, quando a razão dívida sobre PIB potencial cresce mais que 4% ao ano, durante os dois anos anteriores.

Em Giavazzi *et al.* (2000) as equações são estimadas por efeitos fixos, incluindo um destes critérios, alternativamente, ou os três últimos simultaneamente. Além disto, como forma de testar a robustez dos resultados, são repetidas as estimações que incluem os critérios 1 ou 2 elevando-se o limiar de 1,5% para 2,5% e 5% do PIB. Nos também replicamos o procedimento para o limiar de 2,5%[51], porém os coeficientes associados aos critérios nunca

[50] Este critério é baseado em Perotti (1999).

[51] Aumentando os limiares do critério 1 para 2,5% e 5% do PIB, ocorrem, respectivamente 191 e 108 episódios de fortes expansões e 222 e 128 de fortes contrações na amostra original. Na América Latina, encontramos, 12 fortes expansões e 6 fortes contrações usando 2,5%, enquanto que os números caem para 4 e 2 ao empregar-se 5%, não computamos os resultados usando este último limiar.

apresentaram p-valor igual ou inferior a 10%, motivo pelo qual omitimos as tabelas correspondentes.

Nas tabelas apresentadas, denominamos GJP as estimativas obtidas na amostra original, EF a estimação para a América Latina por Efeitos Fixos e AB a feita por Arellano e Bond, sendo que as duas últimas utilizam desvios padrões corrigidos para heterocedasticidade.

A1.2- Benchmark

Primeiramente é estimada uma equação sem variáveis *dummy*, com o objetivo de servir de base de comparação. Como observamos na Tabela A1.2, a principal diferença obtida é que não podemos rejeitar a hipótese de equivalência ricardiana, isto é, de neutralidade dos impostos, na amostra da América Latina, enquanto que esta é fortemente rejeitada para a original[52]. Além disto, a variável dr_t não foi significativa a 5%.

[52] Destacamos os coeficientes com p-valor igual ou inferior a 5% em negrito e a 10% em azul. Os testes de Sargan são de estimações em um estágio.

Tabela A1.2 – Benchmark* **

Variável dependente: S_t	GJP	EF	AB***
S_{t-1}	**0,459**	**0,692**	**0,676**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**
Hiato do PIB	**0,300**	**0,166**	**0,158**
	[0,000]	**[0,007]**	**[0,003]**
dr_t	**-0,228**	0,206	-0,118
	[0,000]	[0,090]	[0,569]
T_t	**0,257**	0,095	0,109
	[0,000]	[0,270]	[0,281]
G_t	**-0,493**	**-0,384**	**-0,380**
	[0,000]	**[0,004]**	**[0,085]**
Sargan – $chi^2(1008)$			223,04
			[1,000]
Autocorr. 1			z=-2.23
			[0,026]
Autocorr. 2			z= 0,70
			[0,482]
nº de obs.	1770	228	217

* As variáveis relativas a contas nacionais estão divididas pelo produto potencial estimado

** P-valores entre colchetes

*** Todas as explicativas, menos dr_t são consideradas endógenas.

A1.3 – Critério 1: Um forte impulso fiscal

São encontrados, na amostra dos países em desenvolvimento, 529 episódios (observações) de fortes impulsos fiscais, utilizando-se o limiar de 1,5%. Na América Latina, por sua vez, obtemos 34, enumerados no quadro A1.3.

Quadro A1.3 –Anos de Forte Impulso Fiscal na América Latina

Bolívia:	1980, 1983, 1986;
Brasil:	1977, 1979, 1985-86, 1989-90, 1993;
Chile:	1972, 1974-75, 1977, 1982;
Equador:	1979, 1984-85, 1987, 1989-90;
México:	1982, 1989-91;
Peru:	1983, 1985;
Venezuela:	1974, 1976-78, 1983, 1985, 1987.

Total: 34

Na Tabela A1.3 encontramos a comparação dos resultados. Como podemos observar, os indícios de não linearidades nas estimações para a América Latina são, segundo este critério, significantes apenas na estimação por AB e a 10%. Se mesmo assim os julgarmos relevantes, vale a pena ressaltar que os sinais estão invertidos em relação à estimação original.

Tabela A1.3 - Fortes Impulsos Fiscais* **

Variável dependente: S_t	GJP	EF	AB***
S_{t-1}	**0,460**	**0,694**	**0,679**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**
Hiato do PIB	**0,294**	**0,176**	**0,168**
	[0,000]	**[0,004]**	**[0,001]**
dr_t	**-0,210**	0,208	-0,095
	[0,001]	[0,078]	[0,634]
T_t	**0,456**	0,004	0,027
	[0,000]	[0,957]	[0,713]
+ forte impulso fiscal	**-0,214**	0,156	**0,140**
	[0,000]	[0,180]	**[0,054]**
G_t	**-0,716**	**-0,312**	-0,316
	[0,000]	**[0,009]**	[0,105]
+ forte impulso fiscal	**0,248**	-0,165	**-0,150**
	[0,000]	[0,220]	**[0,075]**
Sargan – $chi^2(1468)$			222,21
			[1,000]
Autocorr. 1			z=-2,21
			[0,027]
Autocorr. 2			z= 0,73
			[0,464]
nº de obs.	1770	228	217

* As variáveis relativas a contas nacionais estão divididas pelo produto potencial estimado

** P-valores entre colchetes

*** Todas as explicativas, menos dr_t são consideradas endógenas.

A1.4- Critério 2: Uma forte expansão ou contração fiscal

Permitindo efeitos assimétricos, são encontrados na amostra de países em desenvolvimento, 259 episódios de fortes expansões e 270 de fortes contrações fiscais. Na América Latina, encontramos 19 expansões e 15 contrações, conforme o quadro A1.4a.

Quadro A1.4a –Anos de Forte Impulso Fiscal na América Latina (1.5%)

Períodos de forte contração fiscal:

Bolívia:	1986;
Brasil:	1979;
Chile:	1974-75;
Equador:	1979, 1984-85, 1989-90;
México:	1989-91;
Peru:	1985;
Venezuela:	1974, 1985.
Total	**15**

Períodos de forte expansão fiscal:

Bolívia:	1980, 1983;
Brasil:	1977, 1985-86, 1989-90, 1993;
Chile:	1972, 1977, 1982;
Equador:	1987;
México:	1982;
Peru:	1983;
Venezuela:	1976-78, 1983, 1987.
Total	**19**

Na Tabela A1.4a observamos para a América Latina efeitos não lineares dos impostos significativos, no entanto, estes ocorrem apenas em períodos de forte contração fiscal. Para o consumo do governo o diferencial do efeito durante fortes contrações ocorre apenas na estimação com AB sendo significativo apenas a 10%. O efeito obtido em tempos "anormais" assume sinal contrário ao encontrado no painel mais abrangente.

Tabela A1.4.a - Fortes Contrações ou Expansões Fiscais * ** - 1,5%

Variável dependente: S_t	GJP	EF	AB***
S_{t-1}	**0,467**	**0,692**	**0,676**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**
Hiato do PIB	**0,294**	**0,183**	**0,175**
	[0,000]	**[0,003]**	**[0,001]**
dr_t	**-0,221**	0,208	-0,123
	[0,001]	[0,095]	[0,518]
T_t	**0,447**	-0,002	0,021
	[0,000]	[0,980]	[0,764]
+ forte contração fiscal	**-0,168**	**0,341**	**0,334**
	[0,004]	**[0,060]**	**[0,008]**
+ forte expansão fiscal	**-0,257**	0,035	0,010
	[0,000]	[0,744]	[0,887]
G_t	**-0,691**	**-0,305**	**-0,309**
	[0,000]	**[0,020]**	**[0,082]**
+ forte contração fiscal	**0,232**	-0,391	-0,383
	[0,001]	[0,301]	**[0,081]**
+ forte expansão fiscal	**0,264**	-0,108	-0,089
	[0,000]	[0,385]	[0,282]
Sargan – $chi^2(1928)$			216,36
			[1,000]
Autocorr. 1			z=-2,20
			[0,028]
Autocorr. 2			z= 0,70
			[0,482]
nº de obs.	1770	228	217

* As variáveis relativas a contas nacionais estão divididas pelo produto potencial estimado

** P-valores entre colchetes

*** Todas as explicativas, menos dr_t são consideradas endógenas.

A1.5 – Critério 3: Uma razão dívida PIB muito alta

Não reaplicamos as regressões com este critério, já que não há em nossa amostra um ano sequer em que algum país apresente um endividamento superior a 70% do PIB.

A1.6 – Critério 4: Um rápido crescimento da dívida

Como vemos na Tabela A1.6, existem indícios de não-linearidades associadas tanto a impostos quanto a consumo do governo, mas com sinal contrário ao encontrado em Giavazzi *et al.* (2000). Uma interpretação possível seria que os agentes interpretam o repúdio da dívida como algo que afeta positivamente seus fluxos de rendas, isto é como o cancelamento de uma obrigação. Assim, durante episódios de crescimento acelerado da dívida, políticas de expansão fiscal incentivam o consumo privado. É importante ressaltar, no entanto, que são encontrados apenas 4 episódios em que ocorrem tempos anormais de acordo com este critério, sendo 3 no Chile, conforme o quadro A1.6.

Quadro A1.6 –Anos de Rápido Endividamento

Períodos de forte expansão fiscal:

Chile:	1973, 1986, 1991;
Uruguai:	1990;
Total	**4**

Tabela A1.6 - Rápido Crescimento da Dívida * **

Variável dependente: S_t	GJP	EF	AB
S_{t-1}	**0,459**	**0,681**	**0,664**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**
Hiato do PIB	**0,303**	**0,169**	**0,162**
	[0,000]	**[0,006]**	**[0,003]**
dr_t	**-0,212**	0,230	-0,104
	[0,001]	[0,054]	[0,623]
T_t	**0,261**	0,912	0,105
	[0,000]	[0,290]	[0,302]
+ rápido crescimento da dívida	**-0,301**	**1,87**	**2,05**
	[0,004]	**[0,049]**	**[0,000]**
G_t	**-0,497**	**-0,379**	**-0,374**
	[0,000]	**[0,005]**	**[0,095]**
+ rápido crescimento da dívida	**0,252**	**-2,28**	**-2,46**
	[0,023]	**[0,056]**	**[0,000]**
Sargan – $chi^2(1512)$			225,66
			[1,000]
Autocorr. 1			z=-2,37
			[0,018]
Autocorr. 2			z=0,35
			[0,725]
nº de obs.	1770	228	217

* As variáveis relativas a contas nacionais estão divididas pelo produto potencial estimado

