

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS - UNISINOS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA  
NÍVEL MESTRADO

Luís Antônio Sleimann Bertussi

**MULTICOINTEGRAÇÃO E POLÍTICAS FISCAIS: UMA AVALIAÇÃO DE  
SUSTENTABILIDADE PARA A AMÉRICA LATINA**

São Leopoldo  
2008

# **Livros Grátis**

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

Milhares de livros grátis para download.

Luís Antônio Sleimann Bertussi

**MULTICOINTEGRAÇÃO E POLÍTICAS FISCAIS: UMA AVALIAÇÃO DE  
SUSTENTABILIDADE PARA A AMÉRICA LATINA**

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos.

Orientador: Prof. Dr. Divanildo Triches

São Leopoldo

2008

Luís Antônio Sleimann Bertussi

MULTICOINTEGRAÇÃO E POLÍTICAS FISCAIS: UMA AVALIAÇÃO DE  
SUSTENTABILIDADE PARA A AMÉRICA LATINA

Dissertação apresentada como requisito parcial  
para a obtenção do título de Mestre, pelo Programa  
de Pós-Graduação em Economia da Universidade  
do Vale do Rio dos Sinos.

Aprovado em        de        de 2008.

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Roberto Camps de Moraes – Universidade do Vale do Rio dos Sinos

---

Prof. Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes – Universidade do Vale do Rio dos Sinos

---

Prof. Dr. Antony Peter Mueller – Universidade Caxias do Sul e Universidade Federal do  
Sergipe

Prof. Dr. Divanildo Triches (Orientador)

Visto e permitida a impressão

São Leopoldo,

Prof. Dr. André Filipe Zago de Azevedo  
Coordenador Executivo PPG em Economia

Dedico esta pesquisa à Professora Janira Sleimann  
(*in memoriam*) pela sua eterna motivação para  
ensinar, educar e amar.

Agradeço à minha esposa, pela força, compreensão e apoio durante essa tão importante jornada; aos meus amigos e familiares, pela motivação e carinho; aos professores do mestrado, pelo conhecimento, aprendizado e estímulo à pesquisa.

## RESUMO

Um evento econômico que os formuladores de política têm enfrentado nas últimas décadas na América Latina é a questão do comportamento fiscal dos governos e a conseqüente (in)sustentabilidade da dívida pública e os seus efeitos sobre a economia. O fato é que a dívida dos governos aumentou exponencialmente em inúmeros países latino-americanos, tornando-se algumas vezes insustentável no curto prazo e conduzindo-os a uma série de *defaults*. Portanto, a política fiscal desempenha um papel relevante no processo de estabilização macroeconômica e nos ciclos econômicos. Dentro desse contexto, o presente estudo tem como objetivo geral avaliar a sustentabilidade da política fiscal para sete países latino-americanos utilizando um modelo de multicointegração, primeiramente apresentado por Granger e Lee (1989 e 1990) e, posteriormente, desenvolvido por Engsted, Gonzalo e Haldrup (1997), Haldrup (1998) e Leachman et al. (2005). O modelo apresenta uma série de critérios para verificar a existência de uma relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e a dívida do governo. Os resultados demonstram que o Brasil e a Venezuela apresentaram políticas fiscais sustentáveis e consistentes com o modelo de co-integração, respeitando a restrição orçamentária intertemporal. O modelo de correção de erros demonstra que os ajustes de curto prazo são realizados nos fluxos de despesa, o Brasil apresentou uma velocidade de ajuste maior do que a Venezuela. A Argentina, o México e o Uruguai não cumprem a restrição orçamentária intertemporal, apresentando políticas fiscais não sustentáveis, com as quais os déficits têm sido a regra. O Chile e o Peru não cumprem a restrição orçamentária intertemporal, demonstrando que a geração de superávits orçamentários é a regra. Destaca-se que parte do superávit, no caso do Chile, origina-se do aumento do preço internacional do cobre.

**Palavras-chave:** Multicointegração. Restrição orçamentária intertemporal. Sustentabilidade fiscal.

## ABSTRACT

An economical event that the policymakers have been facing in the last decades, in Latin America, is the subject of the government's fiscal behavior and the consequent (un)sustainability of the public debt and your effects about the economy. The fact is that the government's debt increased exponentially at countless American Latin countries, becoming sometimes unsustainable in the short period, leading them to a defaults series. Therefore, the fiscal policy plays an important rule on the macroeconomic stabilization and on the economical cycles. Inside of this context, the present study has as general objective to evaluate the sustainability of fiscal policy of seven Latin America countries using the multicointegration methodology first apresented in Granger and Lee (1989, 1990) and, further, developed by Engsted, Gonzalo and Haldrup (1997) and Haldrup (1998) and Leachman et al (2005). The model presents a series of criterions to verify the existence of a multicointegration relationship among the receipts, spending and government's debt. The results demonstrate that Brazil and Venezuela display a sustainable fiscal policy consistent with the cointegration model, satisfying an intertemporal budget constraint. The error correction model demonstrates that the fittings of short period are accomplished in the spending flows, Brazil presented a larger speed of adjustment than Venezuela. Argentina, México and Uruguay do not satisfy an intertemporal budget constraint, displaying unsustainable fiscal policy, over the period deficits have been the rule. Chile and Peru do not satisfy an intertemporal budget constraint as well and demonstrating that budget surplus have been the rule. Stands out that part of the surplus, in case of Chile, originates from the increase of the international price of the copper.

**Key-words:** Multicointegration. Intertemporal budget constraint. Fiscal sustainability.



## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 01 - Séries de receita, despesa e resultado para o governo federal do Brasil (1997-I a 2007-IV).....	82
GRÁFICO 02 - Séries de receita, despesa e resultado para o governo central da Venezuela (1998-I a 2007-IV).....	85
GRÁFICO 03 - Evolução do preço internacional do barril de petróleo bruto, WTI-NYMEX (FOB) US\$, 1990 a 2007.....	86
GRÁFICO 04 - Evolução do preço internacional do cobre, US\$/tonelada, 1989 a 2007.....	95
GRÁFICO 05 - Séries de receita, despesa e resultado para o governo central do Peru (1991-I a 2007-IV).....	98

## LISTA DE TABELAS

TABELA 01 - Teste de raiz unitária ADF para as séries de receita e despesa.....	72
TABELA 02 - Teste de multicointegração com uma única equação.....	76
TABELA 03 - Teste de co-integração de Engle-Granger.....	80
TABELA 04 - Modelo de correção de erros.....	87

## LISTA DE ABREVIATURA E SIGLAS

ADF – *Augmented* Dickey Fuller

ARIMA – Auto-regressivo integrado de média móvel

DF – Dickey Fuller

DPMFi - Dívida Pública Mobiliária Federal interna

ECM – *Error Correction Model*

FMI – Fundo Monetário Internacional

OCDE - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico

PIB – Produto Interno Bruto

PVBC – *Present Value Borrowing Constraint*

ROI – Restrição Orçamentária Intertemporal

TAR - *Threshold Autoregressive Model*

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>12</b>
<b>2 REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA DA POLÍTICA FISCAL E DA DÍVIDA PÚBLICA.....</b>	<b>16</b>
2.1 A macroeconomia do déficit e da dívida pública.....	16
2.1.1 Aspectos gerais.....	16
2.1.2 O financiamento e os custos do déficit orçamentário.....	20
2.1.3 A dinâmica da dívida.....	22
2.1.4 Sustentabilidade dos déficits, dívida pública e política fiscal.....	24
2.1.5 Déficits, câmbio e inflação.....	26
2.2 A restrição orçamentária intertemporal do governo.....	28
2.3 Revisão teórica e empírica dos testes de sustentabilidade fiscal e da dívida pública...	32
2.3.1 As condições para a sustentabilidade fiscal e os testes de abordagem teórica.....	32
2.3.2 Testes da restrição orçamentária intertemporal e de co-integração.....	34
<b>3 ASPECTOS METODOLÓGICOS E OS TESTES ECONOMETRÍCOS.....</b>	<b>43</b>
3.1 O modelo de equilíbrio geral estocástico e os novos testes empíricos.....	43
3.2 Testes de sustentabilidade fiscal para os países latino-americanos.....	50
3.3 O modelo de multicointegração aplicado para a América Latina.....	56
3.3.1 Apresentação e discussão do modelo de multicointegração.....	57
3.3.2 O modelo de multicointegração e o mecanismo de correção de erros.....	63
<b>4 ANÁLISE E DESCRIÇÃO DOS RESULTADOS DO TESTE DE MULTICOINTEGRAÇÃO.....</b>	<b>71</b>
4.1 Teste de raiz unitária – ADF.....	72
4.2 Teste de multicointegração.....	76
4.3 Teste de co-integração de Engle-Granger.....	79
4.4 Modelo de correção de erros.....	87
4.5 Aspectos gerais dos países que não cumprem a restrição orçamentária intertemporal	90
<b>5 CONCLUSÃO.....</b>	<b>101</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>106</b>
ANEXO A - Descrição da fonte, das características e do escopo temporal dos dados.....	112

ANEXO B – Representação gráfica das séries de receita, despesa e resultado .....	117
ANEXO C – Representação gráfica dos resultados da Tabela 02 - Teste de multicointegração.....	126
ANEXO D - Representação gráfica dos resultados da Tabela 03 - Teste de co-integração.....	130
ANEXO E – Resultado teste de co-integração da relação fluxo e estoque.....	134
ANEXO F - Multicointegração: valores críticos para estatística ADF.....	136

## 1 INTRODUÇÃO

A política fiscal desempenha um papel relevante no processo de estabilização macroeconômica e nos ciclos econômicos. Em períodos de crescimento econômico as autoridades fiscais deveriam moderar o ritmo da atividade econômica por meio da retração fiscal, ao passo que em períodos de queda da atividade produtiva ou de efetiva recessão a política fiscal ajuda a amenizar os seus impactos, estimulando a economia. Dentro dessas circunstâncias, a política fiscal apresenta um comportamento contracíclico, porém, em particular para a América Latina, as evidências empíricas demonstram que a política fiscal praticada apresenta uma característica pró-cíclica<sup>1</sup>. Observa-se que esse comportamento fiscal é uma fonte geradora de instabilidade econômica e de graves crises financeiras nas últimas décadas.

A teoria neoclássica, conforme Barro (1979), pressupõe o nivelamento dos tributos como uma forma de acomodar os choques transitórios sobre a atividade econômica, ao mesmo tempo em que a restrição orçamentária intertemporal é cumprida. Nesse sentido, o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal permitiria aliviar os choques negativos de períodos recessivos. Por outro lado, seu não-cumprimento geraria insustentabilidade da dívida pública, agravando ainda mais as condições econômicas. Esse parece ser o cenário das economias latino-americanas, que sempre foram dependentes de crédito externo para financiar as suas despesas orçamentárias. Assim, num contexto de recessão e piora das condições econômicas, as restrições ao crédito levariam ao não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal e à conseqüente insustentabilidade da política fiscal e da dívida pública.

A dependência da América Latina de fontes externas de financiamento e os freqüentes episódios de *stop-and-go* da atividade econômica em razão das crises de financiamento externo, como, por exemplo, as crises do México, da Ásia, da Rússia, do Brasil e da Argentina ocorridas a partir de 1994, geraram a perda, não desprezível, do acesso ao mercado financeiro internacional e uma elevada volatilidade dos indicadores fiscais. Como resultado houve um significativo crescimento do serviço e do estoque da dívida pública. Além disso, períodos com restrição ao crédito internacional induzem a políticas macroeconômicas restritivas, geralmente com reversões significativas dos saldos em conta corrente e com o

---

<sup>1</sup> Riascos e Vegh (2003) argumentam que, para países em desenvolvimento, mercados financeiros incompletos poderiam explicar as políticas fiscais pró-cíclicas.

agravamento da solvência fiscal em virtude da queda da taxa de crescimento e da piora dos indicadores fiscais (superávit primário, proporção dívida e produto, entre outros).

Um evento econômico de significativo destaque que os formuladores de políticas enfrentam nas últimas décadas, na América Latina, é a questão do comportamento fiscal dos governos e a conseqüente (in)sustentabilidade da dívida pública, com os seus efeitos sobre a economia. O fato é que a dívida dos governos aumentou exponencialmente em inúmeros países latino-americanos, tornando-se algumas vezes insustentável no curto prazo e conduzindo-os a uma série de *defaults*. Na América Latina, no período de 1824 a 2001, a Argentina, o Brasil, o Chile, o México e a Venezuela foram responsáveis por 32 episódios de falta de pagamento ou renegociação de dívida, sendo classificados internacionalmente como *serial defaulters*, pois protagonizaram, em média, um episódio a cada seis anos<sup>2</sup>.

Em 1970 a dívida consolidada dos países da América Latina representava cerca de 20% do PIB desta região; em 1982 estava em 40% do PIB; em 1991, representava 116% do PIB e, em 2005, cerca de 45% do PIB<sup>3</sup>. Os motivos da explosão da dívida e seus efeitos sobre a economia dos países recebem atenção especial nas análises e estudos nas últimas duas décadas. Argentina, Brasil, Chile, México, Peru, Uruguai e Venezuela apresentaram, em média, um significativo aumento da relação dívida-produto, passando de 62% do PIB em 1991 para 71% em 2004, segundo Cowan et al. (2006). Destaca-se que Argentina, Brasil e Uruguai apresentaram significativo aumento na relação dívida-produto, ao passo que os demais países tiveram redução.

Nesse contexto, o presente estudo tem como objetivo geral investigar a sustentabilidade da política fiscal para os países latino-americanos. Utiliza-se um modelo de multicointegração para testar a sustentabilidade fiscal do processo orçamentário por meio dos seus vários estados da natureza, sejam períodos de déficits, sejam de superávits ou equilíbrio orçamentário. O modelo proposto por Leachman et al. (2005) avalia a co-integração como um dos critérios para determinar se o processo fiscal é realmente sustentável, implicando uma aproximação para testar se o governo segue a restrição orçamentária intertemporal. Assim, a utilização de uma metodologia com multicointegração permitiu o desenvolvimento de um modelo mais completo para determinar se os países apresentam um processo de equilíbrio orçamentário intertemporal nos diversos cenários macroeconômicos, ou seja, de crescimento econômico ou recessão.

---

<sup>2</sup> Para esse tema vejam-se Reinhart et al. (2003).

<sup>3</sup> Conforme Cowan et al. (2006).

O teste pode ser descrito como uma combinação da proposta de Ahmed e Rogers (1995) com a idéia de regra fiscal (ou função reação) apresentada por Bohn (1998). O modelo consiste na verificação da existência de uma relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e a dívida do governo. As políticas orçamentárias de sete países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México, Peru, Uruguai e Venezuela) são avaliadas nos termos do modelo de multicointegração. A amostra baseou-se em dados do período de 1961 a 2007, com periodicidade anual e trimestral, conforme a disponibilidade de dados de cada país avaliado.

De forma mais específica, procura-se ainda: (i) realizar uma revisão teórica do déficit público e dos aspectos gerais sobre a política fiscal e a dívida pública; (ii) apresentar a evolução das principais teorias e modelos de testes aplicados na análise da sustentabilidade fiscal e da dívida pública; (iii) descrever e analisar os resultados do teste de multicointegração para os países investigados no presente estudo.

A relevância do tema justifica-se pelo fato de que o crescimento da dívida pública afeta, no curto prazo, a composição da produção na economia, uma vez que os empréstimos governamentais adicionam-se à demanda total por crédito e tendem a gerar uma elevação das taxas de juros. Essas taxas mais elevadas aumentam o custo de financiamento de novas plantas de investimentos e equipamentos, o que pode conduzir à redução do estoque de capital produtivo da economia; podem implicar, ainda, numa troca na composição do produto em relação ao aumento do consumo presente e uma redução do investimento para a formação de capital no futuro.

No longo prazo, a relação entre o crescimento da dívida pública federal e da taxa de crescimento da economia é crucial para a estabilidade financeira. No momento em que a dívida cresce mais rapidamente do que a produção, a razão entre a dívida e o produto da economia aumenta. Um crescimento contínuo da dívida acima da taxa de crescimento da economia gera uma situação insustentável. Portanto, a razão entre dívida e produto total da economia depende da taxa de juros, do déficit orçamentário e da taxa de crescimento da economia.

As implicações econômicas do déficit do governo e das flutuações do seu montante de endividamento dependem da sua transitoriedade, sustentabilidade e persistência. A preocupação central sustenta-se na típica implicação que os déficits e a dívida têm sobre a formação de capital numa economia aberta, com empréstimos estrangeiros líquidos.

Em suma, segundo Friedman (2005), o que importa para considerações sobre a política econômica não é o déficit e a dívida do governo em seu estado natural, mas as conseqüências à atividade econômica quando os déficits se tornam persistentes e a política fiscal e a dívida,



insustentáveis. Ainda para o autor, alguns aspectos essenciais já comprovados são os impactos sobre taxas de juros, investimento produtivo e formação de capital em casos de não-sustentabilidade da dívida pública federal. Portanto, existe uma relação entre a postura fiscal do governo (déficit e dívida), estabilidade econômica e o processo de formação de capital numa economia.

Um dos fatores cruciais no processo de estabilidade financeira de uma nação é a preocupação dos investidores com a capacidade financeira do agente governo conseguir manter uma política fiscal sustentável. Ao longo dos últimos anos e, acentuadamente, no início do século XXI os países latino-americanos apresentaram déficits orçamentários persistentes, gerando, assim, um aumento do estoque de dívida pública. Nesse sentido, procura-se contribuir com o debate fiscal a respeito da sustentabilidade da política fiscal para os principais países da América Latina. Observa-se na literatura praticamente a inexistência de estudos que levem em consideração os expressivos superávits ou déficits fiscais e o aumento ou redução do endividamento público ocorrido neste início de século para o grupo de países referido.

A estrutura do presente estudo é composta, além desta introdução, por três capítulos. No primeiro é apresentado uma revisão teórica relacionada a aspectos macroeconômicos da política fiscal e da dívida pública. Na revisão de literatura descreve-se a evolução das principais teorias utilizadas para testar a sustentabilidade da política fiscal para países desenvolvidos. São, portanto, delineados o quadro teórico e a estruturação conceitual que darão sustentação ao desenvolvimento da pesquisa.

No segundo capítulo apresenta-se o método de pesquisa, sendo derivadas as características do modelo econométrico de multicointegração que será utilizado na avaliação da restrição orçamentária intertemporal.

O terceiro capítulo traz a análise e a descrição dos resultados do teste de multicointegração para os países investigados no estudo. Por fim, expõem-se as conclusões.

## **2 REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA DA POLÍTICA FISCAL E DA DÍVIDA PÚBLICA**

O presente capítulo objetiva, em primeiro lugar, fazer uma revisão do déficit público e dos aspectos gerais sobre a política fiscal e a dívida pública, abordando questões como evolução teórica, financiamento dos déficits orçamentários e seus custos, a dinâmica da dívida, sustentabilidade dos déficits, relação entre déficits, inflação e sistema cambial. Trata também de aspectos conceituais de solvência, liquidez, sustentabilidade fiscal e vulnerabilidade e o modelo da restrição orçamentária intertemporal do governo. Esta abordagem teórica é de fundamental importância para a contextualização e compreensão do tema proposto.

Em segundo lugar, descreve-se a evolução das principais teorias e modelos de testes aplicados na análise da sustentabilidade fiscal e da dívida pública dos governos. Busca-se, portanto, apresentar os principais modelos utilizados para testar a sustentabilidade fiscal e da dívida em diversos países.

### **2.1 A macroeconomia do déficit e da dívida pública**

#### **2.1.1 Aspectos gerais**

Um dos aspectos econômicos com que os formuladores das políticas econômicas se defrontaram durante as últimas três décadas foram os efeitos dos déficits públicos, com o conseqüente aumento do estoque de dívida. Atualmente, é reconhecido na literatura que o crescimento econômico sustentável somente será possível num ambiente macroeconômico estável e equilibrado, no qual a política fiscal desempenha um papel de significativa importância.

A avaliação do comportamento fiscal das nações, em especial dos déficits gerados e da forma de seu financiamento, ao longo do tempo, pode expressar as origens e as causas dos desequilíbrios macroeconômicos, como: a) a excessiva emissão de moeda e o seu efeito inflacionário; b) o uso excessivo das reservas internacionais e as crises nos balanço de

pagamentos; c) elevados empréstimos externos e a crise de dívida; d) o excessivo endividamento interno e as elevadas taxas reais de juros, com a conseqüente redução dos investimentos privados.

Antes das contribuições de Keynes, o equilíbrio orçamentário era a posição dominante em matéria fiscal<sup>4</sup>. De fato, a noção do orçamento equilibrado foi defendida com certa veemência na plataforma dos candidatos à eleição presidencial norte-americana no período da grande depressão econômica da década de 1930. A proposta keynesiana, surgida nessa ocasião, de usar os gastos públicos para ativar a economia revolucionou o pensamento econômico da época. Mais especificamente, Keynes propunha essencialmente o equilíbrio fiscal apenas em média, com déficits (elevação dos gastos) nos anos de recessão e superávits nos anos de prosperidade.

Os refinamentos posteriores, de acordo com Fischer e Easterly (1990), demonstraram que o déficit do governo não é um indicador seguro do efeito da política fiscal sobre a demanda agregada. As revisões desse conceito indicaram que o déficit seria um indicador ambíguo do efeito da política fiscal sobre a demanda agregada. Sendo o multiplicador do orçamento equilibrado unitário, partir de um dado déficit inicial, um aumento na despesa e na receita do governo de mesma magnitude, aumenta a demanda agregada na mesma proporção.