** P-valores entre colchetes

*** Todas as explicativas, menos dr_t são consideradas endógenas.

A1.7 – Todos os critérios

Tabela A1.7 - Todos os critérios (critério 1 a 1,5%)* **

Variável dependente: S_t	GJP	EF	AB***
S_{t-1}	**0,466**	**0,681**	**0,664**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**
Hiato do PIB	**0,297**	**0,186**	**0,179**
	[0,000]	**[0,002]**	**[0,001]**
dr_t	**-0,200**	0,233	-0,107
	[0,002]	[0,053]	[0,587]
T_t	**0,464**	-0,008	0,015
	[0,000]	[0,918]	[0,837]
+ forte contração fiscal	**-0,175**	**0,346**	**0,339**
	[0,003]	**[0,057]**	**[0,005]**
+ forte expansão fiscal	**-0,252**	0,037	0,121
	[0,000]	[0,730]	[0,866]
+ alto endividamento	-0,106	-	-
	[0,191]	-	-
+ rápido crescimento da dívida	**-0,206**	**1,938**	**2,108**
	[0,048]	**[0,055]**	**[0,000]**
G_t	**-0,701**	**-0,296**	**-0,299**
	[0,000]	**[0,024]**	**[0,093]**
+ forte contração fiscal	**0,242**	-0,401	**-0,393**
	[0,001]	[0,284]	**[0,062]**
+ forte expansão fiscal	**0,257**	-0,115	-0,094
	[0,000]	[0,357]	[0,293]
+ alto endividamento	0,133	-	-
	[0,179]	-	-
+ rápido crescimento da dívida	**0,203**	**-2,359**	**-2,534**
	[0,070]	**[0,060]**	**[0,000]**
Sargan – $chi^2(2432)$			218,99
			[1,000]
Autocorr. 1			z=-2,34
			[0,019]
Autocorr. 2			z=0,17
			[0,867]
nº de obs.	1770	228	217

* As variáveis relativas a contas nacionais estão divididas pelo produto potencial estimado

** P-valores entre colchetes

*** Todas as explicativas, menos dr_t são consideradas endógenas.

Nesta seção, apresentamos os resultados obtidos colocando-se todos os critérios na regressão. Claramente, os critérios 1 e 2 não podem ser utilizados conjuntamente, pelo que se inclui o segundo por ser mais abrangente. O terceiro não é utilizado, pois, como explicado anteriormente, a *dummy* correspondente sempre assume valor zero na amostra que empregamos.

Na Tabela A1.7, podemos constatar que os resultados não se alteram quando consideramos os critérios simultaneamente, em relação aos obtidos nas seções anteriores.

A1.8 – Resultados Gerais das Estimações na Sub-amostra

As estimações apresentadas neste apêndice mostram a inadequação do resultado obtido a respeito das não linearidades para o painel de países em desenvolvimento, quando restringimos a análise aos da América Latina. Esta discordância se manifesta de duas formas:

- Alguns critérios deixaram de ser significantes ao passarmos da amostra original para o sub-grupo;
- Os critérios que se mantiveram significativos, experimentaram mudanças no sinal dos coeficientes estimados, sugerindo dinâmicas diferentes relacionadas às expectativas.

Além disto, outras diferenças merecem ser ressaltadas. A mais interessante delas é que a equivalência ricardiana não pôde ser rejeitada em tempos normais, ou seja, em todas as regressões o coeficiente da arrecadação líquida de impostos não foi significativamente diferente de zero.

As demais se referem primordialmente à magnitude dos coeficientes obtidos. Primeiramente, o da poupança nacional defasada passa aproximadamente de 0,46 para 0,70, o que implica que alterações sobre os determinantes da poupança nacional gerariam efeitos que se perpetuariam por mais períodos e teriam impactos de longo prazo maiores. O hiato do PIB, por sua vez, passa a ter um coeficiente bem menor, caindo de por volta de 0,30 para em torno de 0,17, indicando uma menor propensão a poupar. A razão de dependência, por sua vez, deixa de ser significante (ou passa a apresentar um coeficiente positivo), podendo ser um indício do fraco desempenho de modelos de ciclo de vida. O consumo do governo, finalmente, deixa de estar em um intervalo entre -0,5 e -0,7, passando a estar entre -0,30 e -0,42, indicando maior retração do consumo privado frente a um maior consumo governamental.

Apêndice 2 – Variáveis Utilizadas, Códigos e Definições

Neste Apêndice, apresentamos as definições e códigos das variáveis utilizadas para a montagem de nosso banco de dados. Excetuando o *rating* da revista Institutional Investor, todas são provenientes do WDI 2004 (World Development Indicators 2004).

A mudança do conjunto de variáveis oferecidas, que incluiu a exclusão do ICRG, impossibilitou a utilização do WDI 2005.

- **Gasto final em consumo das famílias** - *Household final consumption expenditure, etc. (% of GDP)* (NE.CON.PETC.ZS): Anteriormente consumo privado, é o valor de mercado de todos os bens e serviços, incluindo produtos duráveis (como carros, máquinas de lavar e computadores pessoais), adquiridos pelas famílias. Exclui a compra de residências (domicílios), mas inclui os aluguéis imputados àqueles ocupados pelos donos. Também inclui pagamentos ao governo e taxas para a obtenção de licenças. A variável inclui gastos de instituições sem fins lucrativos servido as famílias, mesmo quando reportados separadamente pelo país. Também inclui qualquer discrepância estatística no uso de recursos associada ao fornecimento destes. Fonte: *World Bank national accounts data* e *OECD National Accounts data files.*
- **Gasto final em consumo do governo geral** - *General government final consumption expenditure (% of GDP)* (NE.CON.GOVT.ZS): Anteriormente consumo do governo geral inclui todas as despesas correntes do governo para aquisição de bens e serviços (incluindo compensações de funcionários). Também inclui a maioria dos gastos em defesa nacional e segurança, mas exclui os gastos militares que fazem parte da formação de capital. Fonte: *World Bank national accounts data* e *OECD National Accounts data files.*

- **Subsídios e outras transferências** - *Subsidies and other current transfers (% of total expenditure)* (GB.XPC.TRFT.ZS): Inclui todas as transferências sem contrapartidas e não restituíveis em conta corrente a empresas públicas e privadas, e o custo de cobrir os déficits de operacionais de vendas ao público de empresas públicas. Os dados são referentes unicamente ao governo central. Fonte: *International Monetary Fund, Government Finance Statistics Yearbook and data files.*
- **Despesa Total** - *Expenditure, total (% of GDP)* (GB.XPD.TOTL.GD.ZS): Inclui despesas correntes e de capital. Não inclui empréstimos do governo restituições ao governo ou aquisição de ações com propósito público. Os dados são referentes unicamente ao governo central. Fonte: *International Monetary Fund, Government Finance Statistics Yearbook and data files* e estimativas de PIB do Banco Mundial e OECD.
- **Arrecadação de Impostos** - *Tax revenue (% of GDP)* (GB.TAX.TOTL.GD.ZS): Compreende transferências compulsórias ao governo central para fins públicos. Transferências compulsórias como multas, penas pecuniárias e a maior parte das contribuições para a seguridade social estão excluídas. Restituições e correções de impostos recolhidos erroneamente são tratadas como receita negativa. Os dados são referentes unicamente ao governo central. Fonte: *International Monetary Fund, Government Finance Statistics Yearbook and data files* e estimativas de PIB do Banco Mundial e OECD.
- **Produto Interno Bruto (PIB)** - *GDP (constant LCU)* (NY.GDP.MKTP.KN): Soma do valor bruto adicionado por todos os produtores residentes mais impostos a produtos e menos subsídios não incluídos no valor dos produtos. É calculado sem deduções por depreciação de ativos ou por esgotamento ou degradação de recursos naturais. Os

dados estão em valores constantes da moeda local. Fonte: *World Bank national accounts data* e *OECD National Accounts data files*.

- **Taxa Real de Juros** - *Real interest rate (%)* (FR.INR.RINR): É a taxa de juros para empréstimos, ajustada pela inflação medida pelo deflator do PIB. Fonte: *International Monetary Fund, International Financial Statistics and data files* usando dados do Banco Mundial para o deflator do PIB.
- **Razão de Dependência** - *Age dependency ratio (dependents to working-age population)* (SP.POP.DPND): Razão dependentes (pessoas com menos de 15 ou mais de 64 anos) sobre população em idade de trabalho (entre 15 e 64 anos). Fonte: Estimativas do Banco Mundial usando várias fontes, incluindo censos, o *United Nations Statistics Division's Population and Vital Statistics Report*, dados de agencias de estatísticas nacionais e levantamentos demográficos e de saúde de fontes nacionais e internacionais Macro.
- ***Intenational Contry Risk Guide* (ICRG)** - *ICRG composite risk rating (0=highest risk to 100=lowest)* (IQ.ICR.RISK.XQ): Índice variando entre 0 e 100 (do maior risco para o menor), baseado em 22 componentes de risco. Fonte: PRS group.
- **Resultado Orçamentário Total, incluindo subvenções** – *Overall budget balance, including grants (% of GDP)* (GB.BAL.OVRL.GD.ZS): Receita corrente e de capital e subvenções oficiais recebidas, menos despesa total e menos restituições. Os dados são referentes unicamente ao governo central. Fonte: *International Monetary Fund, Government Finance Statistics Yearbook and data files* e estimativas de PIB do Banco Mundial e OECD.

Apêndice 3 – Efeitos das Variáveis Fiscais estimados por AB

Neste apêndice apresentamos as tabelas dos efeitos das variáveis fiscais estimados por AB. Estas são análogas às da subseção **5.2.3.**

Tabela A3a – AB – Efeitos do Consumo do Governo

ICRG	Acima	Abaixo
65	-0,512	-0,316
55	-0,460	0
50	-0,449	0
40	-0,344	2,15

Tabela A3b – AB – Efeitos do Consumo do Governo

ICRGdif	Abaixo	Acima
15	-0,566	-0,357
20	-0,490	-0,332
35	-0,449	0

Tabela A3c – AB – Efeitos da Arrecadação Líquida

ICRG	Acima	Abaixo
70	0,559	0
65	0	-0,442
60	0	-0,285
40	0,300	-3,76

Tabela A3d – EF – Efeitos da Arrecadação Líquida

ICRGdif	Abaixo	Acima
15	0,497	0
20	0,304	0

Apêndice 4 – Testes de Robustez

Neste apêndice, apresentamos as estimações mencionadas no texto principal que utilizamos como testes de robustez de nossas conclusões.

Tabela A4.01 – Um instrumento por variável

Var. dep.: C_t	ICRG<70 AB	ICRG<65 AB	ICRG<60 AB	ICRG<55 AB	ICRG<50 AB	ICRG<40 AB
G	-0.259	-0.199	-0.145	-0.297	-0.182	-0.083
	[0.419]	[0.626]	[0.746]	[0.481]	[0.702]	[0.867]
efeito adicional de G por ICRG	0.072	0.175	0.103	**0,214**	**0,505**	**2,095**
	[0.605]	[0.173]	[0.328]	**[0,024]**	**[0,026]**	**[0,000]**
T	0.395	0.049	0.110	0.110	0.083	0.131
	[0,054]	[0.738]	[0.498]	[0.548]	[0.610]	[0.226]
efeito adicional de T por ICRG	-0,454	**-0,356**	-0.181	-0.312	-0.288	**-3,565**
	[0,088]	**[0,029]**	[0.265]	[0.212]	[0.503]	**[0,000]**
C_{t-1}	0.041	0.061	0.092	0.111	0.066	0.152
	[0.706]	[0.559]	[0.392]	[0.286]	[0.531]	[0.103]
Y	**0,586**	**0,596**	**0,553**	**0,558**	**0,594**	**0,557**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,009**	**-0,008**	**-0,008**	**-0,008**	**-0,008**	**-0,009**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
ICRGdif	5.16E-04	5.70E-05	2.32E-05	-6.47E-05	-3.13E-04	2.21E-04
	[0.208]	[0.928]	[0.977]	[0.911]	[0.741]	[0.746]
1/P	**1,31E-08**	**1,37E-08**	**1,34E-08**	**1,18E-08**	**1,33E-08**	**1,21E-08**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
dr	0.168	0,340	0.198	0,223	0.293	0.183
	[0.178]	[0.066]	[0.220]	[0.353]	[0.191]	[0.313]
Sargan – $chi^2(112)$	99.12	112.52	120.96	131.68	121.01	108.27
	[0.8026]	[0.4683]	[0.2651]	[0.0987]	[0.2641]	[0.5822]
Autocorr. 1	z =-1.90	z =-1.97	z =-1.99	z =-2.12	z =-1.91	z =-1.71
	[0.0579]	[0.0493]	[0.0467]	[0.0339]	[0.0562]	[0.0879]
Autocorr. 2	z =-1.12	z =-1.28	z =-1.00	z =-1.04	z =-1.33	z =-1.59
	[0.2620]	[0.2008]	[0.3166]	[0.2984]	[0.1822]	[0.1110]
nº obs	140	140	140	140	140	140

Tabela A4.02 – Um instrumento por variável

Var. dep.: C_t	ICRGdif>15 AB	ICRGdif>20 AB	ICRGdif>35 AB
G	-0.291 [0.464]	-0.172 [0.684]	-0.192 [0.676]
efeito adicional de G por ICRGdif	**0,206** **[0,037]**	0.155 [0.244]	**0,537** **[0,016]**
T	**0.287** [0.061]	0.101 [0.560]	0.097 [0.555]
efeito adicional de T por ICRG dif	**-0,564** **[0,002]**	-0.316 [0.124]	-0.379 [0.335]
C_{t-1}	0.051 [0.621]	0.053 [0.619]	0.065 [0.531]
Y	**0,586** **[0,000]**	**0,585** **[0,000]**	**0,593** **[0,000]**
r_{EUA}	**-0,007** **[0,000]**	**-0,008** **[0,000]**	**-0,009** **[0,000]**
ICRGdif	1.17E-04 [0.820]	2.15E-04 [0.739]	-2.33E-04 [0.785]
1/P	**1,39E-08** **[0,000]**	**1,37E-08** **[0,000]**	**1,33E-08** **[0,000]**
dr	0.211 [0.197]	0.337 [0.113]	0.287 [0.165]
Sargan – $chi^2(112)$	104.73 [0.6742]	109.87 [0.5394]	122.71 [0.2301]
Autocorr. 1	z =-1.83 [0.0675]	z =-1.99 [0.0469]	z =-1.92 [0.0550]
Autocorr. 2	z =-1.49 [0.1373]	z =-1.30 [0.1946]	z =-1.36 [0.1738]
nº obs	140	140	140

Tabela A4.03 – Dois instrumentos para variáveis fiscais, efeitos adicionais e dependente, um instrumento para as demais

Var. dep.: C_t	ICRG<70 AB	ICRG<65 AB	ICRG<60 AB	ICRG<55 AB	ICRG<50 AB	ICRG<40 AB
G	**-0,476**	**-0,507**	**-0,443**	**-0,460**	**-0,449**	-0.348
	[0,014]	**[0,001]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,003]**	[0.106]
efeito adicional de G por ICRG	0.155	**0,207**	0.124	**0,261**	**0,748**	**2,487**
	[0.218]	**[0,048]**	[0.183]	**[0,025]**	**[0,004]**	**[0,000]**
T	**0,641**	**0,319**	**0,259**	**0,245**	**0,330**	**0,268**
	[0,023]	**[0,042]**	**[0,088]**	**[0,093]**	**[0,021]**	**[0,039]**
efeito adicional de T por ICRG	**-0,526**	**-0,491**	-0.285	-0.445	**-0,723**	**-3,909**
	[0,043]	**[0,011]**	[0,099]	[0.127]	**[0,014]**	**[0,000]**
C_{t-1}	0.126	0.144	0.177	0.201	0.179	**0,230**
	[0.200]	[0.173]	[0.147]	[0.110]	[0.152]	**[0,033]**
Y	**0,508**	**0,515**	**0,507**	**0,504**	**0,511**	**0,495**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,007**	**-0,007**	**-0,007**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
ICRGdif	9.21E-05	-1.37E-04	1.80E-05	4.05E-05	-3.69E-04	-1.90E-05
	[0.868]	[0.730]	[0.973]	[0.924]	[0.626]	[0.977]
1/P	**1,25E-08**	**1,22E-08**	**1,12E-08**	**1,02E-08**	**1,15E-08**	**1,08E-08**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
dr	0.049	**0,205**	0.141	0.150	0.109	0.008
	[0.629]	**[0,050]**	[0.194]	[0.211]	[0.211]	[0.932]
Sargan – $chi^2(182)$	142.57	156.29	160.17	158.24	160.68	158.88
	[0.9862]	[0.9164]	[0.8765]	[0.8977]	[0.8705]	[0.8910]
Autocorr. 1	z =-1.91	z =-1.86	z =-1.81	z =-1.97	z =-1.80	z =-1.58
	[0.0563]	[0.0628]	[0.0702]	[0.0494]	[0.0717]	[0.1144]
Autocorr. 2	z =-0.76	z =-1.10	z =-0.65	z =-0.83	z =-1.20	z =-1.37
	[0.4495]	[0.2709]	[0.5129]	[0.4066]	[0.2291]	[0.1721]
nº obs	140	140	140	140	140	140

Tabela A4.04 – Dois instrumentos para variáveis fiscais, efeitos adicionais e dependente, um instrumento para as demais

Var. dep.: C_t	ICRGdif>15 AB	ICRGdif>20 AB	ICRGdif>35 AB
G	**-0,436** **[0,032]**	**-0,483** **[0,001]**	**-0,449** **[0,003]**
efeito adicional de G por ICRGdif	**0,224** **[0,020]**	**0,156** **[0,075]**	**0,759** **[0,004]**
T	**0,552** **[0,040]**	**0,312** **[0,052]**	**0,330** **[0,024]**
efeito adicional de T por ICRG dif	**-0,582** **[0,010]**	**-0,379** **[0,022]**	**-0,748** **[0,024]**
C_{t-1}	0,114 [0,253]	0,163 [0,157]	0,179 [0,148]
Y	**0,504** **[0,000]**	**0,502** **[0,000]**	**0,511** **[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006** **[0,003]**	**-0,006** **[0,000]**	**-0,007** **[0,000]**
ICRGdif	4.07E-05 [0,940]	-1,80E-04 [0,692]	-3.60E-04 [0,624]
1/P	**1,33E-08** **[0,000]**	**1,18E-08** **[0,000]**	**1,15E-08** **[0,000]**
dr	0,135 [0,176]	0,160 [0,164]	0,110 [0,206]
Sargan – $chi^2(182)$	147,95 [0,9696]	157,19 [0,9081]	160,83 [0,8687]
Autocorr. 1	z =-1,87 [0,0619]	z =-1,84 [0,0660]	z =-1,78 [0,0757]
Autocorr. 2	z =-1,28 [0,2010]	z =-1,06 [0,2914]	z =-1,22 [0,2217]
nº obs	140	140	140

Tabela A4.05 – Não Linearidades associadas a fortes variações da Política Fiscal

EPISÓDIOS:	3		14		21	
	2Y OBB V - 2,5%		2Y OBB V - 1,5%		2Y OBB V - 10%	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,361**	**-0,413**	**-0,361**	**-0,416**	**-0,368**	**-0,420**
	[0,003]	**[0,004]**	**[0,003]**	**[0,003]**	**[0,003]**	**[0,004]**
efeito adicional de G	0,072	**0,678**	0,061	0,065	0,041	0,034
	[0,332]	**[0,001]**	[0,447]	[0,333]	[0,485]	[0,576]
T	0,088	0,204	0,112	0,233	0,108	0,225
	[0,532]	[0,168]	[0,444]	[0,159]	[0,469]	[0,185]
efeito adicional de T	0,043	-0,002	-0,100	-0,106	-0,061	-0,060
	[0,677]	[0,970]	[0,390]	[0,327]	[0,556]	[0,583]
C_{t-1}	**0,256**	0,208	**0,256**	0,207	**0,255**	0,206
	[0,003]	[0,114]	**[0,003]**	[0,114]	**[0,003]**	[0,116]
PNB	**0,497**	**0,502**	**0,493**	**0,498**	**0,496**	**0,501**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
Tx de juros EUA	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,004]	**[0,000]**	**[0,005]**	**[0,000]**	**[0,005]**	**[0,000]**
Diferencial de ICRG	-5,71E-04	-1,09E-04	-5,81E-04	-9,79E-05	-5,91E-04	-1,07E-04
	[0,276]	[0,857]	[0,269]	[0,874]	[0,265]	[0,864]
1/P	**1,13E-08**	**1,14E-08**	**1,08E-08**	**1,10E-08**	**1,06E-08**	**1,09E-08**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
Razão de Dep.	-0,041	0,075	-0,048	0,078	-0,038	0,081
	[0,618]	[0,472]	[0,616]	[0,440]	[0,645]	[0,422]
Sargan – $chi^2(952)$		157,68		158,83		158,60
		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,90		z =-1,87		z =-1,88
		[0,0575]		[0,0619]		[0,0602]
Autocorr. 2		z =-0,57		z =-0,60		z =-0,58
		[0,5678]		[0,5497]		[0,5607]
nº obs	151	140	151	140	151	140

Tabela A4.06 - Não Linearidades associadas a fortes expansões e contrações da Política Fiscal

EPISÓDIOS:	6 expansões / 8 contrações		11 expansões / 10 contrações	
	2Y OBB - 1,5%		2Y OBB - 1,0%	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB
G	**-0,361**	**-0,416**	**-0,367**	**-0,423**
	[0,003]	**[0,003]**	**[0,004]**	**[0,004]**
efeito adicional de G	0.0815	0.109	0.097	0.137
(forte contração)	[0.438]	[0.253]	[0.319]	[0.136]
efeito adicional de G	0.063	0.045	0.035	0.014
(forte expansão)	[0.386]	[0.519]	[0.532]	[0.804]
T	0,095	0.218	0.096	0.224
	[0,528]	[0,202]	[0,536]	[0,216]
efeito adicional de T	-0.085	-0,112	-0.078	-0.111
(forte contração)	[0.551]	[0.444]	[0.574]	[0.460]
efeito adicional de T	**-0,183**	**-0,161**	-0.103	-0.102
(forte expansão)	**[0,020]**	**[0,017]**	[0.361]	[0.462]
C_{t-1}	**0,257**	0.208	**0,257**	0.205
	[0,003]	[0.115]	**[0,003]**	[0.120]
PNB	**0,498**	**0,503**	**0,500**	**0,507**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
Tx de juros EUA	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,004]	**[0,000]**	**[0,004]**	**[0,000]**
Diferencial de ICRG	-5.66E-04	-6.73E-05	-5.75E-04	-2.79E-05
	[0.294]	[0.913]	[0.285]	[0.964]
1/P	**1,14E-08**	**1,18E-08**	**1,11E-08**	**1,18E-08**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
Razão de Dep.	-0.038	0.082	-0.347	0.096
	[0.640]	[0.405]	[0.672]	[0.308]
Sargan – $chi^2(1190)$		156.08		154.82
		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1.87		z =-1.90
		[0.0618]		[0.0576]
Autocorr. 2		z =-0.50		z =-0.50
		[0.6177]		[0.6188]
nº obs	151	140	151	140