Ainda, o déficit orçamentário é endogenamente determinado, visto que tanto pode afetar ou ser afetado pelas condições da atividade econômica. Nesse sentido, com o desenvolvimento da noção de déficit de pleno emprego ou déficit estrutural pode-se identificar qual será o déficit caso a economia estivesse no pleno emprego. (FISCHER; EASTERLY, 1990).

Superados os impactos da crise de 1929 sobre a taxa de desemprego da década de 1930, a ênfase da macroeconomia voltou-se para os efeitos da política fiscal, principalmente dos déficits orçamentários sobre os componentes da demanda agregada. A ênfase passou a ser sobre a razão dos três déficits, definida por Fischer e Easterly (1990) como:

$$D_o \cong (S - I) + D_{TC} \quad (1)$$

onde,  $D_o$  representa o déficit orçamentário do setor público consolidado;  $S$ , a poupança privada;  $I$ , o investimento privado e  $D_{TC}$ , o déficit na balança de transações correntes.

---

<sup>4</sup> Recomendava-se, freqüentemente, até o superávit fiscal nos anos de paz para compensar os inevitáveis déficits durante os períodos de guerra, conforme Fischer e Easterly (1990).

Assim, quando a economia se encontra no pleno emprego, com um dado nível de poupança e com uma função de poupança do tipo keynesiana, a qual é afetada apenas pelo nível da renda, um aumento no déficit orçamentário irá resultar numa redução no investimento (problema do *crowding-out*) e/ou num aumento no déficit em transações correntes.

Destaca-se que a identidade contábil descrita em (1) não indica a direção da relação de causalidade entre as variáveis dos três déficits, mas apenas as várias possibilidades quanto a essas relações. Geralmente, os livros textos tendem a enfatizar a relação (inversa) entre o déficit orçamentário e o nível de investimento. Fischer e Easterly (1990) destacam que seria um erro assumir uma relação de um para um entre o déficit orçamentário e o déficit comercial. Nesse contexto, o efeito de uma redução no déficit público sobre o déficit comercial dependerá da política monetária praticada pelo banco central, bem como do seu efeito sobre a taxa real de câmbio e de juros. Uma contração fiscal acompanhada de uma política monetária expansionista poderia reduzir a taxa de juros, conduzindo a uma depreciação da taxa de câmbio e, portanto, gerando um aumento do investimento e uma redução no déficit comercial.

A análise padrão keynesiana sobre os efeitos da política fiscal, com base no pleno emprego e na taxa de poupança dada pela renda disponível de pleno emprego, foi modificada por dois importantes desenvolvimentos teóricos, segundo Fischer e Easterly (1990), ou seja, as teorias do ciclo da vida e da renda permanente de Franco Modigliani e Milton Friedman, respectivamente. Estas teorias destacam que o consumo corrente e por consequência, a poupança corrente, são uma medida da renda permanente ou da renda pessoal disponível ao longo da vida. Portanto, uma mudança corrente e temporária nos impostos pouco afetaria o valor presente do consumo e da poupança *coeteris paribus*, não havendo redução no consumo corrente; logo, uma mudança temporária nos impostos teria um efeito menor sobre o consumo do que mudanças permanentes. Isso implica que o efeito dos déficits sobre os dispêndios é determinado pelas expectativas quanto à permanência ou não do déficit orçamentário.

Barro (1974), diante desses argumentos, propõe que, sob certas condições, uma mudança dos impostos do tipo *lump-sum* não afeta os gastos com consumo. Afirma ainda que um corte nos impostos que aumentam a renda disponível seria acompanhado por um aumento na poupança na mesma magnitude. É essa a essência da chamada “equivalência ricardiana”, a qual propõe que déficits e impostos são equivalentes quanto aos seus respectivos efeitos sobre o consumo<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> Maiores informações sobre o tema ver Sachs e Larain (2000, p.219).

Como os consumidores vêem o futuro com certa clareza, reconhecem que a dívida gerada no presente pelo governo, através de seus déficits, terá de ser resgatada no futuro; para isso o governo teria de aumentar os impostos no futuro. O valor presente desses impostos futuros é exatamente igual ao valor presente da redução de impostos que resultou no déficit; portanto, para fazer frente a esse aumento de impostos poupa-se mais no presente. Assim, se a hipótese vigorar, os déficits orçamentários não afetam a poupança nacional, nem a taxa de juros ou a balança em transações correntes. Portanto, segundo essa hipótese, os aumentos dos déficits orçamentários seriam, sob certas circunstâncias, acompanhados por um aumento na poupança privada, de modo que os investimentos e as transações correntes não seriam afetadas. (FISCHER; EASTERLY, 1990).

Barro (1979) avalia o comportamento contra cíclico do déficit fiscal como o resultado de *tax-smoothing*. Com gastos constantes ou contra cíclicos, Barro sugere que política ótima de impostos pode ser vista como um processo estocástico do tipo *martingale*<sup>6</sup>. Toda vez que o gasto do governo tem de crescer ou que a taxa de crescimento da produtividade cai de forma inesperada, é preciso ajustar os impostos para que o seu valor esperado permaneça constante. Assim, ao invés de perseguir o orçamento equilibrado a cada momento do tempo, os impostos devem seguir uma trajetória de ajustamento para equilibrar o orçamento ao longo do tempo. Quando o produto é transitoriamente elevado, as receitas de impostos ficarão acima da média, há superávit fiscal e redução da dívida pública; ao contrário, quando o produto estiver transitoriamente baixo, as receitas ficarão abaixo da média, haverá déficit fiscal e expansão da dívida pública.

Segundo Sachs e Larrain (2000), o caso de nivelamento dos impostos indica que as perdas decorrentes das distorções dos impostos podem ser reduzidas ao mínimo possível escolhendo-se cuidadosamente os impostos no tempo certo. Para evitar os custos de elevados impostos é ideal utilizar um sistema de taxas marginais constantes ao longo do tempo, não um sistema errático, que oscila entre taxas altas e baixas.

Uma série de trabalhos apontam evidências para o emprego de políticas fiscais contra cíclicas nos EUA e nos países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Nestes últimos destaca-se o fato de que os déficits orçamentários que se formaram desde o início da década de 1970 eram de tal magnitude que não podiam ser explicados pelo enfoque keynesiano ou pela abordagem de *tax-smoothing* de Barro (1979).

---

<sup>6</sup> Hall e Heyde (1980) destacam que a teoria de *martingale*, como as demais teorias de probabilidade, tem parte de sua origem na teoria da aposta, sendo uma forma de soma consecutiva com o objetivo de gerar resultados limites para a soma de variáveis aleatórias e independentes.

Por sua vez, para os países da América Latina obtém-se um comportamento acentuadamente pró-cíclico para o déficit do governo; parte deste comportamento explica o rápido crescimento do endividamento público na década de 1980 e 1990 nos países desta região.

### 2.1.2 O financiamento e os custos do déficit orçamentário

Num primeiro momento destaca-se que a análise keynesiana é essencialmente de curto prazo; nesse sentido, o estoque dos ativos é dado, não havendo necessidade de tratar do financiamento do déficit. Numa análise de longo prazo, segundo Fischer e Easterly (1990), há quatro formas de financiamento do déficit do setor público:

$$D_o = m + (R + E_f) + E_d \quad (2)$$

onde  $D_o$  representa o déficit orçamentário;  $m$ , a emissão de moeda;  $R$ , o uso de reservas internacionais;  $E_f$ , os empréstimos externos e  $E_d$ , os empréstimos domésticos. O setor público, nesse caso, exclui o banco central. Nas equações (1) e (2) os recursos obtidos com a emissão de moeda são tratados como fontes de financiamento, uma vez que na equação (1) define-se a poupança privada, de modo que nela se incluem os encaixes monetários em poder dos agentes econômicos. Por definição, os parênteses nos componentes externos da equação (2) enfatizam a ligação entre o déficit orçamentário e a conta corrente.

Fischer e Easterly (1990) destacam que as diferentes formas de financiamento do déficit podem gerar diferentes tipos de desequilíbrios macroeconômicos. A primeira forma de financiamento poder ser feita pela emissão de moeda, a qual está correlacionada à questão inflacionária, ou seja, segundo o ponto de vista monetarista, a emissão de moeda a uma taxa acima do que é demandado gera inflação, uma vez que para se livrar do excesso de encaixes monetários os agentes econômicos gastam mais, aumentando, assim, os preços e restaurando o equilíbrio.

A segunda forma de financiamento ocorre pelo uso das reservas internacionais, sendo que, está relacionada a possíveis crises cambiais. O uso das reservas para financiar o déficit orçamentário é uma alternativa à emissão de moeda, podendo, neste caso, eliminar os efeitos inflacionários, como no caso da emissão de moeda. Esta política aprecia a taxa de câmbio, gerando uma desaceleração inflacionária (conduzida não somente pela utilização da reservas

internacionais, mas também por meio de empréstimos externos), contudo essa forma de financiamento não se sustentará sem a manutenção de uma política fiscal responsável, que seja compatível com baixas taxas de inflação. O uso das reservas internacionais para financiar os déficits é limitado, sendo avaliado pela redução, ou pela possibilidade de esgotamento, das reservas internacionais.

A terceira forma de financiamento dá-se por meio de empréstimos externos e da sua relação com a crise da dívida externa. Nesse sentido, o uso do financiamento externo tende a provocar apreciação cambial e dificuldades no balanço de pagamentos em virtude dos serviços da dívida. Muitos países que utilizaram este mecanismo passavam por dificuldades fiscais, com elevados déficits orçamentários, gerando uma série de interrupções no pagamento da dívida externa<sup>7</sup>; assim, reduziu-se significativamente a utilização desse mecanismo como fonte de financiamento dos déficits orçamentários em períodos recentes.

A quarta maneira de financiamento são os empréstimos domésticos e a sua relação com elevadas taxas de juros reais; logo, há o conseqüente aumento do estoque de dívida. Os empréstimos internos em excesso reduzem a quantidade de recursos emprestáveis ao setor privado, pressionando a taxa de juros doméstica e retraindo os investimentos privados.

No que se refere aos custos dos déficits fiscais, Romer (2006) destaca que são parcialmente conhecidos ou entendidos. Para isso, o autor considera duas análises dos efeitos dos déficits. Na primeira, se os déficits são excessivos e sustentáveis o efeito mais óbvio implicará no abandono da *tax-smoothing*; se o nível de impostos está abaixo do necessário para satisfazer as expectativas da restrição orçamentária do governo, os níveis de impostos futuros irão superar os níveis correntes. Na segunda, para os casos em que os déficits são insustentáveis, pela prática de políticas que aumentam permanentemente a razão dívida-produto e que violam a restrição orçamentária intertemporal, geralmente a força da mudança da trajetória da política fiscal vem por meio de uma profunda crise envolvendo forte contração da política fiscal, uma grande redução na demanda agregada, graves impactos nas taxas de câmbio e no fluxo de capitais e, provavelmente, falta de pagamento da dívida do governo.

Observe-se que o não-cumprimento dos pagamentos do serviço da dívida não é, necessariamente, um custo, ou seja, representa domesticamente uma transferência dos titulares das dívidas para os contribuintes, ou, ainda, no caso da dívida externa, uma transferência dos estrangeiros para os residentes. Finalmente, a falta de pagamento dos

---

<sup>7</sup> Para maior aprofundamento ver Reinhart et al. (2003) e Eichengreen et al. (2003).

serviços da dívida reduz o montante de receita que o governo pode obter no futuro.

Ainda segundo Romer (2006), um dos principais custos da crise da dívida origina-se da quebra do mercado de capitais. A falta de pagamento da dívida governamental reduz o preço dos ativos e a produção, causando falências de muitas firmas e intermediários financeiros. Adicionalmente, a depreciação da moeda piora a situação dos agentes endividados em moeda estrangeira, levando ao aumento do número de falências em virtude do aumento do custo financeiro.

### 2.1.3 A dinâmica da dívida

Para examinar as conseqüências de longo prazo dos déficits correntes, Fischer e Easterly (1990) utilizam a seguinte identidade:

$$\Delta b = d + (r - \mathbf{r})b - Im \quad (3)$$

onde  $b$  representa a razão dívida-produto;  $d$ , o déficit primário em razão do produto;  $r$ , a taxa real de juros da dívida;  $\mathbf{r}$ , a taxa real de crescimento do produto;  $m$ , a razão base monetária e produto e  $I$  é a variação da base monetária nominal, a qual se pressupõe ser igual à taxa de variação do produto nominal.

A equação (3) demonstra os determinantes das mudanças na dívida governamental. A dívida, portanto, é composta pelas suas parcelas externa e interna. Nesse sentido, os gastos com juros nominais e o déficit primário terão de ser refinanciados com nova dívida, ou seja, se o déficit primário exceder a emissão de moeda relativa à soma do imposto inflacionário e da senhoriagem,  $Im$ , essa diferença terá de ser financiada com o aumento da dívida pública.

A dinâmica da dívida e a sustentabilidade dos déficits são particularmente afetados pela diferença entre a taxa real de juros e a taxa real de crescimento da economia. Segundo Fischer e Easterly (1990), se a taxa real de juros da dívida exceder a taxa real de crescimento da economia, a dinâmica da dívida será insustentável, sendo impossível incorrer em déficits primários que excedam o montante de receita que o governo possa obter por meio da senhoriagem. Nesse contexto, a razão entre dívida e produto irá crescer sem limite, até que em certo momento será impossível para o governo vender novos títulos da dívida; então, esse



processo terá de ser corrigido pelo corte do déficit orçamentário. A questão-chave é quando o processo termina, ou seja, os déficits irão persistir enquanto as expectativas dos agentes forem favoráveis, visto que, quando os agentes identificam a possibilidade de insustentabilidade da política fiscal do governo, serão cessadas as compras de títulos da dívida do governo, forçando-o a mudar a sua política.

A dinâmica da dívida expressa na equação (3) apresenta várias implicações, conforme apontam Sargent e Wallace (1981). Assim, se o governo praticar uma política monetária restritiva por meio da redução da taxa de emissão de moeda e do aumento dos seus empréstimos, a dívida aumentará, gerando déficits maiores no futuro. Conseqüentemente, o governo terá de emitir mais moeda no futuro para manter o déficit constante; se os déficits futuros forem mantidos constantes, o aumento da emissão de moeda no futuro irá implicar também uma taxa de inflação maior. Geralmente, a expectativa de inflação maior no futuro aumenta a inflação corrente; portanto, mesmo com a contração monetária no presente, em certas circunstâncias a inflação corrente aumentará.

Ainda, na equação (3) a trajetória da razão dívida-produto pode apresentar uma situação na qual a taxa real de juros é menor do que a taxa real de crescimento da economia. Nesse contexto, a razão entre dívida e produto se reduz ao longo do tempo; portanto, os déficits primários poderiam ser permanentes e acima do excesso de receitas com senhoriagem, mantendo-se sustentáveis. Surge, assim, o chamado esquema *Ponzi* de empréstimo para pagar juros, ou seja, neste esquema de financiamento são tomados novos empréstimos para pagar os juros da dívida. Essa situação pode acontecer em países com elevadas taxas de crescimento, porém questões de eficiência dinâmica da economia requerem que a taxa real de juros seja maior do que a taxa de expansão do produto<sup>8</sup>.

Por fim, o limite de crescimento do déficit público e a escolha ótima de política fiscal expressos na equação (3) são explicados por políticas keynesianas ou monetaristas. Essa questão remete à resposta de análise dinâmica da restrição orçamentária do governo, expressa de forma simplificada neste ponto do estudo, uma vez que será aprofundada posteriormente.

---

<sup>8</sup> Para maiores detalhamentos sobre a relação taxa de juro real e taxa de emprego do produto, vejam-se Fischer e Easterly (1990).

#### 2.1.4 Sustentabilidade dos déficits, dívida pública e política fiscal

As restrições impostas aos países que alcançaram nos últimos anos níveis elevados de déficit orçamentário e, conseqüentemente, do endividamento público originaram uma série de estudos sobre o tema. Atualmente, a abordagem dos déficits fiscais é uma das questões centrais na condução da política macroeconômica nos países em desenvolvimento. Nesse sentido, em maio de 2002 o Fundo Monetário Internacional (FMI) publicou *Assessing Sustainability*, numa tentativa de apresentar de forma sucinta a estrutura sob a qual o tema é tratado no âmbito do fundo. Nos trabalhos do FMI estão presentes quatro conceitos importantes: solvência, liquidez, sustentabilidade e vulnerabilidade externa.

O primeiro conceito, que está relacionado à discussão da dinâmica da dívida pública, é o de solvência. Segundo a definição dada pelo IMF (2002), uma instituição qualquer é dita “solvente” se o valor presente descontado de seus gastos primários (exclusive encargos financeiros) correntes e futuros não é maior que o valor presente descontado de sua renda corrente e futura, líquida de qualquer endividamento inicial. Na análise da dívida pública a condição de solvência exige o cumprimento do valor presente da restrição orçamentária.

Essa definição de solvência refere-se não apenas à trajetória dos ajustes necessários do ponto de vista econômico; mais do que isso, a relação refere-se à necessidade de considerar também o ajuste (ou a trajetória de ajuste) politicamente possível, ou seja, além de economicamente viável, é preciso que a trajetória de ajustes seja política e socialmente aceitável, de modo que o custo do *default* supere o do ajuste. Apesar disso, o FMI reconhece o caráter subjetivo do que pode ser considerado um ajuste demasiado, o que irá depender da história e da conjuntura de cada país.

Outro conceito é o de liquidez. Ainda seguindo as definições apresentadas em IMF (2002), uma instituição é caracterizada como líquida se seus ativos líquidos e o financiamento disponibilizado pelo mercado são suficientes para honrar o pagamento e/ou a rolagem do serviço e das amortizações de suas dívidas. IMF (2002) ressalta ainda que a distinção entre os conceitos de solvência e liquidez algumas vezes pode se tornar pouco clara, porque uma situação de iliquidez tem como conseqüência a elevação do custo de financiamento da dívida. No caso limite, em que nenhum financiamento esteja disponível, a taxa de juros marginal pode se tornar infinita, fato que pode levar à insolvência da instituição, especialmente se essa situação persistir por um tempo prolongado.

Sendo a política fiscal definida como um conjunto de regras que resultam num determinado nível de dívida pública, conforme Blanchard et al. (1990), uma política fiscal sustentável é definida como aquela que implica a convergência da razão dívida-produto a um valor constante ou ao seu nível inicial. Nesse contexto, não faz sentido considerar insustentável uma política fiscal que implica um pequeno e temporário aumento na razão dívida-produto<sup>9</sup>.

Para determinar se a política fiscal ou a dívida de um país é sustentável é necessário projetar o curso futuro da razão dívida-produto. A equação (3) apresenta os aspectos essenciais de análise, uma vez que fatores como a função de demanda por moeda, a taxa de inflação desejada, a taxa real de juros e a taxa de crescimento da economia influenciam nos resultados. Se a análise evidenciar que a razão dívida-produto está aumentando continuamente, a política fiscal terá de ser alterada.

De acordo com Dornbusch e Fischer (1991), os déficits são considerados “insustentáveis” se sobre a trajetória corrente e futura da política fiscal a razão entre a dívida e o produto aumentam de forma permanente. O termo “insustentável” significa que em algum momento a política fiscal deve mudar para evitar esse aumento contínuo da razão dívida-produto. Portanto, a equação (3) demonstra como varia a dívida pública quando o governo incorre em déficits ou superávits.

O conceito de sustentabilidade da política fiscal pode ser avaliado de duas maneiras: a primeira implica a convergência para um valor de dívida em razão do produto que seja constante; a segunda considera que a política fiscal sustentável implica que o valor presente da razão dívida-produto convirjam para zero no futuro. Nesse sentido, a primeira definição é a mais utilizada para testes de sustentabilidade da política fiscal, sendo equivalente ao conceito utilizado por Blanchard et al. (1990).

Portanto, a posição de endividamento de uma instituição é sustentável se satisfaz à condição de solvência sem que sejam necessárias maiores correções em suas receitas e/ou gastos dados os custos de financiamento em que ela incorre no mercado. Assim, o conceito de sustentabilidade engloba conjuntamente os conceitos de solvência e liquidez, sem fazer uma delimitação clara entre eles. Nesses termos, a sustentabilidade da dívida de um país é dada por

---

<sup>9</sup> Conforme Fischer e Easterly (1990), a sustentabilidade dos déficits depende do tamanho e do ritmo de crescimento da economia. A equação (3) demonstra que uma taxa de crescimento elevada permite ao governo receitas maiores por meio da emissão de moeda e do aumento dos déficits. Isso explica por que países como Índia, Malásia, Paquistão e Tailândia, nos quais a taxa de crescimento estava acima dos 5% entre 1980-86, tiveram condições de incorrer em déficits domésticos enquanto a inflação estava na casa de um dígito, ao passo que Brasil e Argentina, sem taxas elevadas de crescimento, apresentaram déficits ajustados pela inflação com quatro dígitos.

sua capacidade de pagar o serviço de sua dívida sem que no futuro se faça necessário recorrer a profundos ajustes no saldo entre suas receitas e gastos.

Nesse sentido, a noção de sustentabilidade, segundo IMF (2002), admite que determinado país recorra a futuros ajustes desde que estes se dêem de modo suave, sem mudanças abruptas na condução da política econômica. Um endividamento é dito “sustentável” quando permite uma projeção acerca de seu comportamento futuro.

O conceito de sustentabilidade, necessariamente, exclui situações nas quais: i) uma reestruturação da dívida seja dada como necessária; ii) um país acumule dívida numa velocidade maior que sua capacidade de gerar os recursos necessários ao seu serviço (esquema *Ponzi*); iii) que o país tomador se endivide acima de sua capacidade de tomar empréstimos, aumentando o endividamento mesmo que um significativo ajuste econômico seja necessário para pagar o serviço da dívida (ainda que, não haja mudanças no ambiente internacional). Portanto, o custo de financiamento é um fator que influencia a acumulação da dívida (restrição orçamentária do valor presente) e, portanto, a sustentabilidade.