Tabela A4.07 – Robustez a fortes expansões fiscais

	ICRG<70		ICRG<65		ICRG<60		ICRG<55		ICRG<50		ICRG<40	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,493**	**-0,547**	**-0,448**	**-0,510**	**-0,375**	**-0,442**	**-0,395**	**-0,461**	**-0,370**	**-0,449**	**-0,346**	**-0,399**
	[0,001]	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**	**[0,003]**	**[0,002]**	**[0,001]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,003]**	**[0,004]**	**[0,009]**
efeito adicional de G por ICRG	0.139	0.149	**0,174**	0.193	0.101	0.122	**0,258**	**0,274**	0.600	**0,774**	**2,629**	**2,628**
	[0.216]	[0.259]	**[0,026]**	[0,076]	[0.149]	[0.210]	**[0,003]**	**[0,018]**	[0.051]	**[0,003]**	**[0,000]**	**[0,000]**
T	**0,453**	**0,548**	0.205	**0,317**	0.116	0.254	0.085	0.230	0.144	**0,318**	0.181	**0,293**
	[0,007]	**[0,020]**	[0.124]	**[0,056]**	[0.391]	[0.101]	[0.539]	[0.129]	[0.327]	**[0,033]**	[0.169]	**[0,020]**
efeito adicional de T por ICRG	**-0,474**	**-0,474**	**-0,430**	**-0,436**	**-0,246**	-0.278	**-0,416**	**-0,480**	-0.540	**-0,759**	**-4,253**	**-4,218**
	[0,007]	**[0,050]**	**[0,001]**	**[0,013]**	**[0,059]**	[0.137]	**[0,045]**	**[0,097]**	[0.315]	**[0,014]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de T por fortes expansões	-0.097	-0.097	-0.060	-0.058	-0.046	-0.040	**-0,170**	**-0,182**	-0.134	**-0,142**	**-0,171**	**-0,173**
	[0.322]	[0.360]	[0.571]	[0.616]	[0.698]	[0.735]	**[0,090]**	**[0,037]**	[0.101]	**[0,038]**	**[0,022]**	**[0,006]**
C_{t-1}	**0,203**	0.163	**0,214**	0.169	**0,235**	0.178	**0,262**	0.202	**0,248**	0.179	**0,311**	**0,263**
	[0,015]	[0.121]	**[0,008]**	[0.140]	**[0,004]**	[0.146]	**[0,002]**	[0.112]	**[0,003]**	[0.155]	**[0,000]**	**[0,019]**
Y	**0,505**	**0,510**	**0,500**	**0,508**	**0,501**	**0,508**	**0,504**	**0,510**	**0,506**	**0,516**	**0,481**	**0,486**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,007**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,007**	**-0,007**
	[0,001]	**[0,000]**	**[0,009]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**
ICRGdif	-2,83E-04	1,09E-04	-5,40E-04	-1,12E-04	-5,05E-04	2,08E-05	-5,47E-04	1,06E-04	**-9,61E-04**	-3,40E-04	-3,19E-04	1,17E-04
	[0.590]	[0.850]	[0,309]	[0.831]	[0.344]	[0.969]	[0.268]	[0.800]	**[0,072]**	[0.654]	[0.509]	[0.848]
1/P	**1,21E-08**	**1,23E-08**	**1,21E-08**	**1,23E-08**	**1,12E-08**	**1,14E-08**	**1,09E-08**	**1,13E-08**	**1,20E-08**	**1,24E-08**	**1,09E-08**	**1,12E-08**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
dr	-0,064	0.042	0,031	0.145	0.005	0.141	0.007	0.165	-0.047	0.117	-0.060	0,048
	[0,446]	[0.603]	[0,696]	[0.138]	[0.951]	[0.193]	[0.929]	[0.152]	[0.548]	[0.178]	[0.464]	[0.574]
Sargan - chi2(1071)		150.03		155.35		159.06		157.47		161.08		165.99
		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1,89		z =-1,88		z =-1,80		z =-2,00		z =-1,78		z =-1,54
		[0,0589]		[0,0601]		[0,0721]		[0,0453]		[0,0747]		[0,1233]
Autocorr. 2		z =-0.51		z =-0,96		z =-0,62		z =-0,65		z =-1,16		z =-1,36
		[0.6113]		[0,3375]		[0,5363]		[0,5156]		[0,2465]		[0,1745]
nº obs	151	140	151	140	151	140	151	140	151	140	151	140

Tabela A4.08 – Robustez a fortes expansões fiscais

	ICRGdif>15		ICRGdif>20		ICRGdif>35	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,492**	**-0,566**	**-0,417**	**-0,488**	**-0,370**	**-0,449**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,003]**
efeito adicional de G por ICRGdif	**0,183**	**0,209**	**0,131**	0,155	**0,629**	**0,784**
	[0,070]	**[0,046]**	**[0,055]**	[0,105]	**[0,079]**	**[0,004]**
T	**0,364**	**0,487**	0,164	**0,299**	0,141	**0,318**
	[0,016]	**[0,037]**	[0,207]	**[0,069]**	[0,335]	**[0,038]**
efeito adicional de T por ICRG dif	**-0,476**	**-0,496**	**-0,353**	**-0,376**	-0,609	**-0,782**
	[0,001]	**[0,019]**	**[0,006]**	**[0,037]**	[0,349]	**[0,025]**
efeito adicional de T por fortes expansões	-0,087	-0,088	-0,037	-0,033	**-0,135**	**-0,143**
	[0,400]	[0,417]	[0,747]	[0,784]	**[0,096]**	**[0,036]**
C_{t-1}	**0,214**	0,167	**0,219**	0,166	**0,248**	0,179
	[0,012]	[0,124]	**[0,007]**	[0,158]	**[0,003]**	[0,150]
Y	**0,498**	**0,506**	**0,500**	**0,507**	**0,506**	**0,516**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,005**	**-0,006**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,025]	**[0,002]**	**[0,007]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**
ICRGdif	4,10E-04	4,27E-05	-5,50E-04	-5,46E-05	**-9,35E-04**	-3,33E-04
	[0,432]	[0,936]	[0,293]	[0,917]	**[0,079]**	[0,650]
1/P	**1,22E-08**	**1,25E-08**	**1,16E-08**	**1,19E-08**	**1,20E-08**	**1,24E-08**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
dr	-0,014	0,109	0,035	0,164	-0,046	0,118
	[0,863]	[0,213]	[0,656]	[0,125]	[0,563]	[0,174]
Sargan – $chi^2(1071)$		155,67		157,03		161,23
		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,87		z =-1,86		z =-1,75
		[0,0615]		[0,0631]		[0,0794]
Autocorr. 2		z =-0,96		z =-1,02		z =-1,18
		[0,3358]		[0,3086]		[0,2363]
nº obs	151	140	151	140	151	140

Tabela A4.09 – Robustez a uma variação de mais de 3 pontos no ICRGdif nos dois anos anteriores (dDifUSA3_2y - 17 observações)

	ICRG<70		ICRG<65		ICRG<60		ICRG<55		ICRG<50		ICRG<40	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,592**	**-0,627**	**-0,511**	**-0,561**	**-0,451**	**-0,497**	**-0,453**	**-0,497**	**-0,422**	**-0,472**	**-0,418**	**-0,452**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por ICRG	0.176	0.184	**0,178**	**0,195**	0.112	0.125	**0,215**	**0,225**	0.549	**0,662**	**2,626**	**2,616**
	[0.111]	[0.106]	**[0,033]**	**[0,030]**	[0.127]	[0.141]	**[0,009]**	**[0,027]**	[0.084]	**[0,019]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por dDifUSA3_2y	-0.126	**-0,125**	-0.117	**-0,107**	-0.132	**-0,123**	-0.137	**-0,130**	-0.179	**-0,175**	**-0,166**	**-0,163**
	[0.154]	**[0,001]**	[0.227]	**[0,043]**	[0.177]	**[0,003]**	[0.150]	**[0,006]**	[0.059]	**[0,000]**	**[0,089]**	**[0,001]**
T	**0,347**	**0,417**	0.101	0.196	0.002	0.115	-0.011	0.104	0.025	0.159	0.100	0.186
	[0,027]	**[0,066]**	[0.489]	[0.246]	[0.988]	[0.470]	[0.939]	[0.525]	[0.863]	[0.284]	[0.449]	[0.109]
efeito adicional de T por ICRG	**-0,501**	**-0,502**	**-0,401**	**-0,412**	-0.211	-0.241	-0.355	-0.393	-0.551	**-0,685**	**-4,039**	**-4,006**
	[0,004]	**[0,027]**	**[0,003]**	**[0,005]**	[0.103]	[0.130]	[0.111]	[0.154]	[0.318]	**[0,079]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de T por dDifUSA3_2y	0.201	**0,198**	**0,257**	**0,240**	**0,264**	**0,245**	**0,281**	**0,267**	**0,355**	**0,347**	**0,323**	**0,316**
	[0.168]	**[0,091]**	**[0,088]**	**[0,085]**	**[0,083]**	**[0,047]**	**[0,065]**	**[0,029]**	**[0,020]**	**[0,000]**	**[0,033]**	**[0,002]**
C_{t-1}	**0,228**	**0,197**	**0,240**	**0,200**	**0,266**	**0,218**	**0,286**	**0,238**	**0,279**	**0,226**	**0,328**	**0,291**
	[0,005]	**[0,042]**	**[0,003]**	**[0,058]**	**[0,001]**	**[0,054]**	**[0,000]**	**[0,038]**	**[0,000]**	**[0,047]**	**[0,000]**	**[0,006]**
Y	**0,499**	**0,504**	**0,494**	**0,503**	**0,494**	**0,501**	**0,487**	**0,494**	**0,487**	**0,494**	**0,466**	**0,471**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,006**	**-0,004**	**-0,005**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**
	[0,006]	**[0,000]**	**[0,036]**	**[0,000]**	**[0,011]**	**[0,000]**	**[0,011]**	**[0,001]**	**[0,011]**	**[0,000]**	**[0,004]**	**[0,000]**
ICRGdif	-8,07E-04	-5,34E-04	**-1,00E-03**	-6,66E-04	**-1,00E-03**	-6,01E-04	**-9,89E-04**	-5,26E-04	**-1,27E-03**	-8,27E-04	-8,36E-04	-5,20E-04
	[0.157]	[0.313]	**[0,088]**	[0,160]	**[0,081]**	[0.220]	**[0,061]**	[0.190]	**[0,037]**	[0.232]	[0.117]	[0.378]
1/P	1,05E-09	2,46E-09	6,74E-10	2,60E-09	-3,49E-09	-1,31E-09	-2,52E-09	-5,06E-10	-2,11E-09	4,75E-10	-5,57E-09	-3,78E-09
	[0,856]	[0,582]	[0,908]	[0,510]	[0,560]	[0,776]	[0,662]	[0,909]	[0,698]	[0,917]	[0,255]	[0,169]
dr	-0.048	0.036	0.036	0.140	0.004	0.123	-0.003	0.120	-0.051	0.078	-0.071	0.017
	[0.558]	[0.665]	[0.681]	[0.136]	[0.967]	[0.235]	[0.969]	[0.226]	[0.551]	[0.388]	[0.432]	[0.812]
Sargan – $chi^2(1124)$		125,02		130,06		132,56		131,93		134,18		136,53
		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1,92		z =-1,90		z =-1,83		z =-1,96		z =-1,92		z =-1,62
		[0.0551]		[0.0577]		[0.0679]		[0.0498]		[0.0548]		[0.1048]
Autocorr. 2		z =-0.37		z =-0,82		z =-0,54		z =-0,53		z =-0,81		z =-1,17
		[0.7117]		[0.4136]		[0.5893]		[0.5928]		[0.4193]		[0.2401]
nº obs	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132