Outro conceito que merece destaque é o de vulnerabilidade, que, de acordo com o IMF (2002), expressa o risco de determinados países violarem as condições de solvência e liquidez a que estão sujeitos. Pode-se, pois, dizer que é simplesmente o risco de que as condições de solvência e/ou liquidez sejam violadas e a instituição devedora entre em crise ou *default*.

### **2.1.5 Déficits, câmbio e inflação**

Segundo Fischer e Easterly (1990), com os grandes episódios de processos hiperinflacionários, no mundo, em geral aconteceram elevados e sucessivos déficits orçamentários. Esses processos inflacionários e os déficits se auto-alimentavam através do efeito Keynes-Olivera-Tanzi, ou seja, quanto mais elevadas as taxas de inflação, mais se reduzem as receitas de tributos e a receita de senhoriagem (menor demanda por encaixes monetários reais). Assim, o crescimento do déficit conduz à emissão de moeda para aumentar a receita, o que gera um crescimento maior da inflação, aumentando novamente o déficit.

Ainda segundo Dornbusch e Fischer (1991), a inflação pode ajudar a resolver o problema do déficit, ou seja, o imposto inflacionário pode fazer uma pequena contribuição para financiar o déficit, uma inflação não antecipada reduzirá o valor real do estoque de

despesas da dívida do governo. Como o estoque da dívida é medido em termos nominais, uma política que aumente os níveis de preços reduz o valor do pagamento nominal da dívida.

Sachs e Larrain (2000) demonstram a relação entre taxas de câmbio fixas e flexíveis, os déficits orçamentários e a inflação. Em primeiro lugar, considera-se uma economia com déficit orçamentário, em que as taxas de câmbio são fixas e o governo não tem acesso a empréstimos diretos do público do país nem do exterior. Portanto, a única alternativa é tomar um empréstimo do banco central. Com taxas de câmbio fixas, o estoque de moeda é determinado unicamente pela demanda de moeda e, sendo as variáveis mundiais como preço e juros constantes, obtém-se a equação:

$$-E \times (B_c^* - B_{c-1}^*) = P \times (DEF) \quad (4)$$

onde  $E$  representa a taxa cambial;  $B_c^*$ , o estoque de reserva estrangeira do banco central;  $P$ , o nível de preços e  $DEF$ , o déficit orçamentário nominal.

A equação (4) demonstra que, se a demanda por moeda for constante e se o governo tomar empréstimo no exterior ou do banco central, o resultado será um aumento da base monetária, o que resulta em redução das reservas e na posterior inversão do aumento da oferta de moeda. Neste caso, a cobertura do déficit orçamentário será realizada de forma indireta pela redução das reservas internacionais. Assim, enquanto o banco central possuir reservas, a inflação estará sob controle e a taxa de câmbio permanecerá fixa; contudo, se os déficits fiscais persistirem, o banco central ficará sem reservas, sendo obrigado a depreciar a moeda, ocasionando a chamada “crise do balanço de pagamentos”.

Em segundo lugar, Sachs e Larrain (2000) apresentam uma economia com taxa de câmbio flutuante e déficits orçamentários; neste caso a única forma de financiar o déficit é através da emissão de moeda. O governo não pode tomar empréstimos e não possui reservas internacionais. A relação entre o déficit orçamentário e a taxa de inflação passa a ser expressa pela equação<sup>10</sup> (5):

$$DEF = \left[ \frac{\hat{P}}{(1 + \hat{P})} \right] \left( \frac{M}{P} \right) \quad (5)$$

---

<sup>10</sup> Para derivações do modelo vejam-se Sachs e Larrain (2000, p. 355-356).

onde  $\hat{P} = (P - P_{-1}) / P_{-1}$  representa a taxa de inflação, e  $\left(\frac{M}{P}\right)$  o nível de saldos monetários reais. A equação (5) demonstra que no sistema de taxas de câmbio flutuante o déficit causa inflação e há um elo definido entre o tamanho do déficit e a taxa de inflação.

O déficit fiscal gera uma certa taxa de inflação e, dependendo das condições, déficits mais altos são seguidos por taxas de inflação mais altas. Nesse contexto, pode-se dizer que o déficit orçamentário está sendo financiado por meio de um imposto inflacionário sobre os saldos monetários reais. O produto da alíquota do imposto pela base do imposto é a receita tributária total, usada para financiar o déficit orçamentário. Em essência, o governo está pagando as suas despesas emitindo dinheiro, e o aumento da oferta monetária gera inflação.

Sachs e Larrain (2000) demonstram que há uma importante ligação entre os déficits orçamentários, a escolha de um sistema cambial e a inflação. As nações com déficits orçamentários expressivos e crônicos têm dificuldades para manter a taxa cambial fixa e precisam passar para regimes flutuantes ou ajustar frequentemente a paridade. Essa situação foi evidenciada em várias nações da América Latina, tornando impossível a manutenção de uma moeda estável.

## 2.2 A restrição orçamentária intertemporal do governo

O ponto de partida para se determinar a solvência do setor público é o equacionamento da sua restrição orçamentária, como mostram Rogoff e Obstfeld (1996), Buitier e Patel (1992) e Buitier (1984). Assim, considere-se, inicialmente, a restrição orçamentária do governo em termos nominais para um horizonte de tempo de dois períodos discretos e consecutivos, como expressa a equação (6):

$$B_t = (1 + i_t)B_{t-1} + G_t - T_t - \Delta M_t \quad (6)$$

onde  $B_t$  é o valor nominal do estoque da dívida pública no mercado no período  $t$ ;  $i_t$  é a taxa de juros nominal incidente sobre a dívida pública no período anterior;  $G_t$  são os gastos nominais correntes do governo em bens e serviços (exclusive despesas financeiras, como pagamento de juros sobre a dívida) no período  $t$ ;  $T_t$  é a arrecadação nominal corrente do

governo de impostos, contribuições e outras receitas no período  $t$  e  $\Delta M_t = M_t - M_{t-1}$  é a receita nominal corrente do governo com a emissão de moeda no período  $t$ . A receita com senhoriagem não deixa de ser uma receita tributária, cuja base de incidência é o estoque de moeda em poder do público e a alíquota é a taxa de inflação (chamado de “imposto inflacionário”).

Dividindo-se a equação (6) pelo nível geral de preços da economia,  $P_t$ , do período  $t$ , obtém-se a restrição orçamentária em termos reais, expressa pela equação (7):

$$\frac{B_t}{P_t} = (1+i_t) \frac{B_{t-1}}{P_t} + \frac{G_t}{P_t} - \frac{T_t}{P_t} - \frac{\Delta M_t}{P_t} \quad (7)$$

multiplicando-se os termos que aparecem com subscrito  $t-1$  da equação (2) por  $\frac{P_{t-1}}{P_{t-1}}$  e rearranjando esses termos, chega-se à equação (8):

$$\frac{B_t}{P_t} = (1+i_t) \frac{B_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{P_{t-1}}{P_t} + \frac{G_t}{P_t} - \frac{T_t}{P_t} - \frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{P_{t-1}}{P_t} \quad (8)$$

Denominando-se  $\frac{P_t}{P_{t-1}}$  como  $(1+p_t)$ , onde  $p_t$  é a taxa de inflação entre os períodos  $t$  e  $t-1$ , a equação (3) torna-se:

$$\frac{B_t}{P_t} = (1+i_t - p_t) \frac{B_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{G_t}{P_t} - \frac{T_t}{P_t} - \frac{M_t}{P_t} - \frac{1}{(1+p_t)} \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (9)$$

onde  $(1+i_t - p_t)$  é aproximadamente igual a  $\frac{(1+i_t)}{(1+p_t)}$  e  $(i_t - p_t)$  nada mais é do que a taxa de juros real, que será denominada daqui em diante como  $(r_t)$ . Além de expressar as variáveis em termos reais, também é importante expressá-las em termos do produto real ( $Y_t$ ), uma vez que o produto apresenta variação ao longo do tempo. Assim, a equação (9) dividida por  $(Y_t)$  resulta na equação (10):

$$\frac{B_t}{P_t Y_t} = (1 + \mathbf{r}_t) \frac{B_{t-1}}{P_{t-1} Y_t} + \frac{G_t}{P_t Y_t} - \frac{T_t}{P_t Y_t} - \frac{M_t}{P_t Y_t} - \frac{1}{(1 + \mathbf{p}_t)} \frac{M_{t-1}}{P_{t-1} Y_t} \quad (10)$$

Multiplicando-se os termos com subscrito  $t-1$  por  $\frac{Y_{t-1}}{Y_t}$  e denominando-se  $\frac{Y_t}{Y_{t-1}}$  como

$(1 + \mathbf{m}_t)$ , onde  $\mathbf{m}_t$  é a taxa de crescimento real do produto entre os períodos  $t$  e  $t-1$ , obtém-se a equação (11):

$$\frac{B_t}{P_t Y_t} = (1 + \mathbf{r}_t - \mathbf{m}_t) \frac{B_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} + \frac{G_t}{P_t Y_t} - \frac{T_t}{P_t Y_t} - \frac{M_t}{P_t Y_t} - \frac{1}{(1 + \mathbf{p}_t + \mathbf{m}_t)} \frac{M_{t-1}}{P_{t-1} Y_{t-1}} \quad (11)$$

onde  $(1 + \mathbf{r}_t - \mathbf{m}_t)$  é aproximadamente igual a  $\frac{(1 + \mathbf{r}_t)}{(1 + \mathbf{m}_t)}$  e  $(\mathbf{r}_t - \mathbf{m}_t)$  é a taxa de juros real

ajustada pelo crescimento real da economia, que será denominada como  $\mathbf{q}_t$ . Além disso,

$(1 + \mathbf{p}_t + \mathbf{m}_t)$  é aproximadamente igual a  $\frac{(1 + \mathbf{p}_t)}{(1 + \mathbf{m}_t)}$ . Denominando-se as variáveis reais e em

proporção do produto pelas respectivas letras minúsculas, a equação (11) pode ser reescrita como segue:

$$b_t = (1 + \mathbf{q}_t) b_{t-1} + g_t - t_t - m_t - \frac{1}{(1 + \mathbf{p}_t + \mathbf{m}_t)} m_{t-1} \quad (12)$$

Definindo-se  $r_t$  como a receita total do governo (tributos mais senhoriagem), chega-se à equação (13):

$$b_t = (1 + \mathbf{q}_t) b_{t-1} + g_t - r_t \quad (13)$$

Alterando recursivamente para frente a equação (13), chega-se à Restrição Orçamentária Intertemporal do governo (ROI):

$$b_t = \lim_{T \rightarrow \infty} Q(t, t+T)^{-1} b_{t+T+1} + \sum_{s=0}^{\infty} Q(t, t+s)^{-1} (g_{t+s} - r_{t+s}) \quad (14)$$



onde  $Q(t, t+s) = \prod_{k=0}^s (1 + q_{t+k})$ .

Ainda, segundo Rogoff e Obstfeld (1996), num modelo de horizonte infinito a restrição orçamentária imposta ao governo implica impedir que ele se financie através de um esquema *Ponzi*, ou seja, refinance eternamente o principal e o serviço da dívida emitindo nova dívida<sup>11</sup>. Para tanto, a equação (15) apresenta um esquema *no-Ponzi-game*, a qual segue uma condição de não-transversalidade.

$$\lim_{T \rightarrow \infty} Q(t, t+T)^{-1} b_{t+T+1} = 0 \quad (15)$$

Aplicando a condição de *no-Ponzi-game* (15) na equação (14), chega-se à restrição orçamentária de valor presente do governo:

$$b_t = \sum_{s=0}^{\infty} Q(t, t+s)^{-1} (g_{t+s} - r_{t+s}) \quad (16)$$

Segundo Romer (2006), quando as taxas de juros reais são menores que a taxa de crescimento real da economia, surgem as condições específicas para o governo incorrer num esquema *Ponzi*. Nesta situação, o governo emite uma pequena quantidade de títulos da dívida para pagar o principal e os juros da dívida já existente, resultando em uma diminuição da razão do valor da dívida em relação ao tamanho do produto da economia.

Portanto, essa condição não satisfaz à restrição orçamentária intertemporal do governo uma vez que o valor do débito descontado para o período inicial não é constante e não se aproxima de zero. A restrição orçamentária intertemporal do governo condiciona que deverão existir superávits primários suficientes para, em valor presente, compensar o estoque de dívida inicial (ROMER, 2006). Por fim, a restrição orçamentária intertemporal do governo estabelece que a dívida pública corrente em mercado é igual ao somatório dos fluxos futuros, descontados os resultados primários do governo.

---

<sup>11</sup> Charles Ponzi, também conhecido como Carlo Ponzi, Chareles Pônei e Carl, era um comerciante italiano que imigrou para os Estados Unidos em 1903, onde se tornou um dos maiores trapaceiros de toda a história dos EUA. No começo do século inventou o esquema que atualmente leva o seu nome, também conhecido como esquema de pirâmide. O esquema inicia com a promessa de dobrar o montante aplicado em apenas três meses, gerando elevados rendimentos, às custas do dinheiro pago pela entrada de novos investidores. O pagamento das elevadas taxa de retorno dependia da entrada de capital de novos investidores, o qual é utilizado para pagar os juros aos aplicadores mais antigos. No auge de sucesso, o esquema captava \$ 2 bilhões por semana. O esquema finaliza quando a entrada de dinheiro dos novos participantes não é mais suficiente para pagar os juros e o principal aos investidores que estão no esquema (ZUCKOFF, 2005).

## 2.3 Revisão teórica e empírica dos testes de sustentabilidade fiscal e da dívida pública

Esta seção apresenta uma revisão dos estudos existentes a respeito dos principais testes de sustentabilidade da política fiscal e da dívida pública aplicados à economia de países desenvolvidos ao longo do tempo e aborda as principais características de cada modelo e os resultados obtidos.

### 2.3.1 As condições para a sustentabilidade fiscal e os testes de abordagem teórica

A literatura dos modelos teóricos sobre a sustentabilidade da dívida pública do governo mostra que uma das primeiras abordagens foi desenvolvida por Domar (1944), considerado o primeiro autor a mencionar a condição de sustentabilidade para os títulos da dívida governamental. Assim, a sustentabilidade fiscal é mantida quando a taxa de crescimento nominal da economia é maior do que a taxa de crescimento do estoque nominal dos títulos do governo. A condição é que a razão entre títulos do governo e produto não seja divergente ao longo do tempo, o que implica que a dívida do governo não será necessariamente sustentável se o resultado primário continuar a ser igual a zero e o estoque de dívida for crescente. A restrição orçamentária do governo no período  $t$  é expressa, para este modelo, como:

$$G_t + (1 + r_t)D_t = R_t + D_{t+1} \quad (17)$$

onde  $G_t$ ,  $R_t$ ,  $r_t$  e  $D_t$  denotam, respectivamente, os gastos reais agregados do governo (excluindo pagamentos de juros), a receita tributária real agregada, a taxa de juros reais e o estoque real agregado de dívida no período  $t$ , respectivamente. Em particular, o superávit primário é  $S_t \equiv R_t - G_t$ . Se o resultado do superávit primário é nulo e, logo,  $(1 + r_t)D_t = D_{t+1}$ , isto é, a emissão líquida de títulos do governo é igual ao pagamento de juros, a taxa de crescimento do estoque nominal de títulos do governo se iguala à taxa nominal de juros. Nesse caso, a condição de Domar implica que o governo pode sustentar o aumento de dívida

quando a taxa real de crescimento da economia for maior do que a taxa de juros nominais; em outras palavras, o crescimento nominal tem de ser maior do que a taxa nominal de juros para manter a sustentabilidade fiscal, mesmo se o resultado primário continuar a ser igual a zero.

Por outro lado, quando a taxa de crescimento da economia se mantém constante e o governo continua a financiar-se a uma taxa constante de endividamento em relação ao produto, a dívida aumentará à razão dessa taxa constante, gerando um aumento sem limites da razão dívida-produto.

Nesse contexto, o custo da dívida, medido pela carga tributária, está relacionado diretamente com o nível de endividamento do governo em relação ao produto da economia e com o nível da taxa de juros, e inversamente relacionado à taxa de crescimento anual do produto da economia. Segundo Domar (1944), o peso da dívida é um problema relacionado à expansão do produto da economia; a questão-chave é como será possível aumentar o produto nacional. Assim, o governo poderia adotar uma política que privilegiasse uma situação de crescimento nominal do produto maior do que a taxa de aumento do estoque nominal de dívida; porém, o governo não pode controlar diretamente a expansão da taxa real de crescimento do produto e a taxa de inflação.

Portanto, a promessa de sustentabilidade da dívida por meio do crescimento nominal do produto maior do que a taxa de aumento do estoque nominal de dívida não garante a sustentabilidade fiscal, tornando-se necessário analisar a política fiscal intertemporalmente.

Nesse contexto, surgiram diversos estudos acadêmicos que objetivaram avaliar a sustentabilidade do endividamento público norte-americano, entre os quais um de considerável relevância foi o de Sargent e Wallace (1981). Os autores demonstraram, teoricamente, que os déficits persistentes e crescentes do governo poderiam suscitar dúvidas aos detentores de títulos públicos com relação à capacidade de financiamento do governo. Isso significa que, se o governo utilizasse a senhoriagem para equilibrar as suas contas, ou seja, se a demanda por moeda dependesse da taxa de inflação esperada e o nível de preço corrente dependesse do seu nível corrente e da antecipação pelos agentes do nível futuro da quantidade de moeda em circulação, isso poderia elevar a inflação acima do valor esperado pelos agentes, depreciando o valor real dos títulos prefixados e impondo uma perda de capital para seus detentores. Os agentes, racionalmente, antecipariam esse fato, e a inflação já se elevaria imediatamente, mesmo sem nenhuma alteração corrente na base monetária.

Outro trabalho, de McCallum (1984), mostra que os déficits poderiam ser sustentados persistentemente pelos governos sem causar inflação se fossem financiados pela emissão de títulos da dívida em lugar da emissão de moeda. O autor refere também que o estoque de

dívida poderia crescer indefinidamente a uma taxa mais elevada que a taxa de crescimento da produção, contanto que a diferença fosse menor que a taxa de desconto intertemporal. Conclui, então, que é possível criar um modelo de maximização de utilidade que permita ao governo financiar os déficits públicos por meio da emissão de títulos da dívida sem gerar inflação; para tanto, o estoque de dívida deveria aumentar lentamente ao longo do tempo, não podendo assumir uma trajetória explosiva de crescimento.

### **2.3.2 Testes da restrição orçamentária intertemporal e de co-integração**

O primeiro teste empírico de sustentabilidade do endividamento público foi desenvolvido por Hamilton e Flavin (1986), os quais buscaram distinguir empiricamente duas visões da limitação dos empréstimos governamentais, ou seja: (i) nada impede que o governo incorra em déficits orçamentários permanentes pagando os juros devidos pelo aumento da dívida simplesmente emitindo nova dívida; (ii) como alternativa, os credores estariam pouco dispostos a comprar títulos da dívida pública, ao menos que os governos demonstrassem ou assumissem um compromisso de equilibrar seu orçamento em termos de seu valor presente. Portanto, o pressuposto básico do teste era avaliar a restrição orçamentária intertemporal do governo, que como qualquer agente do mercado, também estaria sujeito a essa restrição. Assim, o que deveria ser testado pelo modelo é se o governo realmente obedece a tal restrição. Em outra perspectiva, os autores asseguravam que os credores não estariam dispostos a comprar títulos da dívida do governo a menos que este se comprometesse em equilibrar o seu orçamento a termos de valor presente.

Hamilton e Flavin (1986) realizaram dois tipos de testes para verificar a sustentabilidade do endividamento público norte-americano no período 1962-1984. O primeiro consistia em testar, utilizando o teste de raiz unitária, a hipótese de estacionariedade tanto da dívida como dos déficits (exclusive juros). Segundo os autores, a estacionariedade de ambas as séries seria compatível com a asserção de que os detentores de títulos públicos racionalmente esperariam que a condição da restrição orçamentária de valor presente (PVBC) fosse cumprida. O teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) aplicado em ambas as séries rejeitou a hipótese nula de raiz unitária, resultado que validaria a hipótese de sustentabilidade da dívida pública dos Estados Unidos.

O outro teste proposto visava testar a condição de *no-Ponzi-game* propriamente dita. Hamilton e Flavin (1986) utilizaram-se do arcabouço do teste de bolhas especulativas desenvolvido por Flood e Garber (1980), o qual mostrou que não se poderia rejeitar a hipótese da condição de cumprimento da *no-Ponzi-game*, também dando suporte à sustentabilidade da dívida.

Nesse sentido, Hamilton e Flavin (1986) concluíram que os déficits correntes deveriam ser corrigidos para serem transformados em superávits e o governo deveria demonstrar aos credores que iria equilibrar o orçamento em termos do seu valor presente. O resultado dessa proposição foi consistente dentro do período avaliado. Os testes aplicados utilizavam variáveis apenas em termos reais, sem considerar o crescimento do produto, o que se apresentou como uma deficiência da análise, uma vez que as economias apresentam variações no produto ao longo do tempo.

De fato, os testes para a sustentabilidade da dívida têm sido abordados de formas distintas na literatura. Muitos outros trabalhos se seguiram ao de Hamilton e Flavin, também tentando avaliar a sustentabilidade com base na observação da *no-Ponzi-game* e/ou da PVBC, introduzindo algumas mudanças e aperfeiçoamentos em relação ao teste inicial. De forma geral, a maior parte deles utilizou testes de estacionariedade (raiz unitária) e/ou co-integração aplicados às séries de receita, despesa, resultado primário e da dívida pública para avaliar a sustentabilidade.