Tabela A4.10 – Robustez a uma variação de mais de 3 pontos no ICRGdif nos dois anos anteriores (dDifUSA3_2y - 17 observações)

17 observações	ICRGdif>15		ICRGdif>20		ICRGdif>35	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	-0,595	-0,651	-0,483	-0,538	-0,421	-0,471
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
efeito adicional de G por ICRGdif	0,232	0,254	0,136	0,155	0,636	0,726
	[0,029]	[0,009]	[0,047]	[0,057]	[0,096]	[0,025]
efeito adicional de G por dDifUSA3_2y	-0,152	-0,154	-0,118	-0,109	-0,180	-0,176
	[0,090]	[0,010]	[0,200]	[0,005]	[0,059]	[0,000]
T	0,245	0,348	0,058	0,177	0,022	0,155
	[0,083]	[0,116]	[0,680]	[0,298]	[0,880]	[0,319]
efeito adicional de T por ICRG dif	-0,509	-0,528	-0,318	-0,346	-0,735	-0,819
	[0,001]	[0,007]	[0,012]	[0,031]	[0,286]	[0,114]
efeito adicional de T por dDifUSA3_2y	0,244	0,238	0,230	0,210	0,357	0,350
	[0,093]	[0,110]	[0,121]	[0,089]	[0,020]	[0,001]
C_{t-1}	0,247	0,207	0,248	0,199	0,281	0,228
	[0,003]	[0,036]	[0,002]	[0,063]	[0,000]	[0,036]
Y	0,492	0,500	0,494	0,502	0,485	0,493
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
r_{EUA}	-0,005	-0,005	-0,005	-0,005	-0,005	-0,006
	[0,045]	[0,002]	[0,023]	[0,000]	[0,010]	[0,000]
ICRGdif	-9,70E-04	-6,18E-04	-1,03E-03	-6,13E-04	-1,22E-03	-7,99E-04
	[0,095]	[0,171]	[0,076]	[0,203]	[0,045]	[0,237]
1/P	3,85E-10	2,24E-09	-6,92E-10	1,58E-09	-2,39E-09	2,40E-10
	[0,947]	[0,603]	[0,904]	[0,691]	[0,653]	[0,954]
dr	0,009	0,119	0,039	0,160	-0,047	0,080
	[0,924]	[0,166]	[0,668]	[0,122]	[0,584]	[0,378]
Sargan – $chi^2(1124)$		129,06		131,55		134,67
		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,92		z =-1,88		z =-1,88
		[0,0550]		[0,0595]		[0,0601]
Autocorr. 2		z =-0,77		z =-0,82		z =-0,88
		[0,4404]		[0,4150]		[0,3813]
nº obs	143	132	143	132	151	132

Tabela A4.11 – Robustez a uma queda de mais de 1 ponto no ICRGdif nos dois anos anteriores (dDifUSA1D_2y - 35 observações)

	ICRG<70		ICRG<65		ICRG<60		ICRG<55		ICRG<50		ICRG<40	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,593**	**-0,620**	**-0,514**	**-0,557**	**-0,464**	**-0,506**	**-0,462**	**-0,504**	**-0,434**	**-0,479**	**-0,427**	**-0,458**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por ICRG	0.171	0.176	**0,175**	**0,191**	0.117	0.130	**0,209**	**0,220**	0.582	**0,669**	**2,582**	**2,577**
	[0.102]	[0.104]	**[0,039]**	**[0,041]**	[0.115]	[0.158]	**[0.017]**	**[0,046]**	[0.071]	**[0,009]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por dDifUSA1D_2y	**-0,208**	**-0,190**	**-0,184**	**-0,154**	-0,157	-0.124	-0,150	-0,117	**-0,212**	**-0,183**	-0,169	**-0,147**
	[0,007]	**[0,002]**	**[0,026]**	**[0,050]**	[0.067]	[0.122]	[0.086]	[0.180]	**[0.013]**	**[0.017]**	[0.057]	**[0.058]**
T	**0,311**	0.365	0.067	0.150	-0.030	0.078	-0.046	0.064	-0.022	0.099	0.051	0.129
	[0,048]	[0.118]	[0.669]	[0.441]	[0.847]	[0.677]	[0.765]	[0.734]	[0.885]	[0.546]	[0.717]	[0.341]
efeito adicional de T por ICRG	**-0,525**	**-0,525**	**-0,414**	**-0,421**	-0.211	-0.240	-0.341	-0.379	-0.599	-0.700	**-4,007**	**-3,980**
	[0,002]	**[0,013]**	**[0,002]**	**[0,007]**	[0.141]	[0.204]	[0.143]	[0.204]	[0.293]	**[0.054]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de T por dDifUSA1D_2y	**0,343**	**0,324**	**0,270**	**0,237**	**0,221**	0.181	**0,226**	0.187	**0,316**	**0,284**	**0,271**	**0,248**
	[0,004]	**[0,000]**	**[0,031]**	**[0,074]**	**[0,098]**	[0.217]	**[0,087]**	[0.211]	**[0,012]**	**[0,011]**	**[0,034]**	**[0,025]**
C_{t-1}	**0,226**	**0,203**	**0,238**	**0,206**	**0,268**	**0,224**	**0,288**	**0,245**	**0,282**	**0,235**	**0,332**	**0,300**
	[0,005]	**[0,026]**	**[0,003]**	**[0,039]**	**[0,001]**	**[0,035]**	**[0,000]**	**[0,026]**	**[0,000]**	**[0,031]**	**[0,000]**	**[0,003]**
Y	**0,501**	**0,505**	**0,495**	**0,502**	**0,497**	**0,503**	**0,490**	**0,496**	**0,490**	**0,496**	**0,470**	**0,474**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,005**	**-0,006**	**-0,005**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**
	[0,008]	**[0,000]**	**[0,017]**	**[0,000]**	**[0,006]**	**[0,000]**	**[0,007]**	**[0,001]**	**[0,005]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**
ICRGdif	-6,89E-04	-4,89E-04	-9,51E-04	-6,73E-04	**-1,01E-03**	-6,34E-04	**-9,66E-04**	-5,49E-04	**-1,23E-03**	-8,36E-04	-7,78E-04	-5,07E-04
	[0.211]	[0.298]	[0.107]	[0.143]	**[0,088]**	[0.177]	[0.068]	[0.147]	**[0,041]**	[0.212]	[0.137]	[0.372]
1/P	-1,64E-09	-1,07E-10	-2,23E-09	8,51E-11	-5,93E-09	-3,25E-09	-4,40E-09	-1,72E-09	-4,98E-09	-1,94E-09	-7,57E-09	**-5,40E-09**
	[0.786]	[0.982]	[0.711]	[0.984]	[0.334]	[0.486]	[0.477]	[0.686]	[0.395]	[0.675]	[0.162]	**[0,034]**
dr	-0.061	0.002	0.037	0.126	0.002	0.110	-0.006	0.108	-0.053	0.061	-0.069	0.008
	[0.489]	[0.976]	[0.671]	[0.146]	[0.987]	[0.292]	[0.950]	[0.277]	[0.531]	[0.483]	[0.447]	[0.914]
Sargan – $chi^2(1124)$		124,03		130,14		133,20		132,66		135,61		137,66
		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,90		z =-1,94		z =-1,90		z =-2,00		z =-1,93		z =-1,66
		[0,0578]		[0,0525]		[0,0579]		[0,0453]		[0,0531]		[0,0962]
Autocorr. 2		z =-0,05		z =-0,57		z =-0,33		z =-0,30		z =-0,59		z =-0,91
		[0,9600]		[0,5718]		[0,7439]		[0,7619]		[0,5576]		[0,3604]
nº obs	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132

Tabela A4.12 – Robustez a uma queda de mais de 1 ponto no ICRGdif nos dois anos anteriores (dDifUSA1D_2y - 35 observações)

	ICRGdif>15		ICRGdif>20		ICRGdif>35	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	-0,606	-0,649	-0,490	-0,538	-0,433	-0,478
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
efeito adicional de G por ICRGdif	0,230	0,244	0,139	0,156	0,666	0,731
	[0,018]	[0,007]	[0,046]	[0,060]	[0,088]	[0,011]
efeito adicional de G por dDifUSA1D_2y	-0,203	-0,179	-0,181	-0,149	-0,214	-0,185
	[0,015]	[0,011]	[0,023]	[0,036]	[0,012]	[0,020]
T	0,219	0,302	0,022	0,131	-0,025	0,095
	[0,139]	[0,212]	[0,880]	[0,491]	[0,872]	[0,585]
efeito adicional de T por ICRG dif	-0,527	-0,536	-0,341	-0,362	-0,772	-0,827
	[0,000]	[0,004]	[0,009]	[0,027]	[0,277]	[0,080]
efeito adicional de T por dDifUSA1D_2y	0,280	0,255	0,263	0,228	0,317	0,286
	[0,027]	[0,052]	[0,029]	[0,054]	[0,012]	[0,017]
C_{t-1}	0,243	0,211	0,246	0,203	0,284	0,237
	[0,003]	[0,024]	[0,002]	[0,049]	[0,000]	[0,022]
Y	0,496	0,502	0,496	0,503	0,488	0,495
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
r_{EUA}	-0,005	-0,005	-0,005	-0,005	-0,006	-0,006
	[0,028]	[0,001]	[0,014]	[0,000]	[0,004]	[0,000]
ICRGdif	-8.78E-04	-5.96E-04	-9,70E-04	-6.13E-04	-1,18E-03	-8.13E-04
	[0.118]	[0,162]	[0,089]	[0.178]	[0,048]	[0.212]
1/P	-2.31E-09	-1.65E-10	-3.34E-09	-6.24E-10	-5.30E-09	-2.24E-09
	[0.702]	[0.972]	[0.568]	[0.876]	[0.356]	[0.609]
dr	0.003	0.091	0.043	0.150	-0.049	0.067
	[0.971]	[0.255]	[0.631]	[0.130]	[0.563]	[0.474]
Sargan – $chi^2(1124)$		129.77		131.82		136.01
		[1.000]		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1.94		z =-1.93		z =-1.90
		[0.0527]		[0.0540]		[0.0571]
Autocorr. 2		z =-0.66		z =-0.65		z =-0.64
		[0.5117]		[0.5166]		[0.5189]
nº obs	143	132	143	132	151	132