O estudo de Hamilton e Flavin (1986) adotou a seguinte estratégia: primeiramente, os autores notaram que, uma vez atendida a condição da solvência<sup>12</sup>, ou seja, a estacionariedade da variável do superávit primário, implicaria que também a série para o estoque da dívida devesse ser estacionária. Com os dados norte-americanos rejeitava-se o teste de raiz unitária para as séries da dívida e do superávit; logo, os autores concluíram que a sustentabilidade da dívida não era violada. Todavia, o fato de essas séries não serem estacionárias não é inconsistente com a condição da solvência da dívida.

Nesse contexto em particular, no qual a solvência é também obtida caso as séries não estacionárias se co-integrem, ressalta-se o procedimento adotado por Trehan e Walsh (1988). Estes autores utilizaram uma amostra de dados maior do que a de Hamilton e Flavin (1986), compreendendo o período de 1890 a 1986, e mostraram que, na hipótese de taxa de juros real constante, o teste de sustentabilidade da dívida poderia ser feito de duas maneiras: i) testando

---

<sup>12</sup> A existência de um estoque positivo de dívida exige que sejam aumentados os superávits primários futuros, e a solvência implica que a dívida não pode aumentar a uma taxa maior do que a taxa de juros que o governo paga. Ver Hamilton e Flavin (1986) para maiores discussões e derivações do modelo.

se a primeira diferença da dívida é estacionária (ou seja, se o déficit nominal é estacionário); e/ou, ii) testando a co-integração entre receitas e despesas do governo (inclusive pagamento de juros).

No estudo de Trehan e Walsh (1988) os testes de raiz unitária e de co-integração apontaram para conclusões diferentes acerca da sustentabilidade da dívida pública dos Estados Unidos. Os autores atribuíram tal feito ao baixo poder dos testes ou à possibilidade de não-estacionariedade da taxa de juros real<sup>13</sup>, porém demonstraram que a exigência de equilíbrio, em valor presente, do orçamento do governo é equivalente à condição em que as despesas de governo (incluído os juros), receitas de imposto e senhoriagem sejam co-integradas.

Esse teste apresenta uma melhor interpretação das relações entre as variáveis, pois requer que o déficit (incluído os juros) seja estacionário. A estacionariedade do déficit é necessária, mas não suficiente, para o equilíbrio orçamentário intertemporal, porém os dados são consistentes com o equilíbrio orçamentário intertemporal. Em suma, a solvência é testada pela estacionariedade do superávit total (incluindo o pagamento com os juros), que, no caso, é equivalente ao teste da co-integração entre o estoque da dívida e do superávit.

Wilcox (1989) estendeu o trabalho de Hamilton e Flavin (1986) apresentando três aspectos distintos: (i) permitiu que a taxa de juro real fosse aleatória, ao passo que Hamilton e Flavin assumiram taxa de juro real fixa; (ii) assumiu a não estacionariedade dos superávits sem juros (superávit primário), ao passo que Hamilton e Flavin exigiam que fosse estacionário; (iii) permitiu a possibilidade de violações estocásticas da restrição orçamentária intertemporal, ao passo que Hamilton e Flavin assumiam que qualquer violação da restrição orçamentária intertemporal seria não estacionária. Utilizando um modelo ARIMA, o qual estima o estoque de dívida em mercado após a utilização fator de desconto correto da série, a sustentabilidade da política fiscal seria dada pela previsão da trajetória da dívida<sup>14</sup>. Wilcox (1989) afirmou, portanto, que o período de 1960-1984 não poderia ser tratado como um todo, pois exigiriam fortes evidências de mudanças estruturais da política fiscal.

O estudo de Wilcox (1989) encontrou evidências de insustentabilidade do endividamento público norte-americano no período pós-1974 e que a restrição orçamentária parecia não ser satisfeita. A conclusão de que a política fiscal não seria sustentável foi

<sup>13</sup> Maiores definições sobre não estacionariedade da taxa de juros real, vejam-se Trehan e Walsh (1988).

<sup>14</sup> Caso a projeção da trajetória da série de dívida descontada convergisse para zero, sob a política corrente, a política seria sustentável. Portanto, supôs que  $B_t$  seguisse um processo ARIMA com o seguinte equacionamento:  $(1 - r(L))(1 - L)^d X_t - a_0 = (1 - q(L))e_t$ , testando-se posteriormente a estacionariedade. Para maiores especificações ver Wilcox (1989).

contrária à de Hamilton e Flavin (1986), em outras palavras, afirmou que o valor de mercado da dívida do governo era maior do que a soma dos superávits que seriam gerados no futuro, ou seja, pós-1974.

Kremers (1989) examinou se a condução da política fiscal dos Estados Unidos desde 1920 foi influenciada pelo aumento do estoque da dívida pública federal. A suposição era que o equilíbrio da razão entre dívida e produto da economia seria suficiente para manter a sustentabilidade da dívida, sendo essa condição garantida pela existência de superávits primários ao longo do tempo.

No modelo de Kremers (1989) o teste de co-integração das variáveis é o ponto de equilíbrio, uma vez que busca avaliar o comportamento das variáveis no curto prazo, mas também reunindo a política governamental e as forças de mercado para avaliar o equilíbrio de longo prazo<sup>15</sup>. Assim, com a utilização de um mecanismo de correção de erros o modelo fez uma ligação entre os acontecimentos de curto prazo e os seus efeitos no equilíbrio orçamentário intertemporal de longo prazo, mostrando a ligação entre a política fiscal e o seu comportamento diante da presença de choques aleatórios.

Por fim, na análise de Kremers (1989) as restrições de longo prazo, causadas pelo aumento do estoque de dívida, influenciaram a conduta anual da política fiscal desde 1920. Ao longo do período, antes e pós-Segunda Guerra Mundial, a política fiscal teve um efeito estabilizador sobre a razão dívida-produto. Porém, o estudo encontrou sinais de que a política fiscal mudou após 1981, ou seja, o aumento do serviço e do estoque da dívida gerou déficits não consistentes com os das décadas anteriores.

Seguindo a metodologia de testes de co-integração, Hakkio e Rush (1991) propõem um teste alternativo para a solvência da dívida. Os autores focam diretamente os gastos do governo e as receitas e utilizam os novos testes desenvolvidos para co-integração, diferenciando-se dos demais modelos nos seguintes aspectos: (i) assumem que a taxa de juros real (esperada) é não constante e estacionária; (ii) utilizam amostras de períodos diferentes (1964:I a 1988: IV e 1976:III a 1988:IV) para testar se os déficits eram sustentáveis; (iii) normalizam as variáveis de receita e despesa utilizando o crescimento real e a população.

---

<sup>15</sup> Uma variável é co-integrada de ordem um,  $I(1)$ , se a primeira diferença for estacionária, ou seja,  $I(0)$ . Um conjunto de variáveis  $I(1)$  será co-integrado se a combinação linear entre elas for  $I(0)$ , gerando um vetor de co-integração, isto é, se elas se movem juntas ao longo do tempo há um vetor de co-integração. Ainda, segundo Kremers (1989), o logaritmo natural da razão dívida-produto e taxa juros sobre o produto são representados pela identidade:  $(b - y)_t = (i - y)_t - \ln(r_{t-1}) + \Delta b_t$ , nesse caso, se  $b_t$  é  $I(1)$  de forma que  $\Delta b_t$  é  $I(0)$ , fica demonstrado que a estacionariedade da razão dívida-produto é equivalente à estacionariedade da razão taxa de juros e produto se a taxa de juros for também estacionária. Para maiores definições ver Kremers (1989), Engle e Granger (1987).

Primeiramente, Hakkio e Rush (1991) utilizaram a restrição orçamentária em termos reais, já que numa das etapas das suas derivações há a exigência de que a taxa de juros seja estacionária. No julgamento dos autores seria menos provável que a série da taxa de juros nominal fosse estacionária; assim, expressam a restrição orçamentária através da equação  $G_t + i_t B_{t-1} = R_t + \sum_{j=1}^{\infty} b^{j-1} (\Delta R_{t+j} - \Delta E_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} b^{j+1} B_{t+j}$ , na qual o termo do lado esquerdo da igualdade representa os gastos totais do governo, definido como  $GG_t$ . Em seguida, supõem que as séries  $R_t$  e  $E_t = G_t + (i_t - i)B_{t-1}$  sejam não estacionárias, onde  $i$  é a taxa média dos juros reais, ao passo que  $\Delta R_t$  e  $\Delta E_t$  são estacionárias. Isso permite que a sustentabilidade da dívida seja testada pela co-integração entre as séries de receita ( $R_t$ ) e gastos totais do governo (isto é,  $GG_t = G_t + i_t B_{t-1}$ ).

Nesse sentido, se na regressão  $R_t = a + bGG_t + e_t$  as variáveis  $R_t$  e  $GG_t$ , a sustentabilidade da dívida será atendida se  $0 < b \leq 1$ ; entretanto, se  $b > 1$ , o valor não-descontado da dívida tenderia ao infinito<sup>16</sup>. Neste caso, mesmo sendo atendida a restrição orçamentária intertemporal, haveria incompatibilidade com uma razão dívida-produto finita, circunstâncias em que o governo seria incapaz de vender novos títulos da dívida<sup>17</sup>.

Hakkio e Rush (1991) relataram que a política de gastos e receitas do governo continuava a violar a sua restrição orçamentária intertemporal com elevados déficits orçamentários. Como resultado, afirmaram que os gastos governamentais deveriam ser reduzidos e os impostos, aumentados. As conclusões dos testes foram sustentadas pelo teste de raiz unitária e pela co-integração entre despesas e receitas do governo. Os autores avaliaram ainda as despesas e as receitas em valores reais, em razão do produto real e em relação ao produto *per capita*.

Os testes aplicados por Hakkio e Rush (1991) sugeriram que, para o período de 1950:II a 1988:IV, as receitas e despesas em termos reais e *per capita* seriam co-integradas. Para o período de 1964:I a 1988:IV, a maior parte dos testes sugeriu que as séries não são co-

<sup>16</sup> Se as variáveis  $GG_t$  e  $R_t$  não são co-integradas, a restrição orçamentária intertemporal do governo seria violada. Por exemplo, se a série  $R_t$  é estacionária e  $GG_t$  é não-estacionária, isto é,  $GG_t$  tenderia a crescer, mas não  $R_t$ , o déficit total aumentaria com o tempo. A regressão geraria um coeficiente  $b = 0$ .

<sup>17</sup> Observe-se que a diferença entre  $GG_t$  e  $R_t$  é o déficit total, que inclui as despesas de juros; um valor constante para tal déficit poderia ser permanentemente financiado com a colocação de novos títulos da dívida, o que não seria o caso com um déficit primário constante (isto é  $G_t - R_t = k$ ), ou seja, o equilíbrio intertemporal do orçamento é compatível com o primeiro, mas não com o segundo desses conceitos de déficit. Nesse sentido, o teste de co-integração entre as séries  $GG_t$  e  $R_t$  seria um procedimento adequado, embora não o fosse o teste de co-integração entre as séries  $G_t$  e  $R_t$ .



integradas. Por fim, todos os testes rejeitaram a co-integração para o período de 1976:III a 1988:IV. Esse resultado demonstra que o comportamento fiscal do governo mudou no último período, gerando preocupação com o déficit orçamentário e indicando que o processo de receita e despesa viola a restrição orçamentária intertemporal do governo para o período demonstrado.

Nesse contexto, Hakkio e Rush (1991), com base no trabalho de Trehan e Walsh (1988), mostraram que a hipótese de taxa de juros real constante não é necessária para a aplicação dos dois testes propostos por estes, bastando que seja estacionária. Ao contrário de Trehan e Walsh (1988), Hakkio e Rush (1991) utilizaram dados trimestrais de 1950 até 1988 e chamaram a atenção que a análise de sustentabilidade deveria ser realizada em subamostras, em razão da possibilidade de existência de quebras estruturais. Desse modo, Hakkio e Rush (1991) encontraram evidências de insustentabilidade da dívida pública dos Estados Unidos no período de 1975 a 1988.

Trehan e Walsh (1991) destacaram que os testes desenvolvidos<sup>18</sup> até então para avaliar a restrição orçamentária intertemporal do governo foram construídos dentro de uma variedade de diferentes contextos. À exceção de Hamilton e Flavin (1986) e Wilcox (1989), todos os estudos citados desenvolvem seus testes explorando a presença, sob equilíbrio orçamentário intertemporal, de co-integração entre despesas (líquidas de juros), receitas, pagamento de juros e estoque de dívida. Esses testes, geralmente, requerem a premissa de uma taxa de juros real esperada constante e da estacionariedade (em diferença) das séries de receita e despesa.

Ainda, Trehan e Walsh (1991) estendem o seu modelo em duas direções: (i) relaxaram a hipótese de que a receita e a despesa sejam estacionárias (em diferença), porém mantiveram a suposição de que a taxa de juros real esperada seja constante. Os resultados comprovam que os testes de co-integração continuam válidos, uma vez que a série de despesa (líquida de juros) seja estacionária. Essa formulação tem uma vantagem por utilizar a especificação de um mecanismo de correção de erros para ajustar o processo orçamentário (receita e despesa). Especificamente, se o déficit (incluído os juros) é estacionário, o equilíbrio orçamentário intertemporal é assegurado. Essa medida de déficit é o termo de correção de erro apropriado; (ii) examinaram o que aconteceria se a taxa de juros real esperada não fosse constante, mostrando que os testes de co-integração não teriam mais validade, porém o teste desenvolvido por Trehan e Walsh (1988) ainda seria aplicável. Especificamente, os autores

---

<sup>18</sup> Hamilton e Flavin (1986); Hansen, Roberds e Sargent (1987) apud Trehan e Walsh (1991); Trehan e Walsh (1988); Wilcox (1989); Hakkio e Rush (1991); Haug apud Trehan e Walsh (1991).

comprovaram que, se a taxa de juros real esperada é positiva, ao longo do tempo, o equilíbrio orçamentário intertemporal é assegurado se o déficit (inclusive) juros é estacionário.

Tendo em vista os diversos testes já aplicados e os diferentes resultados obtidos pelos autores anteriormente citados, Trehan e Walsh (1991) desenvolveram os testes com dados do período pós-Segunda Guerra Mundial para possível comparação com os demais modelos até então existentes. Nesse sentido, apresentaram as circunstâncias em que muitas dessas formas alternativas do teste de solvência se aplicam, derivando a condição suficiente e necessária para que o equilíbrio orçamentário intertemporal vigore, sob a condição de que a taxa de juros real esperada seja constante ou, não constante com inclusão de juros no déficit orçamentário. Sendo:

(i) Proposição 1: se  $s_t$  tem trajetória dada por<sup>19</sup>  $s_t - s_{t-1} = r_t s_{t-1} - d_t$ , com  $E(r_{t+1}/I_{t+1}) = r$  para todo  $t \geq 0$ , e  $(1-IL)d_t$  é um processo estocástico estacionário com média zero, sendo  $0 \leq I < R$ , obtém-se, então, o equilíbrio orçamentário intertemporal somente se houver uma combinação linear estacionária entre  $d_t$  e  $s_{t-1}$ , sendo  $R$  o valor esperado de  $R_t = 1 + r_t$ ; e  $r_t$ , a taxa de juros real descrita por um processo estocástico estacionário.

Quando o valor esperado da taxa de juros real é constante e  $(1-L)d_t$  é estacionário, a estacionariedade do déficit total (inclusive os gastos com os juros da dívida) é uma condição necessária e suficiente para o equilíbrio orçamentário intertemporal. Ainda com as taxas de juros tendo essas mesmas características, a co-integração entre  $s_{t-1}$  e  $d_t$  será condição necessária e suficiente para o equilíbrio orçamentário intertemporal se  $(1-L)d_t$  for estacionário, para  $0 \leq I < R$ . Ocorre que tal pressuposto para a taxa de juros parece pouco realista. Cabe indagar, pois, como mudam os testes da solvência da dívida, como, por exemplo, com a não-estacionariedade da taxa de juros real. Trehan e Walsh (1991) respondem a essa indagação com a seguinte proposição:

(ii) Proposição: "Se o valor esperado da taxa de juros real não for constante, sendo ainda estritamente positivo, e  $(1-L)s_t$  for um processo estacionário será atendida então a condição do equilíbrio orçamentário intertemporal." Note-se que  $(1-L)s_t$  equivale ao déficit

---

<sup>19</sup> Sendo:  $s_t$ , o estoque real de dívida no fim do período  $t$ ;  $r_t$ , a taxa real de juros no final do período  $t$ ;  $d_t$ , é o déficit líquido de juros no final do período  $t$ . O resultado básico que prova essa proposição é dado por  $s_{t-1} = \mathbf{m}d_t + B'(L)\mathbf{e}_t$ , onde  $\mathbf{m} = 1/R - \mathbf{I}$  e  $B'(L)\mathbf{e}_t$  B(L) é um processo estacionário de média móvel; ou seja,  $s_{t-1}$  e  $s_t$  co-integram, pois a combinação linear  $s_t - 1 - \mathbf{m}d_t$  é estacionária. Note-se que, caso  $\mathbf{I} = 1$ , isto é, a primeira diferença de  $d_t$  sendo estacionária, essa equação torna-se  $rs_{t-1} = -d_t + rB'(L)\mathbf{e}_t$ . Para maiores especificações do modelo ver Trehan e Walsh (1991).

total. Assim, o teste do equilíbrio orçamentário intertemporal com base na estacionariedade do déficit total é válido nas duas hipóteses alternativas para o valor esperado da taxa real de juros, ou seja, independe de essa variável ser constante<sup>20</sup>.

As considerações anteriores têm importantes implicações empíricas. Trehan e Walsh (1991) constataram, por exemplo, que com o pressuposto da taxa de juros constante os testes realizados com dados para os Estados Unidos rejeitam, em geral, a hipótese do equilíbrio orçamentário intertemporal. De fato, resultados conflitantes foram obtidos pelos autores com tais dados quando são considerados os dois pressupostos para a taxa de juros (isto é, constante ou variável). Mais especificamente, com um dos pressupostos aceitam a não-estacionariedade do processo que gera o estoque da dívida, ao passo que com o outro rejeitam a não-estacionariedade do processo que gera o déficit primário. Isso é inconsistente com o equilíbrio orçamentário intertemporal numa situação em que o valor esperado da taxa de juros real é constante. Por outro lado, com o segundo pressuposto para a taxa de juros, rejeitam a não-estacionariedade de  $(1-L)s_t$ , que, de acordo com a Proposição 2, garante o equilíbrio orçamentário intertemporal.

Os autores encontraram duas diferentes aplicações para os testes propostos. Primeiro, constataram que os dados orçamentários do governo federal dos Estados Unidos não apresentam uma combinação linear e estacionária entre o estoque de dívida e os déficits líquidos de juros; porém, a primeira diferença do estoque da dívida é estacionária, podendo ser interpretado que o déficit é sustentável, mas a premissa de uma taxa de juros constantes não é uma aproximação razoável da realidade dos dados. Segundo, os autores evidenciaram que os ativos externos em mãos dos investidores não eram considerados insustentáveis, rejeitando a hipótese de insustentabilidade.

Trehan e Walsh (1991) testaram o equilíbrio orçamentário intertemporal do governo pela utilização de um modelo de mecanismo de correção de erros. Os déficits (inclusive juros) foram incluídos como um termo de correção de erros. Desse modo, o modelo permite impor um equilíbrio orçamentário intertemporal do governo.

Tanner e Liu (1994), observando o tamanho do déficit do orçamento federal, examinaram a solvência de longo prazo do governo dos Estados Unidos. Testaram a co-

---

<sup>20</sup> Com o valor esperado da taxa real de juros variável não é mais possível, porém, testar a solvência da dívida através da co-integração entre o estoque da dívida  $s_t$  e o superávit primário  $d_t$  como feito antes. De fato, essas variáveis podem agora até ter distintas ordens de integração. Basta verificar que na relação  $r_t s_{t-1} - d_t = (1-L)s_t$  o lado direito pode ser estacionário mesmo que  $d_t$  e  $s_{t-1}$  não sejam integráveis de mesma ordem, pois nessa relação tem-se a variável composta  $r_t s_{t-1}$ .

integração das despesas e das receitas, incluindo um termo de quebra na co-integração para o período de recessão em 1981, com a finalidade de capturar a troca no processo de gestão fiscal na primeira administração Reagan. Na realidade, os autores replicaram os testes realizados por Hakkio e Rush (1991), mas permitiram explicitamente a presença de quebras estruturais no teste de co-integração, ao invés de fazer os testes em subamostras. O teste demonstrou que a quebra foi significativa, sendo as despesas e receitas co-integradas com coeficiente um, portanto, em contraste com trabalhos anteriores. Dessa forma, o estudo evidenciou que os déficits são estacionários e potencialmente sustentáveis; em conclusão a dívida pública norte-americana mostrou-se sustentável entre 1950 e 1989.

Em síntese, os estudos descritos apresentaram formas ou critérios diferentes para avaliar a sustentabilidade da política fiscal e do endividamento público, obtendo resultados contrastantes ao avaliar a sustentabilidade do endividamento público dos Estados Unidos. A maior parte dos trabalhos evidenciou a sustentabilidade da dívida nos diversos períodos analisados.

O presente capítulo apresentou a evolução das principais teorias relativas à política fiscal e os seus efeitos sobre a economia e os modelos aplicados para testar a sustentabilidade das práticas fiscais e da dívida pública, bem como os resultados gerados. No capítulo seguinte serão apresentados os resultados dos testes de equilíbrio geral estocástico e os novos testes empíricos desenvolvidos para avaliar a sustentabilidade da política fiscal. Também serão discutidos os testes aplicados para países em desenvolvimento, bem como os aspectos metodológicos a serem abordados no desenvolvimento da presente pesquisa.

### **3 ASPECTOS METODOLÓGICOS E OS TESTES ECONOMÉTRICOS**

Com o avanço dos estudos referentes à restrição orçamentária intertemporal surgiram novas derivações de modelos econométricos para avaliar a sustentabilidade das políticas fiscais e da dívida pública. Nesse contexto, o presente capítulo objetiva, primeiramente, apresentar o modelo de equilíbrio geral estocástico e os novos testes empíricos desenvolvidos para avaliar a sustentabilidade da política fiscal; em seguida, descreve os testes econométricos aplicados para os países em desenvolvimento e os resultados obtidos para as nações que são objeto de estudo da presente pesquisa; por fim, são derivados os aspectos teóricos e metodológicos do modelo de multicointegração utilizado na presente pesquisa.

#### **3.1 O modelo de equilíbrio geral estocástico e os novos testes empíricos**

Novos modelos e testes são propostos para avaliar a sustentabilidade da dívida pública e das políticas fiscais. Bohn (1995) faz uma série de críticas aos modelos empíricos até então apresentados para testar se a política fiscal do governo tem sido consistente com a restrição orçamentária intertemporal. Evidências empíricas mostraram controvérsias entre os testes já apresentados para os Estados Unidos, ou seja, Kremers (1989) e Wilcox (1989) concluíram que a política fiscal não é sustentável, descumprindo a restrição orçamentária intertemporal do governo, ao passo que outros autores discordaram, afirmando serem sustentáveis<sup>21</sup>.

Bohn (1995) derivou um modelo de equilíbrio geral para avaliar a restrição intertemporal da política governamental num ambiente estocástico e dinamicamente eficiente, assumindo também que os indivíduos são avessos ao risco. O modelo apontou que as taxas de juros dos títulos governamentais (no caso dos Estados Unidos) são historicamente menores do que a média do crescimento econômico. Num modelo determinístico de estado estacionário, a baixa taxa de juros indicaria uma ineficiência dinâmica, ao passo que num modelo estocástico a eficiência dinâmica depende da relação entre a taxa de crescimento e a taxa de risco do retorno do capital.

---

<sup>21</sup> Hamilton e Flavin (1986), Hakkio e Rush (1991), Trehan e Walsh (1988) e Ahmed e Rogers (1995).

O estudo desenvolvido por Bohn (1995) revelou ainda que o governo deve satisfazer a restrição orçamentária intertemporal e, associado a isso, a uma condição de transversalidade<sup>22</sup> indiferentemente do nível de taxa de juros. As políticas que satisfaçam a essas condições serão consideradas sustentáveis. Contrariamente a outros trabalhos, o autor considera que as restrições não podem ser baseadas em variáveis fiscais descontadas a uma taxa de juros fixa, exceto em casos especiais.

Portanto, as classes de testes anteriores apresentam uma série de problemas. Em primeiro lugar, são testes baseados em condições assintóticas. Assim, por exemplo, não se pode afirmar que um país que esteja incorrendo em déficits primários expressivos nos últimos anos esteja descumprindo o valor presente da restrição orçamentária intertemporal. Isso porque, no futuro, nada impede que esse mesmo governo obtenha superávits primários consideráveis e por tempo suficiente para garantir a validade da restrição orçamentária e, portanto, a sustentabilidade de sua dívida. Esta constatação torna as conclusões dos testes questionáveis.

Ademais, todos os testes previamente discutidos foram desenvolvidos com base num arcabouço teórico de um ambiente determinístico. Em geral, estes testes são sustentados pela hipótese de que as economias dos diversos países são dinamicamente eficientes, fato que implica um mundo determinístico, no qual a taxa de juros real livre de risco da economia é sempre maior do que a taxa real de crescimento do produto.

Bohn (1995) evidenciou que nos Estados Unidos a taxa de juros sobre a dívida pública tem se revelado menor do que a média da taxa de crescimento da economia, o que permitiria concluir que a economia seria dinamicamente ineficiente. Abel et al. (1989), por sua vez, demonstraram que a economia norte-americana apresenta fortes evidências de eficiência dinâmica; logo, não é possível admitir que o governo se utilize de um esquema *Ponzi*.

A distinção-chave entre transversalidade e restrição orçamentária é que as taxas de desconto são expressas em taxas marginais de substituição ao invés de taxas de juros. Logo, a utilização da taxa de desconto correta permite testar a sustentabilidade do endividamento público mesmo com a ocorrência de distintos estados da natureza, ou seja, os testes de sustentabilidade são válidos em períodos de baixo crescimento econômico em que a taxa de

---

<sup>22</sup> A principal suposição do modelo é que a condição de transversalidade representa a ocorrência de um jogo *Ponzi*, ou seja, é uma estratégia financeira que objetiva a rolagem da dívida inicial e dos juros para sempre. Em economias determinísticas (sem governo), a condição padrão de transversalidade exige que o valor presente dos ativos líquidos convirja, no futuro, para zero, sendo descontados a uma taxa que depende de uma distribuição de probabilidade da dívida futura. A incerteza e a existência do governo tornam esse argumento (determinístico) mais complicado. O principal problema é que as ações do governo podem não ser resultantes de um problema de otimização. (BOHN, 1995).

juros está acima da taxa de crescimento do produto, ou quando o crescimento econômico é maior, situando-se acima da taxa de juros<sup>23</sup>. Portanto, os testes anteriormente propostos, que haviam se sustentado em hipóteses advindas de um aparato teórico determinístico e sem incerteza, poderiam levar a conclusões equivocadas.

Na prática, entretanto, testar empiricamente a sustentabilidade tornou-se uma tarefa complexa, em razão da dificuldade de serem conhecidas e estimadas tanto as distribuições de probabilidades da dívida e dos componentes do resultado primário no futuro, os quais podem se alterar dependendo do conjunto de políticas definidas no presente (no contexto de racionalidade dos agentes), quanto os parâmetros e a especificação da função utilidade e, a taxa de desconto intertemporal.

Ahmed e Rogers (1995) avaliaram se as economias dos Estados Unidos e da Inglaterra estavam obedecendo à regra da restrição do valor presente, isto é, se o valor presente líquido do orçamento do governo e dos empréstimos externos seriam igual a zero. Testando ambos individualmente e simultaneamente, buscaram evidenciar o curso esperado da política governamental. Para isso, utilizaram dados que cobriram um horizonte temporal relativamente longo, desde 1692, para algumas variáveis<sup>24</sup>.

Os autores relatam três contribuições importantes: (i) consideraram dados de longo prazo, avaliando as quebras estruturais; (ii) enfatizaram que a ROI não implicava somente a existência numa relação de longo prazo entre gastos e receitas do governo, mas, sim, específicos vetores de co-integração; (iii) examinaram as restrições de valor presente do orçamento do governo e externas e, também, as implicações de longo prazo que surgem quando ambas as restrições são satisfeitas.

Portanto, Ahmed e Rogers (1995) mostraram que os testes de co-integração permaneciam apropriados para se testar a sustentabilidade, sob certas condições: i) as expectativas são racionais; ii) a utilidade marginal do consumo segue um passeio aleatório, o

---

<sup>23</sup> Para Bohn (1995), a restrição orçamentária intertemporal poderia ser escrita como: 
$$D_t = \sum_{n \geq 0} \left\{ (1 + r_t(n))^{-n} E_t [T_{t+n} - G_{t+n}] + Cov_t [\mathbf{m}_{t,n}, T_{t+n} - G_{t+n}] \right\}$$
, onde,  $\mathbf{m}_{t,n} = \mathbf{b}^n \cdot \frac{U'(Y_{t+n} - G_{t+n})}{U'(Y_t - G_t)}$  representa o

valor de equilíbrio da taxa marginal de substituição entre o consumo do período  $t$  e o período;  $E_t$ , a expectativa condicional em um estado  $h_t$ . Como a dívida segura (livre de risco) do governo não é a condição suficiente para utilizar a taxa de retorno na restrição, observe-se que a taxa marginal de substituição esta relacionada com o retorno de  $n$ -períodos,  $r_t(n)$ , do desconto de um título livre de risco por  $E_t[\mathbf{m}_{t,n}] = (1 + r_t(n))^{-n}$ . Nesse sentido, o termo de covariância será excluído num ambiente livre de risco (determinístico). Com aversão ao risco o termo de covariância irá desaparecer se os superávits primários futuros não forem correlacionados com a utilidade marginal futura, o que seria, na prática, muito raro.

<sup>24</sup> Utilizaram como base o modelo de Hamilton e Flavin (1986), considerando ainda a crítica de Bohn (1995).

que é uma implicação da hipótese da renda permanente dos consumidores; iii) a covariância entre a taxa marginal de preferência entre consumo futuro e consumo presente do agente representativo e o vetor de variáveis contendo os gastos e as receitas do governo é invariável no tempo<sup>25</sup>.

Em ambos os países os autores encontraram evidências de que o equilíbrio intertemporal orçamentário e externo não poderia ser rejeitado ao nível de 5% de significância, para amostras bastante extensas, de 1792 a 1994, para os Estados Unidos, e de 1692 a 1992, para o Reino Unido. Desse modo, a restrição orçamentária foi satisfeita e, portanto, a dívida pública interna e os empréstimos internacionais destes países poderiam ser denominados como “sustentáveis”. Porém, as evidências de longo prazo não foram tão fortes quanto às de curto prazo. No que se refere à análise de períodos de choques, como guerras, observou-se que a restrição poderia não ser satisfeita em razão do aumento das despesas governamentais, porém os testes não rejeitaram o equilíbrio intertemporal. Por fim, os resultados apontaram que, apesar do problema dos déficits gêmeos nos Estados Unidos, espera-se que a política fiscal seja plausível para garantir a sustentabilidade no longo prazo.

Bohn (1998) propôs-se a avaliar se os governos tomam medidas corretivas ao observarem o crescimento do estoque da dívida. O autor tentou demonstrar que as evidências nas ações de correção podem ser diretamente observadas no comportamento ou na resposta do resultado primário do governo em relação à mudanças na razão entre dívida e produto. Uma resposta positiva significa que o governo está tomando a decisão de reduzir os gastos ou aumentando as receitas, ambos sem juros, que reduzem a dívida.

O estudo verificou que, no período de 1916 a 1995 e em outros subperíodos, o superávit primário foi uma função crescente da razão entre dívida e produto. Demonstrou, também, que a relação entre dívida e resultado primário pode ser facilmente ocultada em períodos de guerras ou de flutuações cíclicas. Para tanto, propõe uma forma alternativa para se testar a sustentabilidade do endividamento público, por meio da relação entre a razão dívida-produto e o resultado primário.

O argumento de Bohn é que a referida equação é uma aproximação de uma regra fiscal (ou função reação) do governo e que, caso o resultado primário responda positivamente a acréscimos na dívida pública, esta pode ser vista como sustentável, mesmo num mundo

---

<sup>25</sup> Ahmed e Rogers (1995) demonstram que os testes de co-integração permanecem válidos para testar o equilíbrio orçamentário intertemporal do governo, sendo representado por 
$$\Delta E_t \sum_{j=1}^{\infty} ({}_t s_{t+j} G_{t+j}) - \Delta E_t \sum_{j=1}^{\infty} ({}_t s_{t+j} T_{t+j}) + (G_t + r_{t-1} B_{t-1}^g - T_t) = \lim_{N \rightarrow \infty} E_t ({}_t s_{t+N} B_{t+N}^g) - \lim_{N \rightarrow \infty} E_{t-1} ({}_{t-1} s_{t+N-1} B_{t+N-1}^g).$$

Para derivações e maiores informações consultar o artigo.



incerto<sup>26</sup>. Isso ocorre porque, se  $f$  for positivo, significa que o governo toma medidas de ajustamento, pela redução de gastos não financeiros ou elevação da arrecadação, sempre que necessário, em resposta à acumulação de dívida.

O teste demonstra, ainda segundo Bohn, que, historicamente, o governo dos Estados Unidos responde ao aumento da relação entre dívida e produto com o aumento do superávit primário, ou, equivalentemente, reduzindo o déficit primário. Evidencia, portanto, que a política fiscal tem sido sustentável, ou seja, o coeficiente  $f$  revelou-se positivo e significativo, satisfazendo à ROI para a amostra de 1916 a 1995 e para vários subperíodos, apesar dos freqüentes déficits primários.

Arestis et al. (2003) investigaram a sustentabilidade de longo prazo da política fiscal dos Estados Unidos durante o período de 1947 a 2002, a base teórica do seu estudo sustentou-se na restrição orçamentária intertemporal do governo. Utilizando um modelo de estimação denominado *Threshold Autoregressive Model (TAR)*, o qual considera a possibilidade de reversão da série temporal após atingir certo limite, os autores observaram a ocorrência de quebras estruturais na política fiscal dos Estados Unidos no período analisado. Relataram que as autoridades governamentais interviam, cortando os déficits, somente quando estes atingiam um certo limite. Como resultado, registraram que os déficits orçamentários são sustentáveis no longo prazo, ou seja, estes apresentaram estacionariedade após a aplicação dos testes propostos.

Davig (2004) utiliza um modelo *Markow-switching* de séries temporais para analisar o comportamento da dívida pública federal descontada dos EUA. Para o estudo, o autor utilizou uma extensão dos dados de Hamilton e Flavin (1986) e Wilcox (1989), permitindo dois regimes distintos no comportamento da dívida: um com trajetória de crescimento explosiva e outro, o colapso. As estimativas do estudo indicaram que a dívida descontada dos EUA estava

---

<sup>26</sup> Expressa pela estimação da seguinte equação de regressão:  $d_t = \mathbf{f}b_t + \mathbf{a}.Z_t + \mathbf{e}_t \equiv \mathbf{f}b_t + \mathbf{x}_t$ , onde  $d_t$  é o resultado primário do governo no período  $t$  tal que  $d_t = g_t - r_t$ , onde  $g_t$  e  $r_t$  representam os gastos e as receitas do governo, respectivamente.  $Z_t$  é um vetor de variáveis de controle que também determinam o resultado primário (como, por exemplo, o hiato do produto e gastos e/ou receitas atípicas do governo),  $\mathbf{e}_t$  é um termo de erro,  $\mathbf{f}$  e  $\mathbf{a}$  são parâmetros a serem estimados e  $\mathbf{x}_t = \mathbf{a}.Z_t + \mathbf{e}_t$ .

Caso as séries da relação entre a dívida pública e o produto e o resultado primário e o produto ( $b_t$  e  $d_t$ , na ordem) sejam não estacionárias, ao passo que  $\mathbf{x}_t$  seja estacionária, a estimação da equação transforma-se num teste de co-integração, sem a necessidade de se modelar  $\mathbf{x}_t$  explicitamente. Contudo se  $b_t$  e  $d_t$  não possuírem raízes unitárias, a regressão dada pela equação não poderá omitir as variáveis de controle dadas pelo vetor  $Z_t$ , pois poderá surgir o problema de inconsistência das estimativas dos parâmetros (pelo fato de violar a hipótese de identificação sob a presença de regressores estocásticos, isto é, a existência de correlação entre a variável explicativa  $b_t$  e os termos contidos em  $\mathbf{x}_t$ ).

num regime de expansão explosiva de 1981 a 1996; assim, apesar dos consecutivos déficits orçamentários, havia indivíduos e instituições dispostos a comprar novos títulos de dívida do governo dos EUA. Neste regime a capacidade de o governo continuar tomando empréstimos sustenta-se nas expectativas de que no futuro ocorra uma mudança na política fiscal que cumpra o valor presente da restrição orçamentária intertemporal.

A utilização do modelo de *Markow-switching*, segundo Davig (2004), permitiu observar que havia períodos em que a dívida descontada era paga, gerando estabilidade da série, e períodos em que ocorria uma expansão explosiva em virtude de questões políticas ou retrações econômicas. Os resultados demonstraram que a sustentabilidade global se cumpria dentro dos fundamentos do modelo, mas destacaram que havia a necessidade de correções na política fiscal.

Sampaio e Lima (2005) reavaliaram a questão da sustentabilidade da dívida pública dos Estados Unidos utilizando um modelo auto-regressivo quantílico para o período de 1960 a 1998. Os resultados apontaram a sustentabilidade da política fiscal. A dívida pública em poder do público apresentou sustentabilidade local e global. Apesar de ter um comportamento assimétrico ao longo do período mencionado o modelo identificou uma banda de sustentabilidade, ou seja, fora desta banda a dívida pública tornaria-se insustentável.

Leachman et al. (2005) utilizaram um modelo de multicointegração; para isso, desenvolveram uma metodologia para testar a sustentabilidade fiscal do processo orçamentário por meio dos seus vários estados da natureza, sejam períodos de déficits, sejam de superávits ou equilíbrio orçamentário. O padrão cíclico das despesas e receitas do governo indica a intertemporalidade do orçamento. Por meio da análise dos déficits e do endividamento, conforme Bohn (1995 e 1998) e Ball et al. (1998), verificou-se que eles não eram suficientes para avaliar a sustentabilidade orçamentária. Os déficits persistentes e o aumento do endividamento não eram incontroláveis; conseqüentemente, os déficits não eram insustentáveis.

Segundo Leachman et al. (2005), a análise de co-integração não provê critérios suficientes para determinar se o processo fiscal é realmente sustentável, implicando uma aproximação para testar se o governo segue a restrição orçamentária intertemporal. Assim, a utilização de uma metodologia com multicointegração permitiu o desenvolvimento de um modelo mais completo, com critérios sob condições mais realistas para determinar se os países apresentam um processo de equilíbrio orçamentário intertemporal.

Os autores propõem um modelo que pode ser descrito como uma combinação do modelo de Ahmed e Rogers (1995) com a idéia de regra fiscal (ou função reação) apresentada

por Bohn (1998). O teste consiste na verificação da existência de uma relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e a dívida do governo<sup>27</sup>. As políticas orçamentárias de 15 países industrializados (Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Reino Unido, Grécia, Itália, Suécia, Noruega, Holanda, Portugal, Espanha, Suíça e Estados Unidos) foram avaliadas nos termos do modelo. A amostra baseou-se em dados para o período de 1960 a 1998.

No âmbito da multicointegração, a função reação do governo responde não somente às mudanças das condições econômicas na formulação de sua política fiscal, mas também às taxas de mudança, significando que o governo observa conjuntamente a primeira e a segunda derivadas. Esse procedimento aprofunda a relação de equilíbrio do sistema, de modo que tanto os níveis das variáveis como suas variações estão intimamente intercorrelacionadas, estabelecendo relações de equilíbrio de fluxo e de estoque no longo prazo.

Os resultados evidenciaram que, ao aplicar os critérios de sustentabilidade para o sistema fiscal para os 15 países desenvolvidos, apenas a Noruega e o Reino Unido apresentaram políticas responsáveis de acordo com tais critérios. Os resultados confirmaram que as estratégias orçamentárias intertemporais variam de país para país. A Noruega, o Reino Unido e os Estados Unidos são os três países que apresentaram multicointegração do seu sistema de variáveis fiscais, entretanto as estratégias orçamentárias de cada país são completamente diferentes. Os resultados dos testes de multicointegração para Noruega e Reino Unido sugeriram que estes governos adotaram diferentes estratégias orçamentárias, ou seja, a Noruega evidenciou superávits e o Reino Unido, déficits. Porém, ambos apresentaram indicativos de que suas políticas fiscais eram consistentes com o equilíbrio orçamentário em todos os estados de natureza avaliados.

Nos Estados Unidos, por outro lado, as evidências demonstram que o governo tem incorrido em déficits e não tem aumentado as receitas para acompanhar o aumento do nível de endividamento. A sua posição é inconsistente com os critérios apresentados no estudo, sugerindo, ainda, que este país tem executado um esquema *Ponzi*.

Entretanto, nos países remanescentes os autores observaram evidências de que os déficits e a acumulação de dívida foram normais para todos<sup>28</sup>, com exceção da Suíça. Embora os sistemas fiscais da Dinamarca, da Finlândia, da França, da Espanha e da Suécia sejam co-integrados, demonstram que as políticas orçamentárias são consistentes com a acumulação de

---

<sup>27</sup> Conforme apresentado inicialmente por Granger e Lee (1989 e 1990) e, posteriormente, por Engsted, Gonzalo e Haldrup (1997) e Haldrup (1998).

<sup>28</sup> Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Reino Unido, Grécia, Itália, Suécia, Holanda, Portugal e Espanha.

dívidas e inconsistentes com os critérios que permitiriam a sustentabilidade da dívida, indiferentemente das condições econômicas.

Portanto, à exceção da Suíça, os 11 países remanescentes apresentaram uma completa ausência de políticas fiscais, com déficits orçamentários e aumento de dívida, não cumprindo as regras do teste proposto pelos autores. As evidências demonstram que, como os Estados Unidos, esses países têm incorrido, deliberadamente, num arriscado esquema *Ponzi-gamble* para financiar a dívida, buscando explorar baixas taxas de juros em relação às taxas de crescimento da economia, ou têm praticado explicitamente o esquema *Ponzi* para refinarçar a dívida. Na Suíça, os superávits orçamentários foram sustentados durante o período analisado, sugerindo que o setor privado pode estar praticando um esquema *Ponzi* contra o governo.

### **3.2 Testes de sustentabilidade fiscal para os países latino-americanos**

A sustentabilidade da política fiscal é uma variável fundamental para a avaliação das condições econômicas de uma nação. Nesse sentido, constata-se que para os países desenvolvidos existe uma ampla literatura disponível, conforme descrito nas seções anteriores, ao passo que para os países em desenvolvimento, em especial para os latino-americanos, a literatura é mais restrita e limitada, apresentando, ainda, certa particularidade em virtude da restrição teórica de estudos adaptados, bem como pela dificuldade de obtenção de séries históricas de dados para pesquisa.