Tabela A4.13 – Robustez a uma queda de mais de 2 pontos no ICRGdif nos dois anos anteriores (dDifUSA2D_2y - 24 observações)

	ICRG<70		ICRG<65		ICRG<60		ICRG<55		ICRG<50		ICRG<40	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,593**	**-0,624**	**-0,518**	**-0,565**	**-0,463**	**-0,507**	**-0,461**	**-0,505**	**-0,435**	**-0,483**	**-0,427**	**-0,461**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por ICRG	0.166	0.172	**0,179**	**0,196**	**0,123**	0.135	**0,214**	**0,223**	**0,594**	**0,693**	**2,598**	**2,591**
	[0.117]	[0.123]	**[0,035]**	**[0,036]**	[0,089]	[0.130]	**[0,013]**	**[0,039]**	[0,067]	**[0,006]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por dDifUSA2D_2y	**-0,171**	**-0,159**	-0,158	-0,136	-0,159	-0,139	-0,149	-0,128	**-0,209**	**-0,193**	-0,166	**-0,151**
	[0,040]	**[0,042]**	[0,079]	[0,129]	[0,088]	[0,113]	[0,119]	[0,170]	**[0,024]**	**[0,029]**	[0,087]	[0,087]
T	**0,342**	0,404	0,095	0.184	-0.006	0.104	-0.022	0.091	0.012	0.141	0.083	0.166
	[0,030]	[0,078]	[0,531]	[0.306]	[0.965]	[0.532]	[0.881]	[0.588]	[0.935]	[0.359]	[0.542]	[0.189]
efeito adicional de T por ICRG	**-0,502**	**-0,502**	**-0,412**	**-0,420**	-0,232	-0,258	-0,360	-0,396	-0,617	**-0,735**	**-4,037**	**-4,006**
	[0,003]	**[0,021]**	**[0,003]**	**[0,008]**	[0,078]	[0,129]	[0,113]	[0,162]	[0,279]	**[0,041]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de T por dDifUSA2D_2y	**0,247**	**0,237**	0.227	0.206	0,231	0.210	0.233	0.214	**0,308**	**0,293**	**0,272**	**0,261**
	[0,067]	[0,076]	[0,113]	[0,203]	[0,115]	[0,187]	[0,123]	[0,186]	**[0,037]**	**[0,036]**	**[0,068]**	**[0,055]**
C_{t-1}	**0,226**	**0,199**	**0,240**	**0,203**	**0,266**	**0,220**	**0,288**	**0,242**	**0,282**	**0,231**	**0,332**	**0,297**
	[0,005]	**[0,035]**	**[0,003]**	**[0,043]**	**[0,001]**	**[0,044]**	**[0,000]**	**[0,030]**	**[0,000]**	**[0,036]**	**[0,000]**	**[0,003]**
Y	**0,501**	**0,505**	**0,495**	**0,503**	**0,496**	**0,503**	**0,489**	**0,495**	**0,488**	**0,495**	**0,469**	**0,473**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,006**	**-0,005**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**
	[0,005]	**[0,000]**	**[0,020]**	**[0,000]**	**[0,007]**	**[0,000]**	**[0,009]**	**[0,001]**	**[0,006]**	**[0,000]**	**[0,003]**	**[0,000]**
ICRGdif	-7.45E-04	-5.05E-04	**-9,97E-04**	-6,79E-04	**-1,02E-03**	-6.12E-04	**-9,74E-04**	-5.24E-04	**-1,26E-03**	-8,31E-04	-8,03E-04	-5,03E-04
	[0.185]	[0.313]	**[0,094]**	[0.145]	**[0,085]**	[0.198]	**[0,065]**	[0.179]	**[0,037]**	[0.220]	[0.127]	[0.374]
1/P	-1.46E-09	1.52E-10	-1.90E-09	4.03E-10	-6.03E-09	-3.47E-09	-4.63E-09	-2.12E-09	-5.21E-09	-2.31E-09	-7.72E-09	-5.57E-09
	[0.814]	[0.976]	[0.756]	[0.927]	[0.336]	[0.482]	[0.465]	[0.632]	[0.382]	[0.640]	[0.164]	**[0,054]**
dr	-0.049	0.025	0.044	0.142	0.012	0.127	0.004	0.123	-0.044	0.079	-0.060	0.024
	[0.572]	[0.771]	[0.612]	[0.119]	[0.892]	[0.215]	[0.968]	[0.209]	[0.607]	[0.379]	[0.506]	[0.764]
Sargan – $chi^2(1124)$		125.57		130.69		133.38		132.79		135.79		138.25
		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1.92		z =-1.92		z =-1.85		z =-1.98		z =-1.92		z =-1.63
		[0.0554]		[0.0550]		[0.0647]		[0.0479]		[0.0553]		[0.1038]
Autocorr. 2		z =-0.20		z =-0.65		z =-0.35		z =-0.35		z =-0.64		z =-0.99
		[0.8394]		[0.5129]		[0.7228]		[0.7240]		[0.5233]		[0.3228]
nº obs	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132

Tabela A4.14 – Robustez a uma queda de mais de 2 pontos no ICRGdif nos dois anos anteriores (dDifUSA2D_2y - 24 observações)

	ICRGdif>15		ICRGdif>20		ICRGdif>35	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,612**	**-0,661**	**-0,494**	**-0,546**	**-0,433**	**-0,481**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por ICRGdif	**0,232**	**0,249**	**0,143**	**0,161**	**0,678**	**0,754**
	[0,021]	**[0,012]**	**[0,042]**	**[0,055]**	**[0,084]**	**[0,009]**
efeito adicional de G por dDifUSA2D_2y	**-0,157**	**-0,141**	**-0,155**	**-0,134**	**-0,212**	**-0,196**
	[0,080]	**[0,095]**	**[0,070]**	**[0,089]**	**[0,023]**	**[0,033]**
T	**0,256**	0,348	0,053	0,168	0,009	0,137
	[0,082]	[0,141]	[0,711]	[0,339]	[0,952]	[0,401]
efeito adicional de T por ICRG dif	**-0,529**	**-0,541**	**-0,340**	**-0,364**	-0,791	**-0,859**
	[0,001]	**[0,008]**	**[0,010]**	**[0,030]**	[0,268]	**[0,071]**
efeito adicional de T por dDifUSA2D_2y	0,169	0,156	0,212	0,191	**0,312**	**0,297**
	[0,248]	[0,357]	[0,124]	[0,180]	**[0,035]**	**[0,051]**
C_{t-1}	**0,241**	**0,205**	**0,246**	**0,200**	**0,283**	**0,233**
	[0,004]	**[0,030]**	**[0,002]**	**[0,054]**	**[0,000]**	**[0,026]**
Y	**0,496**	**0,503**	**0,496**	**0,504**	**0,487**	**0,494**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,005**	**-0,006**	**-0,005**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**
	[0,023]	**[0,001]**	**[0,015]**	**[0,000]**	**[0,005]**	**[0,000]**
ICRGdif	-9,10E-04	-5,91E-04	**-1,01E-03**	-6,15E-04	**-1,22E-03**	-8,10E-04
	[0,108]	[0,191]	**[0,081]**	[0,184]	**[0,043]**	[0,219]
1/P	-1,62E-09	5,19E-10	-3,08E-09	-4,41E-10	-5,54E-09	-2,61E-09
	[0,794]	[0,915]	[0,604]	[0,917]	[0,342]	[0,577]
dr	0,011	0,109	0,049	0,164	-0,040	0,081
	[0,904]	[0,204]	[0,584]	[0,103]	[0,642]	[0,374]
Sargan – $chi^2(1124)$		130,75		132,26		136,19
		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,97		z =-1,91		z =-1,88
		[0,0487]		[0,0557]		[0,0600]
Autocorr. 2		z =-0,66		z =-0,71		z =-0,71
		[0,5083]		[0,4802]		[0,4800]
nº obs	143	132	143	132	151	132

Tabela A4.15a – Robustez a uma queda ou um aumento de mais de 1 ponto no ICRG nos dois anos anteriores (Aumento:dICRG1U_2y, 42 obs./Queda: dICRG1D_2y, 7 obs.)

	ICRG<70		ICRG<65		ICRG<60	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,548**	**-0,576**	**-0,492**	**-0,540**	**-0,436**	**-0,482**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por ICRG	0,119	0,126	**0,139**	0,164	0,058	0,084
	[0,255]	[0,215]	**[0,090]**	[0,127]	[0,416]	[0,461]
efeito adicional de G por dICRG1U_2y	**-0,159**	**-0,136**	-0,139	**-0,102**	-0,138	**-0,097**
	[0,040]	**[0,000]**	[0,081]	**[0,029]**	[0,093]	**[0,045]**
efeito adicional de G por dICRG1D_2y	**0,211**	**0,193**	0,179	0,140	0,213	0,166
	[0,071]	**[0,086]**	[0,137]	[0,312]	[0,106]	[0,295]
T	**0,295**	0,349	0,073	0,162	-0,009	0,097
	[0,050]	[0,127]	[0,615]	[0,353]	[0,949]	[0,533]
efeito adicional de T por ICRG	**-0,427**	**-0,427**	**-0,336**	**-0,351**	-0,152	-0,188
	[0,008]	**[0,040]**	**[0,011]**	**[0,045]**	[0,244]	[0,336]
efeito adicional de T por dICRG1U_2y	**0,217**	**0,198**	0,176	**0,141**	0,163	0,122
	[0,040]	**[0,000]**	[0,108]	**[0,042]**	[0,157]	[0,183]
efeito adicional de T por dICRG1D_2y	-0,627	-0,615	-0,600	-0,564	-0,702	-0,650
	[0,156]	[0,218]	[0,170]	[0,272]	[0,123]	[0,215]
C_{t-1}	**0,253**	**0,230**	**0,267**	**0,233**	**0,292**	**0,250**
	[0,000]	**[0,001]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,003]**
Y	**0,491**	**0,495**	**0,487**	**0,495**	**0,487**	**0,494**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,006**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,001]	**[0,000]**	**[0,004]**	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**
ICRGdif	-5.82E-04	-3.57E-04	-8.27E-04	-5.01E-04	-7.72E-04	-3.93E-04
	[0.277]	[0.513]	[0.146]	[0.345]	[0.177]	[0.466]
I/P	-1.73E-09	-2.52E-10	-2.29E-09	6.26E-11	-5.03E-09	-2.73E-09
	[0.741]	[0.949]	[0.667]	[0.984]	[0.342]	[0.396]
dr	-0.061	0.004	0.028	0.125	0.003	0.110
	[0.492]	[0.957]	[0.752]	[0.137]	[0.976]	[0.257]
Sargan – $chi^2(1304)$		123.32		128.79		130.93
		[1.000]		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1.88		z =-1.89		z =-1.90
		[0.0602]		[0.0592]		[0.0580]
Autocorr. 2		z =-0.35		z =-0.76		z =-0.58
		[0.7270]		[0.4455]		[0.5627]
nº obs	143	132	143	132	143	132

Tabela A4.15b – Robustez a uma queda ou um aumento de mais de 1 ponto no ICRG nos dois anos anteriores (Aumento:dICRG1U_2y, 42 obs./Queda: dICRG1D_2y, 7 obs.)