Ressalta-se ainda que os países da América Latina vivenciaram vários episódios de desequilíbrios fiscais nos últimos anos (quebras estruturais), muitas vezes relacionados com longos períodos de altas taxas de inflação. Nesse contexto, a presente subseção objetiva apresentar os testes de sustentabilidade aplicados para os países avaliados no presente estudo.

Para o Brasil, os principais estudos revelam diferentes formas e periodicidade de dados na avaliação da sustentabilidade fiscal ou da dívida pública. Alguns modelos utilizam a análise retrospectiva (*backward looking*) para avaliar a sustentabilidade fiscal, abordando a questão do ponto de vista da continuidade da condução histórica da política fiscal no futuro, em outras palavras, a análise retrospectiva busca averiguar se a política fiscal historicamente adotada será sustentável nessas condições (de continuidade) caso seja mantida no futuro, ou se serão requeridas mudanças estruturais em tal política. A esta abordagem alinham-se os estudos realizados por autores como Rocha (1997), Lupporini (2000 e 2001), Issler e Lima

(2000), Giambiagi e Ronci (2004), Gamboa e Silva (2004), Gamboa (2005), Bicalho (2005), Simonassi (2008) e outros. A análise prospectiva (*forward looking*) procura identificar quais políticas (no âmbito fiscal) deveriam ser adotadas hoje a fim de prevenir-se quanto à necessidade de futuros ajustamentos para garantir a sustentabilidade fiscal. Assim, utiliza-se de análises estruturadas em projeções e simulações de cenários acerca do comportamento das variáveis fiscais e não fiscais para obter tal resposta. Os trabalhos de Bevilaqua e Garcia (2002) e Goldfajn (2002), entre outros, são exemplos que se alinham a esta abordagem.

Rocha (1997) aplicou o teste de co-integração de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988) para testar a existência de uma relação de co-integração entre os gastos (inclusive juros) e as receitas do governo. Destaca-se que a série de gastos do governo utilizada nos testes é uma *proxy* fraca, pois não inclui a aquisição de bens e desconsidera o sistema previdenciário; ainda, as séries utilizadas refletem o chamado “regime de caixa”. O teste de co-integração de Engle-Granger, com base nos dados mensais de janeiro de 1980 a julho de 1993 a preços constantes de 1980, revelou que, quando desconsiderada a receita de senhoriagem, não foi possível rejeitar a hipótese de não-co-integração; e dessa forma, a restrição intertemporal do governo não era satisfeita. Quando incluída a receita de senhoriagem, as séries co-integraram-se. A aplicação do teste de Johansen obteve os mesmos resultados, e a conclusão da autora foi que a senhoriagem desempenhou no período analisado um papel relevante no financiamento do déficit público brasileiro, contribuindo para manter a restrição intertemporal do governo equilibrada.

Issler e Lima (2000) mostraram a importância das receitas de senhoriagem na determinação da sustentabilidade da política fiscal para o período 1947-1992 aplicando os testes de co-integração de Engle-Granger e de Johansen para os dados de receitas (com e sem senhoriagem) e despesas (incluindo juros). Segundo estes autores, a dívida pública nesse período foi sustentável apenas quando foi considerado na análise das receitas o componente proveniente de senhoriagem; em caso contrário, os testes econométricos não rejeitaram a hipótese de não-sustentabilidade da dívida pública.

Luporini (2000) utilizou a série da Dívida Pública Mobiliária Federal interna (DPMFi) como proporção do PIB para testar a sustentabilidade da política fiscal brasileira no período 1966-1996. A condição de sustentabilidade aplicada exigia que a série descontada da dívida fosse um processo estacionário com média zero. O resultado do teste apontou no sentido de que a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada e, portanto, a dívida pública (no estudo em questão, a DPMFi) respeitava a restrição orçamentária intertemporal. A autora ainda fez o mesmo teste subdividindo a amostra em duas, uma antes de 1980, e a conclusão foi de que até

1980 a dívida seguia uma trajetória sustentável, revertendo este caminho em direção à não-sustentabilidade no período posterior.

Luporini (2001) replicou o teste realizado anteriormente em Luporini (2000), mudando o período (1981 a 1998) e a periodicidade (trimestral, o que permitiu a ampliação dos graus de liberdade) da amostra. Com a aplicação dos testes ADF e Phillips Perron, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

Goldfajn (2002), utilizando dados a partir de 1998, porém com dificuldade de precisar séries de receita, despesa e dívida para o Brasil, realizou simulações com diferentes cenários econômicos de longo-prazo para a economia brasileira, buscando inferir sobre a sustentabilidade da razão dívida-produto na década seguinte. Mesmo para cenários conservadores para a taxa de crescimento do PIB e do superávit fiscal, sua conclusão foi favorável à sustentabilidade da dívida. O autor avaliou que, mesmo com hipóteses consideradas conservadoras a respeito de taxas de juros, do crescimento da economia e assunção de passivos, a dívida pública brasileira se comportaria de forma sustentável com um superávit primário de 3,75% do PIB. Segundo o autor, os resultados sugerem que a preocupação a respeito do comportamento da dívida pública, no Brasil, era exagerada.

Alternativamente, Bevilaqua e Garcia (2002) mostraram que a dívida pública pôde assumir uma trajetória insustentável na presença de alguns choques negativos com dados de período de 1995 a 1998, apesar de, na média, a dívida pública assumir uma trajetória descendente. Este resultado levou a que os autores propusessem uma política fiscal mais contracionista como forma de se atingir credibilidade.

Borges (2002) analisou o período de agosto de 1994 (pós-Plano Real) até setembro de 2002, cuja escolha se deu pelo objetivo de avaliar a sustentabilidade da dívida pública apenas no regime de política fiscal pós-estabilização, quando a política monetária deixou de ser endógena. O autor utilizou um teste de raiz unitária e permitiu a existência de duas quebras estruturais; os pontos de quebra foram situados em janeiro de 1999 (flutuação cambial) e em fevereiro de 2001 (quando se iniciou um movimento de depreciação cambial mais acentuado, associado a temores com relação à situação pré-crise da Argentina). O autor concluiu que, mesmo considerando as quebras estruturais, não se podia rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária na série descontada da dívida, dando suporte à não-sustentabilidade do endividamento público brasileiro no período analisado.

Gamboa e Silva (2004) avaliaram a sustentabilidade do endividamento público brasileiro, verificando a existência de co-integração entre gastos e receitas fiscais no período compreendido entre julho de 1986 e outubro de 2003. Os resultados encontrados coincidiram

com a maior parte das evidências empíricas disponíveis para o caso brasileiro ao não rejeitar a hipótese de co-integração entre gastos e receitas, inclusive senhoriagem. Entretanto, um resultado inédito foi obtido pelos autores: a co-integração entre gastos e receitas exclusiva senhoriagem. Este fato, segundo os autores, poderia evidenciar que o ajuste fiscal realizado principalmente a partir de 1999 funcionou como um substituto para a monetização do déficit fiscal. Na verdade, dois outros pontos de quebra estrutural foram identificados, em maio e setembro de 2002, contudo, por se situarem em pontos finais da amostra (até setembro de 2002), o autor seguiu a recomendação de não considerar eventuais quebras tanto no primeiro como no último decis da série.

Gamboa (2005) utilizou um modelo com testes de co-integração para avaliar a sustentabilidade fiscal brasileira desde o início da República (1823-2004). Com a utilização de testes de co-integração, os resultados indicaram momentos em que houve, na opinião do autor, “autêntica sustentabilidade”, verificada no período do Brasil-Império, além de outros períodos nos quais a sustentabilidade fiscal somente foi alcançada mediante estratégia de *default* ou renegociação (1889-1943 e 1983-1993), ou, mesmo, utilizando senhoriagem (1944-1982).

Giambiagi e Ronci (2004) basicamente replicaram o trabalho de Luporini (2000), utilizando o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2002, mas sem permitir a presença de quebras estruturais no teste de raiz unitária. Assim, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária na série descontada da dívida, evidenciando um comportamento não sustentável no período avaliado.

Bicalho (2005) analisou a sustentabilidade da política fiscal para o período 1997-2004 por meio de testes envolvendo a razão DLSP/PIB (dívida líquida do setor público e produto interno bruto) utilizando os modelos propostos por Hakkio e Rush (1991) e Bohn (1998, 2005). Todos os testes ofereceram resultados que apontam na direção da sustentabilidade da razão DLSP/PIB e reforçam a idéia de que o governo promoveu um ajuste na sua estrutura de receitas para se adequar à fase de estabilização ocorrida a partir do Plano Real, compensando a redução das receitas de senhoriagem com aumento de impostos. O autor identificou também a existência de um comportamento *spend-and-tax* da política fiscal, ou seja, no caso de um aumento no endividamento público, o governo ajusta as despesas o suficiente para acomodar o serviço dessa dívida com a receita disponível, o que basta para mantê-la em trajetória sustentável.

Considerando a existência de múltiplas quebras estruturais endógenas nos coeficientes da função de resposta fiscal do governo, Simonassi (2008), com base nos dados mensais do

período entre janeiro de 1991 e outubro de 2006 para o estoque da dívida líquida do setor público e dos fluxos de gastos e receitas incluindo senhoriagem, concluiu que os resultados revelam uma mudança estrutural na política fiscal brasileira a partir de maio de 1995, período entre as duas leis de renegociação de dívidas e marcado por diversas restrições ao endividamento das esferas menores de governo. A política fiscal brasileira mostrou-se sustentável ao longo do período analisado, entretanto apenas a partir de maio de 1995 a até então inócua capacidade de resposta do setor público aos aumentos da dívida pública passou a ser significativa.

De modo geral, os resultados dos testes para o caso brasileiro podem ser sintetizados da seguinte maneira: a dívida pública poderia ser considerada como sustentável no período pré-estabilização, principalmente pela contribuição da senhoriagem como fonte de financiamentos dos déficits; no período pós-estabilização, a maior parte dos trabalhos aponta para a insustentabilidade do endividamento, mesmo com a implantação de um programa de ajustamento fiscal a partir de 1999, o qual perdura até a atualidade.

Para outros países, Ghatak e Fung (2007) investigaram a sustentabilidade da política fiscal no Peru, nas Filipinas, África do Sul, Tailândia, e Venezuela, com séries de 1970 a 2000, usando o modelo de co-integração de Engle e Granger (1987) e a função de reação da política fiscal de Bohn (1998). Os testes de raízes unitárias e de co-integração não endossaram a validade da restrição orçamentária intertemporal para os países latino-americanos, indicando um esquema *Ponzi* de rolagem de dívida. Peru e Venezuela revelaram uma política pró-cíclica de dinâmica da dívida, com aumento de gastos e endividamento em períodos de crescimento econômico. O estudo sugere que Peru e Venezuela adotaram medidas para estabilizar a relação dívida-produto durante a década de 1990, resultado que pode ser interpretado como um sinal de que ambos estão buscando melhorar a sua situação fiscal.

Para a Argentina, Aráoz et al. (2006) testaram a sustentabilidade fiscal no período de 1865 a 2002, considerando que os déficits seriam sustentados se o valor presente da dívida pública fosse igual aos superávits futuros. Seguindo a literatura iniciada por Hamilton e Flavin (1986), pela qual a sustentabilidade fiscal é assegurada pela co-integração de receita e gastos públicos em um dado período<sup>29</sup>, os autores relataram que a Argentina nunca apresentou sustentabilidade fiscal forte; no máximo, exibiu sustentabilidade fiscal fraca para alguns sub-períodos e não-sustentabilidade para os anos de 1951 a 1989. Os dados trimestrais de 1990 a 2002 apontaram para sustentabilidade fraca da política fiscal. Os autores concluíram, ainda,

---

<sup>29</sup> Os autores utilizaram o teste de co-integração de Johansen e as estatísticas ADF e Phillips-Perron.



que a sustentabilidade piora nos períodos em que a economia está fechada e melhora quando a economia apresenta bons níveis de abertura econômica.

Ewing e Payne (1998) utilizaram o modelo de co-integração de Engle-Granger para avaliar as diversas hipóteses da relação intertemporal entre as variáveis de receita e despesa em relação do produto real para países da América Latina (Chile, Colômbia, Equador, Guatemala e Paraguai). No caso do Chile, a série avaliada foi do período de 1954 a 1993, no qual os autores encontraram evidências de que as receitas e despesas apresentam uma relação bidirecional de causalidade, gerando suporte para a sincronização do sistema fiscal. Assim, concluíram que, no caso do Chile, as autoridades fiscais deveriam aumentar receitas e cortar despesas, simultaneamente com o objetivo de controlar os déficits orçamentários.

Tanner e Samake (2008) examinaram a sustentabilidade da política fiscal, com incerteza, para três países emergentes – Brasil, México e Turquia. Utilizando um vetor autorregressivo com variáveis fiscais e macroeconômicas, realizaram uma análise retrospectiva e prospectiva. Na retrospectiva, fizeram uma decomposição do histórico de acumulação de dívida e de seu grau de impacto na insustentabilidade da política fiscal; prospectivamente, utilizaram a técnica de Monte Carlo para estimar o resultado primário necessário para equilibrar a relação dívida-produto.

Utilizando dados de 1999 a 2005, Tanner e Samake (2008) observaram que há estabilidade da relação dívida-produto no México, por isso consideraram sua política fiscal sustentável. Porém, destacaram que o governo deveria adotar medidas fiscais para reduzir a sua dependência de receitas provenientes de recursos não renováveis, neste caso o petróleo. Os recursos desta fonte de receita têm sido utilizados para aumentar despesas, não para gerar superávits orçamentários para serem utilizados em momentos de queda de preços ou escassez desse recurso natural. Por fim, sugerem que deveriam ser aumentadas as receitas não dependentes do setor petrolífero para a geração de superávits e redução das despesas, uma vez que os déficits orçamentários são responsáveis por 79,60% da variação do estoque de dívida. Para o Brasil, avaliam que a meta de superávit primário de 4,25% do PIB possibilitará a redução da relação dívida-produto se houver reduções da taxa de juros. Para a Turquia, a relação de equilíbrio entre dívida e produto seria mantida com uma meta de superávit primário de 6,5% do PIB.

### 3.3 O modelo de multicointegração aplicado para a América Latina

O modelo de multicointegração foi, primeiramente, apresentado por Granger e Lee (1989 e 1990) e, posteriormente, desenvolvido por Engsted et al. (1997) e Haldrup (1998). Com base nesta metodologia, Leachman et al. (2005) propõem um teste que pode ser descrito como uma combinação do teste de Ahmed e Rogers (1995) e da regra fiscal de uma função reação apresentada por Bohn (1998).

O teste desenvolvido por Leachman et al. (2005) consiste na verificação da existência de uma relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e a dívida do governo. No âmbito da multicointegração, a função de reação do governo responde não somente às mudanças das condições econômicas na formulação de sua política fiscal, mas também às taxas de mudança. Nesse contexto, a multicointegração pode assegurar que a estratégia fiscal de um país seja sustentável em períodos econômicos recessivos, ou em ocasiões em que a taxa de juros real da dívida soberana seja maior do que a taxa de crescimento da economia.

A presença da referida relação indica que nesse sistema as duas variáveis estão interligadas por duas forças de equilíbrio, em vez de uma única relação de equilíbrio que caracteriza os sistemas convencionais de co-integração. Nos casos de multicointegração, o sistema é caracterizado por uma complexa relação de equilíbrio entre o fluxo e o estoque, o que não é muito comum nos modelos que avaliam o comportamento de variáveis econômicas intertemporalmente. Essa relação entre as variáveis está tipicamente associada com questões de controle ótimo, nas quais os níveis e as taxas de mudança das variáveis compreendidas no sistema são determinantes da função de resposta da política fiscal. Portanto, nos termos desse sistema de variáveis fiscais, a relação reflete os mecanismos de resposta da política governamental diante do aumento da dívida pública.

Dessa forma, procura-se, por meio desse modelo, testar a sustentabilidade fiscal do processo orçamentário dos países selecionados para a América Latina, como Brasil, Argentina, México, Chile, Uruguai, Venezuela e Peru. Portanto, este capítulo aborda os aspectos metodológicos que serão utilizados neste estudo, sendo apresentado o modelo de multicointegração e as suas principais características para a análise da sustentabilidade fiscal dos países.

### 3.3.1 Apresentação e discussão do modelo de multicointegração

O modelo de multicointegração proposto para o presente estudo está baseado no trabalho de Leachman et al. (2005). Em primeiro lugar, segundo Ahmed e Rogers (1995), assume-se um ambiente estocástico para testar a restrição orçamentária intertemporal, utilizando-se a seguinte notação:  $G$  é o gasto do governo, o qual inclui compra de bens e serviços, bem como as transferências;  $i$  é a taxa de juros de equilíbrio no estado estacionário;  $B$  representa os títulos do governo com maturidade num período e  $R$  é a receita total do governo;  $\Delta$  é o operador da primeira diferença;  $E_t$  é o operador das expectativas racionais. Assim, assume-se que para todo período  $t$  existe um único e não negativo processo  $\{M_t^{t+N}\}_{n=0}^{\infty} = {}_t s_{t+N}$ , sendo que  ${}_t s_{t+N}$  representa a taxa marginal de substituição entre o consumo no período  $t$  e  $t+N = [\mathbf{b}^N \mathbf{m}(C_{t+N}) / \mathbf{m}(C_t)]$ . Esse processo, chamado de fator de desconto estocástico<sup>30</sup>, é definido de modo que  $\{M_t^t\} = 1$  e, se  $\{X_{t+N}\}_{n=0}^{\infty}$  é uma seqüência de pagamentos aleatórios que iniciam no período  $t$ , seu valor em unidades de períodos  $t$  de consumo é  $E_t \sum_{N=1}^{\infty} [M_t^{t+N} X_{t+N}]$ .

Para derivar as relações relevantes neste estudo começa-se com a restrição orçamentária do governo, a qual é expressa como:

$$G_t + (1 + i_{t-1})B_{t-1} = R_t + B_t \quad (18)$$

simplificando e rearranjando a equação (18) tem-se:

$$(G_t + iB_{t-1}) - R_t = B_t - B_{t-1} = \Delta B_t \quad (18')$$

Portanto, num ambiente em que não há financiamento inflacionário, o déficit orçamentário será financiado pela emissão de nova dívida, assim, segue-se Bohn (1995), pela utilização da restrição orçamentária do governo período a período do tipo (18) e, também, o problema da otimização do consumo da equação de Euler,  $E_t[(1 + i_t)M_t^{t+N}]$ . Substituindo-se por um período a frente por  $B_t$  e rearranjando a equação (18), obtém-se a seguinte relação de valor presente:

---

<sup>30</sup> Ver Duffie (1996) para maior detalhamento.

$$(1 + i_{t-1})B_{t-1} = E_t \sum_{N=0}^{\infty} M_t^{t+N} [R_{t+N} - G_{t+N}] + \lim_{N \rightarrow \infty} E_t [M_t^{t+N} B_{t+N}] \quad (19)$$

A equação (19) representa a restrição orçamentária intertemporal padrão em termos de valores esperados, considerando-se que os valores futuros sejam descontados por uma taxa marginal de substituição  $\{M_t^{t+N}\}_{n=0}^{\infty} = {}_t s_{t+N}$ , na qual segue a definição de que  $\{M_t^t\} = 1$ . Com o objetivo de derivar as implicações para o teste do equilíbrio intertemporal do orçamento do governo, Ahmed e Rogers (1995) aplicaram a primeira diferença da equação (19) e substituíram  $\Delta B_t$  em (18'), chegando-se à equação (20):

$$(G_t + Bi_{t-1} - R_t) = \Delta E_t \sum_{N=1}^{\infty} M_t^{t+N} [R_{t+N} - G_{t+N}] \\ + \lim_{N \rightarrow \infty} E_t [M_t^{t+N} B_{t+N}] - \lim_{N \rightarrow \infty} E_{t-1} [M_{t-1}^{t+N-1} B_{t+N-1}] \quad (20)$$

A equação (19) demonstra que o valor corrente da dívida do governo é igual ao valor presente esperado de todos os superávits primários futuros, mais um termo limite representando o valor presente assintótico esperado da dívida do governo. Pode-se assegurar que o termo limite no lado direito da equação (19) é não negativo, pois é assumido que o governo não permite que os indivíduos pratiquem um jogo *Ponzi* contra ele próprio.

Além disso, se o governo está satisfazendo a sua restrição orçamentária intertemporalmente, não pode assintoticamente deixar uma dívida com valor presente esperado positivo. Portanto, no período  $t$  é esperado que as despesas e as receitas sejam sustentáveis se o termo limite no lado direito da equação (19) é igual a zero. Nesse sentido, a soma dos superávits correntes e o valor presente esperado e descontado dos superávits futuros irão se igualar ao montante necessário para pagar o principal e os juros da dívida inicial.

Num contexto determinístico e/ou caracterizado por neutralidade de risco, o fator de desconto estocástico é constante e igual a  $1/(1+i)$  e a condição de sustentabilidade se reduz para  $\lim_{N \rightarrow \infty} [B_{t+N} / (1+i)^{t+N}] = 0$ ; portanto, o valor esperado do termo de limite na equação (19) é igual a zero. Assumindo essa condição e dados não-estacionários, esta restrição exige a co-integração, ou seja, uma relação de equilíbrio de longo prazo entre despesa e receita com um coeficiente de co-integração menor ou igual a um. Portanto, a razão por trás desse teste

está tipicamente baseada na utilização ou ocorrência de uma bolha determinística na dívida do governo; contudo, este teste não é aplicável em modelos estocásticos.

Entretanto, num ambiente estocástico Bohn (1995) demonstrou que, mesmo se a dívida do governo for considerada livre de risco e se pagar uma taxa de retorno constante  $i$ , o  $\lim_{N \rightarrow \infty} [B_{t+N} / (1+i)^{t+N}] = 0$ , não necessariamente implicaria que  $\lim_{N \rightarrow \infty} E_t [M_t^{t+N} B_{t+N}] = 0$ . O problema, nesse ponto, é a identificação do fator de desconto correto, que é função da condição de estado, na qual serão requeridos preços arbitrariamente maiores em períodos com baixo crescimento do produto interno. Mesmo que a dívida do governo cresça a uma taxa menor ou maior do que  $i$ , o risco de um rápido declínio ou aumento no produto pode, ainda, levar o termo limite para o infinito ou a zero.

Ahmed e Rogers (1995) demonstraram que, sob certas condições, os testes de co-integração ainda são apropriados. Os autores demonstram essas condições em duas etapas. Primeiramente, se os termos de limite da equação (20) são igual a zero, uma relação de co-integração emerge, sendo a condição necessária para que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja assegurada.

Os autores assumem que  $G_t$ ,  $R_t$  e  $B_t$  são processo de ordem  $I(1)$  com as seguintes representações<sup>31</sup>:

$$\Delta G_{t+N} = a_G + \mathbf{n}_{G,t+N}, \quad (21)$$

$$\Delta R_{t+N} = a_R + \mathbf{n}_{R,t+N}, \quad (22)$$

$$B_t = c + B_{t-1} + \mathbf{f}^t + \mathbf{m}_t, \quad (23)$$

O fator de desconto estocástico e o prêmio de risco sobre as receitas e despesas do governo,  $\lim_{N \rightarrow \infty} E_t [M_t^{t+N} B_{t+N}] = 0$  cumprem-se somente se o processo de vetores  $(R_t, G_t, i_{t-1} B_{t-1})$  é co-integrado com vetor de co-integração  $(1, -1, -1)$ . Assim: as hipóteses garantem que  $\Delta E_t \sum_{N=1}^{\infty} M_t^{t+N} [R_{t+N} - G_{t+N}]$  é um processo estacionário; logo, se ambos os termos

---

<sup>31</sup> Nestas equações,  $a_G$ ,  $a_R$ ,  $c$  e  $\mathbf{f}$  são constantes reais,  $\mathbf{f}$  tem módulo menor do que a unidade,  $\mathbf{n}_G$  e  $\mathbf{n}_R$  têm média zero e são processos estacionários, e  $\mathbf{m}_t$  é um processo estacionário com MA infinita representada por  $\mathbf{m}_t = \sum_{N=0}^{\infty} \Psi_N \mathbf{e}_{t-N}$  na qual  $\{\mathbf{e}_t\}$  é um ruído branco e  $\sum_{N=0}^{\infty} N |\Psi_N| < \infty$ . Para a relação de co-integração, Ahmed e Rogers (1995) requerem que o prêmio de risco da despesa do governo seja constante, isto é,  $\text{cov}(M_t^{t+N}, Z_{t+N}) = \mathbf{s}_{MZ}$ ,  $Z = G, R$  e  $\forall t, N > 0$ . Para maiores especificações ver seção técnica de Ahmed e Rogers (1995).

de limites no lado direito, da equação (20), são zero,  $G_t + i_{t-1} - R_t$  deverão ser  $I(0)$  também, ou seja, estacionários.

Na segunda etapa, Ahmed e Rogers (1995) mostram, por meio da equação (23), o comportamento da dívida do governo, implicando que os termos limites da equação (20) são zero se  $|f| < 1$ . Adicionalmente, se  $(R_t, G_t, i_{t-1} B_{t-1})$  é co-integrado com vetor de co-integração  $(1, -1, -1)$  e equivalente à estacionariedade de  $\Delta B_t$ , que, por sua vez, é equivalente a  $|f| < 1$ .

Segundo Leachman et al. (2005), vários artigos utilizam análises sustentadas em co-integração para investigar a sustentabilidade de processos orçamentários intertemporalmente; assim, a sustentabilidade requer que o déficit orçamentário seja estacionário, isto é, no longo prazo, receitas e despesas tendem a uma trajetória equivalente. Entretanto, Ahmed e Rogers (1995) salientam que a estacionariedade do déficit não implica, necessariamente, que a dívida nacional deva ser paga para que possa ser considerada sustentável. Além disso, a sustentabilidade definida nesse modelo é uma propriedade assintótica: mesmo que a receita e a despesa sejam co-integradas, déficits e superávits podem crescer arbitrariamente, e fortemente em curtos horizontes de tempo. Isso implica que grandes déficits podem ter impactos adversos sobre o bem-estar.

Por exemplo, Ball et al. (1998) caracterizam os déficits orçamentários como jogo *Ponzi*, no qual o governo espera que a renda agregada cresça rápido o suficiente para fazer com que a relação dívida-renda caia sistematicamente ao longo do tempo. Um resultado disso é que grandes e crescentes razões dívida-produto geram menos certeza quanto à possibilidade de ocorrência de um jogo *Ponzi*, sendo mais provável que nessas condições os agentes exijam que o fator de desconto aumente.

Portanto, desenvolve-se um critério adicional para sustentabilidade. Supondo-se que o processo de vetores  $(x_t, y_t)$  é co-integrado, em particular, assumindo que  $x_t$  e  $y_t$  são  $I(1)$  e que existe uma constante real  $A$ , tal que  $z_t = x_t - Ay_t \sim I(0)$ , a variável  $z_t$ , então, é uma medida de desvios de curto prazo da relação de equilíbrio (co-integração). Assim, nesse sistema,  $z_t$  representa os déficits ou superávits orçamentários do período corrente, seguindo-se que  $S_t = \sum_{N=0}^t z_{t-N}$  é um processo  $I(1)$ . Segundo Granger e Lee (1989 e 1990),  $x_t$  e  $y_t$  serão considerados multicointegrados se a série do estoque de dívida, construída pela soma dos superávits e dos déficits ao longo o período, seja co-integrada com a série  $x_t$ . Portanto, para que exista co-integração  $S_t$  e  $x_t$  terão de ser co-integradas, ou seja,

$w_t = (S_t - Ix_t) \sim I(0)$  portanto, a variável  $w_t$  é uma medida de desvios de curto prazo da relação de equilíbrio entre  $S_t$  e  $x_t$ .

Granger e Lee (1989 e 1990), Haldrup (1998) e Engsted e Haldrup (1999) demonstram que a multicointegração, por meio de variáveis  $I(2)$  construídas através de variáveis econômicas  $I(1)$ , é um instrumento útil de análise para séries multicointegradas. Destacam ainda que os modelos de correção de erros gerados a partir de séries temporais multicointegradas exprimem um problema de controle ótimo com custos de ajuste, ou seja, existe a idéia de que um ponto de otimização surge de um mecanismo de ajuste entre variáveis fluxo e estoque.

Na corrente aplicação,  $z_t = G_t + i_{t-1}B_{t-1} - R_t$  é o déficit corrente do período, definindo-se o déficit acumulado como  $D_t = \sum_{j=0}^t [G_{t-j} + i_{t-j}B_{t-j} - R_{t-j}]$ . Por simplificação,  $G_t^* = G_t + i_{t-1}B_{t-1}$  representam as despesas governamentais, incluídos os pagamentos de juros<sup>32</sup>. Portanto, a acumulação de  $z_t$ ,  $D_t = \sum_{N=0}^t z_{t-N}$  é um processo  $I(1)$ , que representa a dívida governamental ou a sua poupança, sendo  $(G_t^*, R_t)$  multicointegrados se  $h_t = (D_t - IR_t) \sim I(0)$ . Observe que, se  $G_t^*$  e  $R_t$  são multicointegrados,  $D_t$  e  $G_t^*$  serão co-integrados. O equilíbrio intertemporal requer que  $G_t^*$  e  $R_t$  sejam co-integrados com o processo de vetores  $(G_t^*, R_t)$  com co-integração  $(1, -1)$ , o qual, por sua vez, implica que  $\mathbf{n}_G$  e  $\mathbf{n}_R$  das equações (21) e (22) possam ser representados como:

$$\mathbf{n}_{R,t} = \Delta W_t + \mathbf{n}_{R1,t} \quad , \quad (24)$$

$$\mathbf{n}_{G^*,t} = \Delta W_t + \mathbf{n}_{G^*1,t} \quad , \quad (25)$$

onde  $W_t$  é  $I(1)$  e  $\mathbf{n}_{z^*1,t}$  são processos  $I(-1)$ ,  $Z^* = R, G^*$ . Essa é a representação do fator comum padrão para co-integração das séries. Neste caso, pode-se assumir  $W_t$  como uma variável de estado que resume as condições econômicas do tempo  $t$ , e (24) e (25) podem ser interpretadas como regra de resposta da política governamental. A sustentabilidade ocorre quando os gastos do governo e as receitas de tributos dependem da informação, a qual pode

---

<sup>32</sup> Observe-se que, se  $(x_t, y_t, z_t)$  são  $CI(1, -1)$  com vetor de co-integração  $(-1, \mathbf{a}_1, \mathbf{a}_2)$ ,  $(x_t, \mathbf{a}_1 y_t + \mathbf{a}_2 z_t)$ , serão  $CI(1, -1)$  com vetor de co-integração  $(1, -1)$ . Para consistência com os dados é feita nesse ponto uma simples mudança nas variáveis.

ser resumida pela própria informação da variável  $I(1)$ . As mudanças nos gastos governamentais e nas receitas dependerão, ambas, das mudanças lineares em  $W_t$ .

Similarmente,  $R_t$  e  $G^*_t$  serão multicointegrados se  $\mathbf{n}_R$  e  $\mathbf{n}_G$  forem representados como:

$$\mathbf{n}_{R,t} = \Delta W_t + \mathbf{a}_1 \Delta^2 W_t + \mathbf{n}_{R2,t} \quad , \quad (26)$$

$$\mathbf{n}_{G^*,t} = \Delta W_t + \mathbf{a}_2 \Delta^2 W_t + \mathbf{n}_{G^*2,t} \quad , \quad (27)$$

onde  $\Delta^2 W_t = W_t + W_{t-2} - 2W_{t-1}$ ,  $\mathbf{n}_{R2,t}$  e  $\mathbf{n}_{G^*2,t}$  são processos  $I(-2)$ , e  $\mathbf{a}_1$ ,  $\mathbf{a}_2$  satisfazem  $\mathbf{a}_1 - \mathbf{a}_2 \neq 0$ . Neste caso,  $R_t$  e  $D_t$  serão co-integrados com vetor de co-integração  $(1, -[\mathbf{a}_1 - \mathbf{a}_2]^{-1})$ . As equações (26) e (27) podem ser admitidas como uma regra mais sofisticada dos mecanismos de resposta da política, na qual o governo considera as mudanças em nível e a taxa de mudança nas condições econômicas para a formulação da sua política fiscal. Isso fortalece a relação de equilíbrio de forma sutil, mas eficiente, na qual, assintoticamente, ambos os níveis e a taxa de mudança das duas séries são conduzidos de forma conjunta. Com a apresentação desta política de resposta mais sofisticada, os tributos aumentam e/ou as despesas se reduzem, quando os déficits acumulados se tornam muito elevados e/ou a sua taxa de crescimento está se acelerando<sup>33</sup>. Essa forma de teste pode ser considerada similar ao exemplo apresentado no estudo de Granger e Lee (1990).

Em termos concretos, segundo Leachman et al. (2005), considere-se o seguinte problema de otimização tributária. Supondo-se que o governo tenha definido a sua política ótima de gastos, incluindo o pagamento de juros, como uma seqüência da função  $\{G^*_{t+j}(I_{t+j})\}_{j=0}^{\infty}$ , onde  $I_{t+j}$  representa as informações disponíveis no período  $t$ . Pela manipulação da taxa de impostos, o controle do governo deve minimizar a receita  $R_t$  no período  $t$ :

$$L_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{z}^j \left[ \left( R_{t+j} - G^*_{t+j}(I_{t+j}) \right)^2 + \mathbf{j}_1 \left( D_{t+j} - \mathbf{k} G^*_{t+j}(I_{t+j}) \right)^2 + \mathbf{j}_2 \left( R_{t+j} - R_{t+j-1} \right)^2 \right] \quad (28)$$

<sup>33</sup> Também pode ser avaliado de forma similar ao exemplo fornecido por Granger e Lee (1990). Neste modelo, o governo apresenta um ajustamento quadrático dos custos para despesas e receitas, bem como dos custos do aumento do déficit.



Neste exemplo, o equilíbrio orçamentário do governo está sujeito aos custos de três decisões: a) o custo do aumento do endividamento no período corrente; b) o custo do aumento cumulativo dos déficits ou superávits, que se tornam grandes em relação ao atual tamanho do governo; c) o custo de alterar a alíquota dos impostos para aumentar a receita de período em período. Seguindo Lee (1992), a solução ocorre por meio de uma seqüência de receitas  $(R_{t+j})_{t+j}^{\infty}$ , que fará com que o processo  $(R_t, G_t^*)$  seja multicointegrado.

O exemplo demonstra uma das várias formas como a multicointegração pode surgir entre o sistema de variáveis proposto. De forma mais geral, a interpretação dos critérios requer que a função de resposta da política do governo para receitas e despesas siga o mecanismo de correção de erros expresso nas equações (26) e (27). Se o governo está satisfazendo à restrição orçamentária intertemporalmente, as suas decisões sobre receitas e despesas dependem de alguma tendência estocástica comum. Se o governo apresenta custos potenciais em razão do acúmulo de déficits, as suas decisões a respeito das receitas e das despesas também irão depender da taxa de mudança da tendência comum. Por exemplo, quando o déficit está se acelerando, o governo tomará medidas preventivas (aumentando impostos ou reduzindo despesas) para evitar que o acúmulo de déficits se torne muito elevado nos próximos períodos.

Em termos do comportamento orçamentário do governo, a primeira co-integração implica que os fluxos de despesas e receitas do governo se movem juntos, de modo que compartilham de um caminho de equilíbrio no longo prazo. A segunda co-integração reflete o fato que, quando elas se desviam consideravelmente do caminho de equilíbrio, experimentando déficits e acumulando dívida, uma força adicional e separada conduz os ajustamentos corretivos numa ou em ambas as séries. Essa relação reflete a resposta da política, que resulta de um mecanismo de controle ótimo, no qual os custos de ajustes são quadráticos. Em conjunto com essas restrições nos parâmetros estimados, define-se na próxima seção o critério de sustentabilidade.

### 3.3.2 O modelo de multicointegração e o mecanismo de correção de erros

Com o objetivo de avaliar o desempenho fiscal para os países selecionados para a América Latina nos termos do modelo proposto por Leachman et al. (2005), a análise padrão

de co-integração é combinada com uma estrutura de multicointegração. A análise de multicointegração introduz a possibilidade de uma co-integração polinomial e um aprofundamento das relações de longo prazo, relações com dois níveis diferentes entre duas séries.

Desse modo, Leachman et al. (2005) ampliaram a literatura sobre a restrição orçamentária intertemporal desenvolvendo um conjunto de critérios para testar a sustentabilidade da política fiscal. O primeiro passo consiste na relação de co-integração entre o fluxo de despesa e receita; o segundo avalia a relação de co-integração entre o fluxo de receita (despesa) e o estoque de dívida. Em conjunto, essas condições caracterizam um processo de multicointegração entre despesa e receita do governo. Multicointegração significa que num sistema de duas variáveis  $I(1)$  poderá existir mais de um vetor de co-integração, tanto que o número de vetores de co-integração e o número de tendências aleatórias são acrescentados na dimensão do sistema, como no caso de modelos de co-integração  $I(1)$ . Esta característica permite um tipo especial de multicointegração, que captura as relações entre fluxo e estoque<sup>34</sup>.

Dados os trabalhos mais recentes, desenvolvidos por Zhou (2001) e Gonzalo e Lee (1998), os testes deste modelo para co-integração e multicointegração são derivados de uma única equação, conforme Engle e Granger (1987). Zhou (2001) tem demonstrado que para pequenas amostras de dados o teste ADF para co-integração dos resíduos é mais robusto do que o  $\lambda$  máximo ( $I_{max}$ ) e a estatística traço utilizada nos testes com os procedimentos de Johansen (1988). Adicionalmente, Gonzalo e Lee (1998) mostraram que o teste de Engle-Granger é mais robusto do que o teste de máxima verossimilhança de Johansen, uma vez que este requer uma análise mais profunda dos dados em relação aos testes padrões de raiz unitária.

Considerando duas séries  $x_t$  e  $y_t$ , tipicamente, assume-se que elas são estacionárias; neste caso são integradas de ordem zero. Em muitas séries temporais macroeconômicas, entretanto, é mais comum os casos em que as séries são não estacionárias e integradas de ordem um. Na seção anterior foi delineada a condição sob a qual  $x_t \sim I(1)$  e  $y_t \sim I(1)$ , que podem ter uma relação de multicointegração. Na presença de uma relação de

---

<sup>34</sup> Veja-se Granger e Lee (1990) e Engsted e Haldrup (1999).

multico-integração,  $A(I)$  será uma estimação consistente do(s) coeficiente(s) de multico-integração, convergindo para os verdadeiros valores a uma taxa<sup>35</sup> de  $O_p(T^{-1})$ .

Nos termos desse modelo, se a primeira relação de co-integração não é  $(-1, A)$ , na qual  $A \leq 1$ , a economia ainda apresenta um processo orçamentário que é sustentável; a multico-integração deveria caracterizar o sistema de variáveis fiscais. A primeira co-integração captura a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis fluxo, ao passo que a segunda co-integração reflete a correspondente relação de estoque-fluxo. Essas relações, combinadas, conduzem o sistema de variáveis para o equilíbrio de longo prazo.

A multico-integração é uma forma especial de co-integração  $I(2)$ . Enquanto Engle e Yoo (1991) e Johansen (1995), entre outros, têm explorado de forma mais geral as propriedades dos sistemas  $I(2)$ , até recentemente, as propriedades e metodologias da multico-integração não haviam sido totalmente desenvolvidas. Lee (1992), Engsted e Johansen (1997) e Engsted et al. (1997) apontaram que a presença de multico-integração invalida os métodos tradicionais para testes de co-integração. Neste caso, o resíduo da primeira co-integração é gerado e acumulado para formar a série  $S_t$ , produzindo, dessa forma, a geração de um estimador para o segundo sistema. As estatísticas Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF) devem ser modificadas para testar a segunda co-integração se o procedimento de dois estágios de Engle e Granger (1987) é utilizado. Similarmente, os testes de máxima verossimilhança (LR) formulados por Johansen (1990) e Johansen e Juselius (1992) requerem modificações quando o procedimento de Johansen (1988) é empregado. Além disso, o procedimento de Johansen (1988) é baseado na estimação de um sistema com modelo de correção de erros (ECM), porém esta especificação com ECM na presença de multico-integração é problemática.

---

<sup>35</sup>No procedimento de dois estágios de Engle e Granger (1987), a co-integração entre duas séries é considerada através da equação  $y_t = \mathbf{a}_t x_t + \mathbf{n}_t$ , onde  $\mathbf{n}_t$  contém a dinâmica de todas as informações omitidas, mas reparametrizando em termos de  $\Delta x_{t-j}$ ,  $\Delta y_{t-m}$  e  $(y_{t-r}) - \mathbf{a} x_{t-r}$ , para  $j, m, r > 0$ , os quais são todos  $I(0)$ , se a co-integração vigorar. Desse modo,  $\mathbf{a}$  é consistentemente estimado pela regressão, apesar da completa omissão de outras dinâmicas. Como  $\mathbf{n}_t$  é  $I(0)$  e  $x_t$  é  $I(1)$ ,  $T^{-1} \left( \sum_{t=1}^T x_t^2 \right) \sim O_p(T)$ , considerando que  $T^{-1} \left( \sum_{t=1}^T x_t \mathbf{n}_t \right) \sim O_p(1)$ , assim,  $T \left( \hat{\mathbf{a}} - \mathbf{a} \right) = \left( T^{-1} \sum_{t=1}^T x_t \mathbf{n}_t \right) \left( T^{-2} \sum_{t=1}^T x_t^2 \right)^{-1} \sim O_p(1)$ , o que implica que  $\left( \hat{\mathbf{a}} - \mathbf{a} \right) \sim O_p(T^{-1})$ . Portanto,  $\hat{\mathbf{a}}$  converge para  $\mathbf{a}$  a uma taxa  $O_p(T)$  e não a taxa usual de  $O_p(T^{1/2})$ , sendo uma convergência assintoticamente rápida, a qual é considerada base do modelo de dois passos.