	ICRG<55		ICRG<50		ICRG<40	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,441**	**-0,491**	**-0,436**	**-0,476**	**-0,433**	**-0,462**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por ICRG	0,211	0,262	0,279	0,350	**2,426**	**2,384**
	[0,119]	[0,173]	[0,330]	[0,150]	**[0,000]**	**[0,001]**
efeito adicional de G por dICRG1U_2y	-0,131	-0,081	**-0,178**	**-0,143**	**-0,147**	**-0,120**
	[0,105]	[0,187]	**[0,028]**	**[0,000]**	[0,069]	**[0,004]**
efeito adicional de G por dICRG1D_2y	0,062	-0,018	**0,303**	**0,269**	0,130	0,113
	[0,744]	[0,939]	**[0,003]**	**[0,000]**	[0,193]	[0,140]
T	-0,023	0,106	0,017	0,129	0,070	0,143
	[0,872]	[0,514]	[0,904]	[0,368]	[0,615]	[0,247]
efeito adicional de T por ICRG	-0,313	-0,395	0,040	-0,043	**-3,697**	**-3,607**
	[0,255]	[0,315]	[0,930]	[0,905]	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de T por dICRG1U_2y	0,158	0,107	**0,246**	**0,218**	**0,218**	**0,196**
	[0,155]	[0,334]	**[0,027]**	**[0,000]**	**[0,047]**	**[0,000]**
efeito adicional de T por dICRG1D_2y	-0,480	-0,385	**-0,941**	**-0,906**	-0,275	-0,278
	[0,359]	[0,533]	**[0,017]**	**[0,004]**	[0,400]	[0,293]
C_{t-1}	**0,310**	**0,261**	**0,310**	**0,267**	**0,333**	**0,303**
	[0,000]	**[0,003]**	**[0,000]**	**[0,003]**	**[0,000]**	**[0,002]**
Y	**0,481**	**0,487**	**0,489**	**0,495**	**0,466**	**0,470**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,001]	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**
ICRGdif	**-8,46E-04**	-3,49E-04	**-1,22E-03**	-8,12E-04	-8,14E-04	-5,26E-04
	[0,087]	[0,381]	**[0,044]**	[0,197]	[0,132]	[0,370]
1/P	-3,98E-09	-4,93E-10	-4,80E-09	-1,97E-09	-6,01E-09	-3,99E-09
	[0,448]	[0,846]	[0,346]	[0,475]	[0,227]	[0,063]
dr	-0,013	0,119	-0,057	0,052	-0,070	0,005
	[0,883]	[0,201]	[0,512]	[0,515]	[0,445]	[0,953]
Sargan – $chi^2(1304)$		131,08		128,87		134,45
		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-2,01		z =-1,83		z =-1,65
		[0,0444]		[0,0677]		[0,0993]
Autocorr. 2		z =-0,53		z =-0,84		z =-1,02
		[0,5977]		[0,3990]		[0,3070]
nº obs	143	132	143	132	143	132

Tabela A4.16 – Robustez a uma queda ou um aumento de mais de 1 ponto no ICRG nos dois anos anteriores (Aumento:dICRG1U_2y, 42 obs./Queda: dICRG1D_2y, 7 obs.)

	ICRGdif>15		ICRGdif>20		ICRGdif>35	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	-0,574	-0,619	-0,464	-0,515	-0,437	-0,481
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
efeito adicional de G por ICRGdif	0,194	0,211	0.099	0.123	0.253	0.296
	[0,053]	[0,016]	[0,139]	[0,176]	[0,444]	[0.213]
efeito adicional de G por dICRG1U_2y	-0,154	-0,124	-0,150	-0,110	-0,176	-0,139
	[0,057]	[0,001]	[0,060]	[0,009]	[0,031]	[0,000]
efeito adicional de G por dICRG1D_2y	0,193	0,165	0,197	0,153	0,307	0,277
	[0,104]	[0,181]	[0,105]	[0.252]	[0,002]	[0,000]
T	0.211	0.297	0.034	0.144	0.017	0.138
	[0.126]	[0.178]	[0.806]	[0.391]	[0.903]	[0.337]
efeito adicional de T por ICRG dif	-0,456	-0,468	-0,279	-0,307	0.060	0.041
	[0,002]	[0,012]	[0,020]	[0,069]	[0.914]	[0.918]
efeito adicional de T por dICRG1U_2y	0,193	0,167	0,190	0,154	0,238	0,208
	[0,080]	[0,011]	[0,086]	[0,017]	[0,032]	[0,000]
efeito adicional de T por dICRG1D_2y	-0.613	-0.591	-0.648	-0.603	-0,956	-0,944
	[0.169]	[0.241]	[0.136]	[0.223]	[0,016]	[0,003]
C_{t-1}	0,268	0,236	0,272	0,230	0,310	0,264
	[0,000]	[0,001]	[0,000]	[0,005]	[0,000]	[0,003]
Y	0,487	0,493	0,486	0,494	0,487	0,493
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
r_{EUA}	-0,005	-0,006	-0,005	-0,006	-0,006	-0,007
	[0,011]	[0,001]	[0,003]	[0,000]	[0,001]	[0,000]
ICRGdif	-7.66E-04	-4.43E-04	-8.06E-04	-4.18E-04	-1,19E-03	-7.62E-04
	[0.162]	[0.357]	[0.145]	[0.411]	[0,049]	[0.212]
I/P	-1.91E-09	2.28E-10	-3.23E-09	-6.11E-10	-4.71E-09	-1.67E-09
	[0,721]	[0.952]	[0.533]	[0.837]	[0.353]	[0.538]
dr	0.001	0.093	0.038	0.146	-0.060	0.055
	[0.991]	[0.240]	[0.668]	[0.115]	[0.491]	[0.485]
Sargan – chi2(1304)		128.99		130.54		129.24
		[1.000]		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1.89		z =-1.85		z =-1.84
		[0.0589]		[0.0644]		[0.0664]
Autocorr. 2		z =-0.84		z =-0.82		z =-0.80
		[0.4000]		[0.4095]		[0.4239]
nº obs	143	132	143	132	143	132

Tabela A4.17 – Robustez a um aumento de mais de 1 ponto no ICRG nos dois anos anteriores (dICRG1U_2y – 42 observações)

	ICRG<70		ICRG<65		ICRG<60		ICRG<55		ICRG<50		ICRG<40	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,566**	**-0,596**	**-0,507**	**-0,555**	**-0,451**	**-0,499**	**-0,456**	**-0,501**	**-0,419**	**-0,466**	**-0,416**	**-0,450**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por ICRG	0.151	0.158	**0,178**	**0,195**	0.113	0.129	**0,217**	**0,227**	0.600	**0,677**	**2,608**	**2,604**
	[0.161]	[0.167]	**[0,037]**	**[0,042]**	[0.130]	[0.171]	**[0,013]**	**[0,046]**	[0.064]	**[0,009]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por dICRG1U_2y	**-0,164**	**-0,141**	-0.139	**-0,103**	-0.131	-0.091	-0.127	-0.085	**-0,194**	**-0,157**	-0.150	**-0,122**
	[0,032]	**[0,000]**	[0.080]	**[0,034]**	[0.108]	[0.069]	[0.106]	[0.162]	**[0,016]**	**[0,000]**	[0.062]	**[0,005]**
T	**0,322**	0.376	0.084	0.169	-0.009	0.094	-0.026	0.082	-0.003	0.115	0.069	0.146
	[0,040]	[0.091]	[0.582]	[0.344]	[0.950]	[0.564]	[0.867]	[0.638]	[0.986]	[0.446]	[0.617]	[0.225]
efeito adicional de T por ICRG	**-0,489**	**-0,490**	**-0,406**	**-0,415**	-0.219	-0.245	-0.342	-0.379	-0.613	-0.700	**-4,035**	**-4,011**
	[0,003]	**[0,024]**	**[0,003]**	**[0,008]**	[0.112]	[0.196]	[0.152]	[0.236]	[0.283]	**[0,062]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de T por dICRG1U_2y	**0,236**	**0,217**	**0,185**	**0,152**	0.163	0.124	0.163	0.122	**0,272**	**0,241**	**0,226**	**0,203**
	[0,024]	**[0,000]**	**[0,091]**	**[0,046]**	[0.160]	[0.202]	[0.137]	[0.290]	**[0,013]**	**[0,000]**	**[0,037]**	**[0,000]**
C_{t-1}	**0,228**	**0,205**	**0,241**	**0,207**	**0,265**	**0,224**	**0,287**	**0,245**	**0,283**	**0,238**	**0,333**	**0,302**
	[0,005]	**[0,027]**	**[0,003]**	**[0,038]**	**[0,001]**	**[0,041]**	**[0,000]**	**[0,026]**	**[0,000]**	**[0,030]**	**[0,000]**	**[0,003]**
Y	**0,495**	**0,500**	**0,492**	**0,500**	**0,493**	**0,501**	**0,487**	**0,494**	**0,484**	**0,491**	**0,465**	**0,469**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,006**	**-0,005**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,002]	**[0,000]**	**[0,009]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**
ICRGdif	-7.19E-04	-5.09E-04	**-1,00E-03**	-7.00E-04	**-1,02E-03**	-6.41E-04	**-1,01E-03**	-5.85E-04	**-1,27E-03**	-8.65E-04	-7.99E-04	-5.14E-04
	[0.192]	[0.324]	**[0,086]**	[0.144]	**[0,084]**	[0.197]	**[0,056]**	[0.148]	**[0,034]**	[0.205]	[0.123]	[0.380]
1/P	5.94E-10	2.01E-09	7.57E-11	2.21E-09	-3.73E-09	-1.38E-09	-2.52E-09	-1.05E-10	-2.61E-09	2.22E-10	-5.70E-09	-3.68E-09
	[0.919]	[0.666]	[0.990]	[0.591]	[0.531]	[0.770]	[0.657]	[0.981]	[0.629]	[0.961]	[0.242]	[0.129]
dr	-0.063	0.001	0.036	0.128	0.005	0.112	-0.006	0.106	-0.056	0.058	-0.072	0.005
	[0.476]	[0.994]	[0.683]	[0.170]	[0.957]	[0.304]	[0.945]	[0.316]	[0.514]	[0.521]	[0.428]	[0.947]
Sargan – chi2(1124)		125.19		130.13		133.47		132.74		135.86		138.50
		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1.91		z =-1.96		z =-1.90		z =-2.06		z =-1.92		z =-1.64
		[0.0560]		[0.0497]		[0.0581]		[0.0398]		[0.0546]		[0.1012]
Autocorr. 2		z =-0.06		z =-0.58		z =-0.33		z =-0.32		z =-0.57		z =-0.92
		[0.9548]		[0.5624]		[0.7410]		[0.7480]		[0.5697]		[0.3564]
nº obs	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132

Tabela A4.18 – Robustez a um aumento de mais de 1 ponto no ICRG nos dois anos anteriores (dICRG1U_2y – 42 observações)

	ICRGdif>15		ICRGdif>20		ICRGdif>35	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,587**	**-0,633**	**-0,477**	**-0,530**	**-0,417**	**-0,465**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por ICRGdif	**0,221**	**0,235**	**0,137**	**0,155**	**0,680**	**0,736**
	[0,027]	**[0,011]**	**[0,049]**	**[0,065]**	**[0,085]**	**[0,012]**
efeito adicional de G por dICRG1U_2y	**-0,160**	**-0,130**	**-0,151**	**-0,111**	**-0,196**	**-0,159**
	[0,046]	**[0,000]**	**[0,053]**	**[0,009]**	**[0,015]**	**[0,000]**
T	0.230	0.312	0.040	0.147	-0.005	0.111
	[0.112]	[0.162]	[0.783]	[0.398]	[0.975]	[0.484]
efeito adicional de T por ICRG dif	**-0,511**	**-0,521**	**-0,338**	**-0,359**	-0.778	**-0,821**
	[0,001]	**[0,005]**	**[0,008]**	**[0,025]**	[0.277]	**[0,086]**
efeito adicional de T por dICRG1U_2y	**0,212**	**0,185**	**0,203**	**0,167**	**0,272**	**0,242**
	[0,053]	**[0,011]**	**[0,065]**	**[0,016]**	**[0,013]**	**[0,000]**
C_{t-1}	**0,244**	**0,213**	**0,246**	**0,204**	**0,284**	**0,240**
	[0,003]	**[0,025]**	**[0,002]**	**[0,051]**	**[0,000]**	**[0,022]**
Y	**0,491**	**0,497**	**0,492**	**0,500**	**0,483**	**0,490**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,005**	**-0,005**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,021]	**[0,002]**	**[0,006]**	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**
ICRGdif	-9,10E-04	-6.14E-04	-9,99E-04	-6.27E-04	**-1,23E-03**	-8,44E-04
	[0.103]	[0.167]	[0,078]	[0.188]	**[0,040]**	[0,203]
1/P	3.39E-10	2.34E-09	-1,12E-09	1.37E-09	-2.28E-09	-2.55E-11
	[0.954]	[0.606]	[0.846]	[0.739]	[0.586]	[0.995]
dr	0.002	0.090	0.042	0.150	-0.052	0.059
	[0.984]	[0.291]	[0.637]	[0.153]	[0.545]	[0.513]
Sargan – chi2(1124)		130.58		132.16		136.27
		[1.000]		[1.000]		[1.000]
Autocorr. 1		z =-1.94		z =-1.92		z =-1.89
		[0.0529]		[0.0548]		[0.0585]
Autocorr. 2		z =-0.65		z =-0.62		z =-0.62
		[0.5125]		[0.5357]		[0.5326]
nº obs	143	132	143	132	143	132

Tabela A4.19 – Robustez a uma queda de mais de 2 ponto no ICRG nos dois anos anteriores, interação com G (dICRG2D_2y – 3 observações)

	ICRG<70		ICRG<65		ICRG<60		ICRG<55		ICRG<50		ICRG<40	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	**-0,627**	**-0,654**	**-0,551**	**-0,593**	**-0,488**	**-0,528**	**-0,457**	**-0,518**	**-0,479**	**-0,520**	**-0,468**	**-0,495**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,001]**
efeito adicional de G por ICRG	0,159	0,166	**0,186**	**0,207**	0,113	0,133	**0,222**	**0,259**	0,590	**0,685**	**2,629**	**2,617**
	[0,144]	[0,129]	**[0,019]**	**[0,021]**	[0,090]	[0,139]	**[0,018]**	**[0,021]**	[0,072]	**[0,012]**	**[0,000]**	**[0,000]**
efeito adicional de G por dICRG2D_2y	**0,126**	**0,109**	**0,080**	0,051	**0,085**	0,052	0,016	-0,031	**0,140**	**0,114**	**0,122**	**0,103**
	[0,002]	**[0,002]**	**[0,041]**	[0,102]	**[0,039]**	[0,169]	[0,790]	[0,658]	**[0,015]**	**[0,019]**	**[0,016]**	**[0,025]**
T	**0,366**	**0,424**	0,111	0,204	0,015	0,126	-0,001	0,122	0,035	0,159	0,110	0,187
	[0,016]	**[0,036]**	[0,448]	[0,194]	[0,917]	[0,382]	[0,995]	[0,382]	[0,809]	[0,245]	[0,407]	[0,083]
efeito adicional de T por ICRG	**-0,499**	**-0,500**	**-0,412**	**-0,427**	-0,228	**-0,262**	-0,370	-0,432	-0,649	**-0,756**	**-4,071**	**-4,039**
	[0,003]	**[0,016]**	**[0,001]**	**[0,003]**	[0,066]	**[0,100]**	[0,107]	[0,124]	[0,253]	**[0,030]**	**[0,000]**	**[0,000]**
C_{t-1}	**0,229**	**0,202**	**0,243**	**0,203**	**0,268**	**0,219**	**0,288**	**0,236**	**0,286**	**0,235**	**0,334**	**0,300**
	[0,005]	**[0,044]**	**[0,002]**	[0,057]	**[0,001]**	[0,060]	**[0,000]**	**[0,049]**	**[0,000]**	**[0,043]**	**[0,000]**	**[0,005]**
Y	**0,503**	**0,507**	**0,498**	**0,506**	**0,497**	**0,504**	**0,490**	**0,496**	**0,490**	**0,497**	**0,471**	**0,476**
	[0,000]	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**	**[0,000]**
r_{EUA}	**-0,006**	**-0,006**	**-0,005**	**-0,005**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**	**-0,006**	**-0,007**
	[0,002]	**[0,000]**	**[0,013]**	**[0,000]**	**[0,003]**	**[0,000]**	**[0,003]**	**[0,000]**	**[0,002]**	**[0,000]**	**[0,001]**	**[0,000]**
ICRGdif	-8.01E-04	-5,68E-04	-1,06E-03	-7,23E-04	-1,04E-03	-6,27E-04	-1,00E-03	-5,16E-04	-1,30E-03	-8,74E-04	-8,73E-04	-5,78E-04
	[0,153]	[0,288]	[0,071]	[0,137]	[0,074]	[0,220]	[0,055]	[0,228]	[0,033]	[0,224]	[0,098]	[0,368]
1/P	2,21E-09	3,48E-09	1,59E-09	3,53E-09	-2,15E-09	-1,08E-10	-9,73E-10	1,62E-09	-8,40E-10	1,70E-09	-4,35E-09	-2,67E-09
	[0,708]	[0,451]	[0,786]	[0,368]	[0,713]	[0,981]	[0,865]	[0,750]	[0,879]	[0,712]	[0,381]	[0,266]
dr	-0,052	0,017	0,043	0,145	0,012	0,129	0,001	0,130	-0,043	0,076	-0,063	0,016
	[0,551]	[0,849]	[0,621]	[0,148]	[0,893]	[0,249]	[0,993]	[0,213]	[0,613]	[0,452]	[0,484]	[0,856]
Sargan – $chi^2(1034)$		127,53		131,97		134,92		134,38		138,35		141,03
		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,87		z =-1,90		z =-1,82		z =-1,96		z =-1,88		z =-1,57
		[0,0621]		[0,0569]		[0,0685]		[0,0506]		[0,0604]		[0,1159]
Autocorr. 2		z =-0,26		z =-0,68		z =-0,42		z =-0,42		z =-0,67		z =-1,03
		[0,7912]		[0,4945]		[0,6775]		[0,6755]		[0,5015]		[0,3037]
nº obs	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132	143	132

Tabela A4.20 – Robustez a uma queda de mais de 2 ponto no ICRG nos dois anos anteriores, interação com G (dICRG2D_2y – 3 observações)

3 observações	ICRGdif>15		ICRGdif>20		ICRGdif>35	
Var. dep.: C_t	FE	AB	FE	AB	FE	AB
G	-0,627	-0,672	-0,521	-0,568	-0,479	-0,519
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
efeito adicional de G por ICRGdif	0,210	0,231	0,137	0,160	0,670	0,741
	[0,041]	[0,010]	[0,041]	[0,045]	[0,093]	[0,013]
efeito adicional de G por dICRG2D_2y	0,112	0,086	0,091	0,058	0,145	0,119
	[0,004]	[0,009]	[0,029]	[0,085]	[0,014]	[0,017]
T	0,260	0,352	0,071	0,187	0,033	0,155
	[0,059]	[0,079]	[0,609]	[0,230]	[0,819]	[0,282]
efeito adicional de T por ICRG dif	-0,501	-0,519	-0,336	-0,366	-0,810	-0,867
	[0,001]	[0,004]	[0,007]	[0,016]	[0,258]	[0,042]
C_{t-1}	0,246	0,209	0,248	0,200	0,287	0,238
	[0,003]	[0,040]	[0,002]	[0,072]	[0,000]	[0,034]
Y	0,496	0,502	0,497	0,505	0,490	0,497
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
r_{EUA}	-0,005	-0,005	-0,005	-0,006	-0,006	-0,007
	[0,030]	[0,003]	[0,010]	[0,000]	[0,002]	[0,000]
ICRGdif	-9,54E-04	-6,30E-04	-1,05E-03	-6,44E-04	-1,27E-03	-8,66E-04
	[0,091]	[0,170]	[0,067]	[0,191]	[0,037]	[0,215]
1/P	2,03E-09	3,86E-09	5,09E-10	2,74E-09	-1,12E-09	1,43E-09
	[0,732]	[0,389]	[0,930]	[0,499]	[0,837]	[0,737]
dr	0,006	0,104	0,048	0,165	-0,038	0,077
	[0,944]	[0,271]	[0,585]	[0,133]	[0,650]	[0,448]
Sargan – $chi^2(1034)$		132,62		134,08		138,71
		[1,000]		[1,000]		[1,000]
Autocorr. 1		z =-1,87		z =-1,86		z =-1,84
		[0,0610]		[0,0627]		[0,0656]
Autocorr. 2		z =-0,75		z =-0,75		z =-0,74
		[0,4547]		[0,4503]		[0,4567]
nº obs	143	132	143	132	151	132