Engsted et al. (1997) apresentam um procedimento de uma única equação para testar a multicointegração, o qual possui propriedades estatísticas realmente favoráveis para aplicação nesse modelo. De modo diferente do procedimento proposto por Granger e Lee (1990), que utiliza a geração de um estimador, os testes estatísticos para as distribuições utilizado nesse procedimento são bem conhecidos, sendo uma extensão do procedimento de dois estágios para o caso de variáveis  $I(2)$ . Portanto, emprega-se essa abordagem, embora com uma modificação na versão do modelo de dois estágios de Engle-Granger, que explora o fato de que a multicointegração implica uma forma particular de co-integração<sup>36</sup>  $I(2)$ . Portanto, os testes são realizados simultaneamente em ambos os níveis de co-integração. Inicialmente, requer-se a estimação da seguinte equação de regressão<sup>37</sup>,

$$Y_t = K_0 X_t + K_1 \Delta X_t + \mathbf{d}_0 + \mathbf{d}_1 td + e_t \quad (29)$$

na qual as letras maiúsculas representam as séries acumuladas, sendo  $Y_t = \sum_{i=1}^t y_i \sim I(2)$ ,  $X_t = \sum_{i=1}^t x_i \sim I(2)$ ;  $td$  é a tendência e  $\Delta X_t$  poderia ser substituído por  $\Delta Y_t$ . Realiza-se o teste de  $e_t$  para a ordem de co-integração. Assim, existe um número de possíveis co-integrações, podendo ser relevante testar uma variedade de hipóteses. Entretanto, na maior parte das situações práticas, as variáveis  $I(2)$  serão co-integradas com as de ordem  $I(1)$ , pelo menos. Portanto, testa-se a hipótese nula de que as variáveis de ordem  $I(2)$  co-integram com as de ordem  $I(1)$ , mas nenhuma co-integração ocorre caso  $e_t$  seja  $I(1)$ . As distribuições dos testes estatísticos dependem do número de estimadores de ordem  $I(1)$  e  $I(2)$ ,  $m_1$  e  $m_2$  respectivamente<sup>38</sup>. Adicionalmente, os componentes determinísticos incluídos na equação (29) irão afetar as distribuições. Os valores críticos para as várias combinações de

---

<sup>36</sup> Primeiramente é estimado um sistema com as variáveis de receita e despesa para gerar a estimação do  $A$ . Após, são subtraídas as receitas das despesas para derivar a série de déficit, impondo, implicitamente, dessa forma, a restrição de que  $A=1$ . Esta série é acumulada para formar a série de dívida e o segundo sistema de variáveis é estimado. Dessa maneira, evitam-se problemas na geração dos regressores. Para ADF(L) os valores calculados para  $z_t$  e  $w_t$  são descritos com os valores críticos modificados em Engle e Yoo (1987). Para obter o tamanho da defasagem apropriada para os valores calculados do teste estatístico ADF para  $z_t$  e  $w_t$  e os correspondentes valores calculados para  $e_t$  da equação (30), dois critérios são utilizados: modelos de Akaike (AIC) e Schwarz Bayesian (SBC). Em equilíbrio o modelo AIC conduz a estruturas de defasagens mais longas. Conseqüentemente, sempre que o critério indica defasagens que diferem do ótimo, a defasagem mais curta é escolhida.

<sup>37</sup> Maiores detalhamentos vejam-se Engsted e Haldrup (1999).

<sup>38</sup> O Anexo F apresenta os valores críticos para o teste ADF dos resíduos da multicointegração conforme Engsted et al. (1997).

$m_1$  e  $m_2$  são apresentados por Haldrup (1994), para os casos com uma constante, e em Engsted et al. (1997), para tendência e tendência quadrática<sup>39</sup>.

Na equação (29), as variáveis  $Y_t$  e  $X_t$  são  $I(2)$  por construção, ao passo que  $\Delta X_t$  é  $I(1)$ . Nos termos do sistema de variáveis apresentados nesse modelo,  $Y$  representa a série da despesa acumulada;  $X$  representa a série da receita acumulada e  $\Delta X$  é a variação da receita do governo. Na presença de multicointegração, ou seja, quando  $e_t$  é  $I(0)$ ,  $K_0$  é uma estimativa da taxa superconsistente do primeiro fluxo de equilíbrio escalar. Conseqüentemente, converge para o verdadeiro valor a uma taxa de  $O_p(T^{-2})$ , em que  $T$  representa o tamanho da amostra. O coeficiente  $K_1$  é uma estimativa superconsistente da segunda relação de estoque-fluxo, exibindo uma convergência  $O_p(T^{-1})$ . Se o desempenho da política do governo é tal que seja sustentável independentemente das condições econômicas,  $K_0$  e  $K_1$  deveriam ser positivos.

Os valores positivos de  $K_0$  indicam que os fluxos de despesa e receita aumentam concomitantemente. Como o ambiente é estocástico, o processo orçamentário sustentável não impõe, *a priori*, qualquer restrição na magnitude do  $K_0$ . Ele pode ser maior, igual ou menor do que um; se é menor do que um, na média as receitas são maiores do que as despesas, conduzindo à acumulação de superávits; se é igual a um, na média, o orçamento está em equilíbrio. Em ambos os casos, os períodos econômicos recessivos não são problemáticos, pois haverá um pequeno ou quase nulo endividamento. Se  $K_0$  é maior do que um, na média as despesas são maiores do que as receitas e o governo pode estar incorrendo num jogo *Ponzi*, requerendo o aumento de receita (aumento de tributos) e/ou cortes de despesas nas piores situações.

Sendo  $K_0 > 1$ , o critério de sustentabilidade requer que as receitas do governo e o valor presente da dívida sejam positivamente relacionados, isto é,  $K_1 > 0$ . Se  $K_0 < 1$ , o critério de sustentabilidade requer que as receitas do governo e o valor presente da dívida sejam negativamente relacionados, isto é,  $K_1 < 0$ . A natureza positiva (negativa) da relação assegura que as receitas aumentam (diminuem) para acomodar o aumento dos níveis de

---

<sup>39</sup> Se não for possível aceitar a multicointegração, seqüencialmente é testada a co-integração convencional, ou seja, testa-se a validade da hipótese nula. Quando não for possível aceitar a hipótese para co-integração de ordem  $I(1)$  nos testes convencionais, a hipótese nula para os testes de multicointegração é obviamente especificada inadequadamente. Os testes estatísticos assumem a hipótese nula de não-co-integração dado que  $e_t \sim I(2)$  podem ser construídos, a princípio, mas não estão disponíveis atualmente. Ver Haldrup (1998) para maiores discussões.

endividamento (poupança). Portanto, independentemente do comportamento da taxa de juros e de crescimento, a dívida do governo não se tornará onerosa. No entanto, observa-se que valores negativos não implicam, necessariamente, que o país seja intertemporalmente insolvente. Isso poderia representar o caso em que o governo tem escolhido deliberadamente explorar baixa taxa de juros em relação às taxas de crescimento para incorrer em déficits, isto é, segundo Ball et al. (1998), o jogo *Ponzi*. Tal situação não será problemática a menos que as taxas de crescimento entrem em colapso.

Segundo Granger e Lee (1989), se  $x_t$  e  $y_t$  são  $I(1)$ , qualquer combinação linear  $x_t + by_t$  também o será  $I(1)$ . Portanto, para um par de séries  $I(1)$  existe uma combinação linear  $z_t = x_t - Ay_t$ , que é  $I(0)$ ; quando isso ocorre,  $x_t$  e  $y_t$  são co-integrados. Se  $x_t$  e  $y_t$  são co-integrados, podem ser considerados na geração de um modelo de correção de erros da forma:

$$\Delta x_t = -r_1 z_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_{xt} \quad (30)$$

$$\Delta y_t = -r_2 z_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_{yt} \quad (30')$$

onde, pelo menos, um dos  $r_1, r_2$  é diferente de zero e  $e_{xt}, e_{yt}$  são considerados ruídos brancos.

É geralmente aceito que para qualquer vetor  $X_t$  de uma série  $N \sim I(1)$  haverá, ao menos,  $r$  vetores  $a$ , tal que  $a'X_t$  é  $I(0)$ , com  $r \leq N - 1$ . Porém, é também verdade que qualquer par de série  $I(1)$  pode ser co-integrada, permitindo a possibilidade de uma forma de co-integração mais profunda.

Supondo-se que  $x_t$  e  $y_t$  são  $I(1)$ , sem tendência e co-integradas, de forma que  $z_t = x_t - Ay_t$  é  $I(0)$ , segue-se que o nível de dívida,  $D_t = \sum_{j=0}^t z_{t-j}$  será  $I(1)$  e  $x_t$  e  $y_t$  serão multicointegrados se  $D_t$  e  $y_t$  também forem co-integrados. Segue-se que, segundo Granger e Lee (1989),  $w_1 = (1 - D\Delta^{-1}, A\Delta^{-1})X_t$ , onde  $X_t = (x_t, y_t)'$ . Portanto, a multicointegração permite duas co-integrações com diferentes níveis apenas entre duas séries.

Assim, Granger e Lee (1989) evidenciaram que para um sistema de multicointegração bivariado os modelos de mecanismos de correção de erros (ECM) podem ser representados por:

$$\Delta x_t = -\mathbf{g}_1 z_{t-1} - \mathbf{g}_2 w_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_t^x \quad (31)$$

$$\Delta y_t = -\mathbf{g}_1 z_{t-1} - \mathbf{g}_2 w_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_t^y \quad (31')$$

As mudanças em  $x_t$  e  $y_t$  estão relacionadas com as defasagens dos erros de co-integração, na qual mudanças em  $X_t$  estão relacionadas com o par de erros de co-integração defasados  $z_t = x_t - Ay_t$  e  $w_t = x_t - DQ_t$ . Para a multicointegração,  $\Delta X_t$  e  $\Delta Y_t$  gerados por (31) e (31') atendem à necessária condição de que, pelo menos, um componente de cada par de  $\mathbf{g}_1$  e  $\mathbf{g}_2$  seja diferente de zero. A inclusão do segundo termo de correção de erro  $w_{t-n}$  possibilita que o sistema seja mais robusto quando ocorrem distúrbios. A evidência produzida pelo ECM proporciona informações sobre a natureza das dinâmicas de curto prazo necessárias para atingir o equilíbrio de longo prazo e pode ser pensado como um teste adicional da hipótese de multicointegração<sup>40</sup>.

O presente estudo utiliza nos termos da equação (29) as seguintes equações para o mecanismo de correção de erros:

$$\Delta \text{despesa} = \mathbf{a} + \mathbf{g}_1 EC1_{t-1} + \mathbf{g}_2 EC2_{t-1} + \mathbf{b}_1 \Delta \text{despesa}_{t-1} + \mathbf{b}_2 \Delta \text{receita}_{t-1} \quad (32)$$

$$\Delta \text{receita} = \mathbf{a} + \mathbf{g}_1 EC1_{t-1} + \mathbf{g}_2 EC2_{t-1} + \mathbf{b}_1 \Delta \text{despesa}_{t-1} + \mathbf{b}_2 \Delta \text{receita}_{t-1} \quad (32')$$

onde  $EC1$  é o resíduo da primeira relação de co-integração (despesa e receita) e  $EC2$  é o resíduo da segunda relação de co-integração (receita e dívida). Quando não ocorrer a multicointegração prevista na equação (29), será estimado o mecanismo de correção de erros a partir da relação de co-integração entre as variáveis, representado pelas seguintes equações:

$$\Delta \text{despesa} = \mathbf{a} + \mathbf{g}_1 EC1_{t-1} + \mathbf{b}_1 \Delta \text{despesa}_{t-1} + \mathbf{b}_2 \Delta \text{receita}_{t-1} \quad (33)$$

$$\Delta \text{receita} = \mathbf{a} + \mathbf{g}_1 EC1_{t-1} + \mathbf{b}_1 \Delta \text{despesa}_{t-1} + \mathbf{b}_2 \Delta \text{receita}_{t-1} \quad (33')$$

Portanto, o sistema incorpora a relação entre a despesa e a receita, medindo o efeito de perturbações de curto e longo prazo entre as variações de ambas. O termo de correção de erro,  $\mathbf{g}_1$ , captura o ajustamento para o equilíbrio a longo prazo; caso esse coeficiente seja

<sup>40</sup> Para maiores discussões ver Engsted e Haldrup (1999).

estatisticamente significativo, representará a proporção do desequilíbrio da variável dependente num período que será corrigido no período seguinte, ao passo que os coeficientes  $b_1$  e  $b_2$  capturam as perturbações de curto prazo sobre a variável dependente.

Para o teste de teste de co-integração de Engle-Granger e a conseqüente geração dos resíduos, denominados  $EC1$  e  $EC2$ , nas equações (32), (32'), (33) e (33') utilizam-se as seguintes relações de co-integração:

$$despesa = \mathbf{a}_0 + A \text{ receita} \quad (34)$$

$$receita = \mathbf{a}_1 + \mathbf{I}_1 \text{ dívida} \quad (34')$$

Este capítulo apresentou os aspectos teóricos e metodológicos que serão aplicados para testar a sustentabilidade das práticas fiscais para os países latino-americanos selecionados para o presente estudo. No próximo capítulo são descritos os resultados obtidos com a aplicação do modelo de multicointegração.



## 4 ANÁLISE E DESCRIÇÃO DOS RESULTADOS DO TESTE DE MULTICOINTEGRAÇÃO

O modelo de multicointegração, segundo abordagem de Leachman et al. (2005), propõe um teste que pode ser considerado como a combinação de uma regra fiscal e de uma função reação, gerando um conjunto de critérios para avaliar a sustentabilidade fiscal da execução orçamentária dos países latino-americanos selecionados. Para o presente estudo investiga-se a execução orçamentária para a Argentina, Brasil, Chile, México, Peru, Uruguai e Venezuela.

Nesse sentido, o modelo de multicointegração objetiva avaliar a restrição orçamentária intertemporal, consistindo na verificação da existência de uma relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e a dívida do governo<sup>41</sup>. O primeiro passo consiste na relação de co-integração entre o fluxo de receita e despesa; o segundo passo avalia a relação de co-integração entre o fluxo de receita (despesa) e o estoque de dívida. Em conjunto, essas condições caracterizam um processo de multicointegração entre despesa e receita do governo.

As séries de receita e despesa governamental são referentes ao governo central consolidado, com exceção das séries para a Argentina, que se referem ao setor público não financeiro. Consideram-se a receita e a despesa total, incluindo-se juros pagos e recebidos<sup>42</sup>. As despesas englobam todos os gastos governamentais (correntes e de capital), ao passo que as receitas consideram a arrecadação total (receita correntes, sendo tributárias e não tributária e receitas de capital), incluindo todos os níveis do governo. As observações são de periodicidade anual ou trimestral. No caso da Argentina e do Uruguai as séries apresentam periodicidade anual, ao passo que nos demais países - Brasil, Chile, México, Peru e Venezuela - as séries são de periodicidade trimestral. As séries em valores nominais foram ajustadas para gerar duas medidas em termos constantes, ou seja, a receita e a despesa constantes e a receita e despesa constantes em proporção do produto real<sup>43</sup>.

---

<sup>41</sup> O software utilizado foi o Eviews 5.0.

<sup>42</sup> A definição das variáveis, a periodicidade e a fonte estão no Anexo A. O Anexo B traz a representação gráfica das séries avaliadas, ao passo que os Anexos C, D e E apresentam, respectivamente, os resultados gráficos do teste de multicointegração, do teste de co-integração entre despesa e receita e os resultados do teste de co-integração entre receita e estoque de dívida.

<sup>43</sup> Em virtude da limitação dos dados disponíveis, as séries de juros pagos e recebidos não foram deflacionadas em separado das demais categorias de receita e despesa das séries.

#### 4.1 Teste de raiz unitária - ADF

A Tabela 1 apresenta os resultados do teste ADF para todas as séries de receita e despesa em nível e em primeira diferença. O teste ADF foi realizado para identificar a presença de raiz unitária com e sem tendência, utilizando-se sempre o intercepto em cada série. As hipóteses testadas correspondem à hipótese nula de que a série não é estacionária, contra a hipótese alternativa de que a série não é integrada, ou seja, de ordem menor ou igual do que a unidade.

**Tabela 01: Teste de raiz unitária ADF para as séries de receita e despesa.**

País Período da série	$t_m$	$t_t$	I(.)	Taxa média de variação do PIB em %	$t_m$	$t_t$	I(.)
				Séries - 1º dif.			
<b>Séries em nível</b>							
<b>País: Argentina (1961 a 2006)</b>				<b>0,41</b>			
rt_nom	2,27	0,76	I(1), I(1)	? rt_nom	-2,34	-3,18 <sup>c</sup>	I(1), I(0)
dt_nom	3,26	1,00	I(1), I(1)	? dt_nom	-3,33 <sup>b</sup>	-4,09 <sup>b</sup>	I(0), I(0)
rt_nom_pib	-1,82	-3,03	I(1), I(1)	? rt_nom_pib	-6,52 <sup>a</sup>	-5,60 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_nom_pib	-3,48 <sup>b</sup>	-3,50 <sup>c</sup>	I(0), I(0)	? dt_nom_pib	-7,15 <sup>a</sup>	-7,07 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_cte	-1,49	-3,43 <sup>c</sup>	I(1), I(0)	? rt_cte	-5,03 <sup>a</sup>	-4,98 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte	-1,83	-2,08	I(1), I(1)	? dt_cte	-6,59 <sup>a</sup>	-6,64 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_cte_pib	-3,18 <sup>b</sup>	-3,98 <sup>b</sup>	I(0), I(0)	? rt_cte_pib	-7,01 <sup>a</sup>	-5,57 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte_pib	-3,20 <sup>b</sup>	-3,16	I(0), I(1)	? dt_cte_pib	-8,46 <sup>a</sup>	-8,37 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
<b>País: Brasil (1997-I a 2007-IV)</b>				<b>2,83</b>			
rt_nom	6,05	-0,37	I(1), I(1)	? rt_nom	-0,67	-4,24 <sup>a</sup>	I(1), I(0)
dt_nom	1,76	-2,41	I(1), I(1)	? dt_nom	-1,30	-4,51 <sup>a</sup>	I(1), I(0)
rt_nom_pib	-0,84	-6,14 <sup>a</sup>	I(1), I(0)	? rt_nom_pib	-8,66 <sup>a</sup>	-8,49 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_nom_pib	0,10	-4,42 <sup>a</sup>	I(1), I(0)	? dt_nom_pib	-4,00 <sup>a</sup>	-4,10 <sup>b</sup>	I(0), I(0)
rt_cte	0,10	-1,09	I(1), I(1)	? rt_cte	-11,27 <sup>a</sup>	-11,24 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte	-0,09	-1,94	I(1), I(1)	? dt_cte	-3,79 <sup>a</sup>	-3,86 <sup>b</sup>	I(0), I(0)
rt_cte_pib	-1,12	-6,59 <sup>a</sup>	I(1), I(0)	? rt_cte_pib	-8,12 <sup>a</sup>	-8,00 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte_pib	0,03	-6,00 <sup>a</sup>	I(1), I(0)	? dt_cte_pib	-5,91 <sup>a</sup>	-5,72 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
<b>País: Chile (1990-I a 2007-IV)</b>				<b>5,49</b>			
rt_nom	4,51	-1,32	I(1), I(1)	? rt_nom	-0,76	-2,22	I(1), I(1)
dt_nom	1,69	4,71	I(1), I(1)	? dt_nom	0,29	-0,47	I(1), I(1)
rt_nom_pib	1,31	0,41	I(1), I(1)	? rt_nom_pib	-10,10 <sup>a</sup>	-11,26 <sup>a</sup>	I(0), I(0)

Tabela 01: Teste de raiz unitária ADF para as séries de receita e despesa (continuação).

País Período da série	$t_m$	$t_t$	I(.)	Taxa média de variação do PIB em %	$t_m$	$t_t$	I(.)
				Séries - 1º dif.			
Séries em nível							
dt_nom_pib	-1,86	-1,85	I(1), I(1)	? dt_nom_pib	-3,33 <sup>b</sup>	-3,25 <sup>c</sup>	I(0), I(0)
rt_cte	4,46	-0,11	I(1), I(1)	? rt_cte	-1,77	-2,58	I(1), I(1)
dt_cte	3,71	3,37	I(1), I(1)	? dt_cte	-0,62	-18,22 <sup>a</sup>	I(1), I(0)
rt_cte_pib	1,99	1,41	I(1), I(1)	? rt_cte_pib	-2,50	-9,59 <sup>a</sup>	I(1), I(0)
dt_cte_pib	-0,57	-1,29	I(1), I(1)	? dt_cte_pib	-4,17 <sup>a</sup>	-4,76 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
<b>País: México (1990-I a 2007-IV)</b>				<b>3,29</b>			
rt_nom	1,18	-2,04	I(1), I(1)	? rt_nom	-11,37 <sup>a</sup>	-11,62 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_nom	5,07	-1,55	I(1), I(1)	? dt_nom	-4,23 <sup>a</sup>	-23,52 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_nom_pib	-5,20 <sup>a</sup>	-5,20 <sup>a</sup>	I(0), I(0)	? rt_nom_pib	-7,74 <sup>a</sup>	-7,69 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_nom_pib	-0,63	-5,49 <sup>a</sup>	I(1), I(0)	? dt_nom_pib	-7,82 <sup>a</sup>	-8,28 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_cte	0,97	-1,89	I(1), I(1)	? rt_cte	-11,24 <sup>a</sup>	-11,42 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte	4,78	-1,57	I(1), I(1)	? dt_cte	-4,67 <sup>a</sup>	-23,81 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_cte_pib	-0,10	-5,82 <sup>a</sup>	I(1), I(0)	? rt_cte_pib	-10,44 <sup>a</sup>	-10,39 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte_pib	2,44	-3,78 <sup>b</sup>	I(1), I(0)	? dt_cte_pib	-20,70 <sup>a</sup>	-22,10 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
<b>País: Peru (1991-I a 2007-IV)</b>				<b>5,10</b>			
rt_nom	1,08	-0,45	I(1), I(1)	? rt_nom	-2,40	-2,70	I(1), I(1)
dt_nom	-0,04	-1,94	I(1), I(1)	? dt_nom	-4,88 <sup>a</sup>	-4,85 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_nom_pib	-1,71	-1,76	I(1), I(1)	? rt_nom_pib	-9,56 <sup>a</sup>	-9,50 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_nom_pib	-2,06	-4,76 <sup>a</sup>	I(1), I(0)	? dt_nom_pib	-16,02 <sup>a</sup>	-16,15 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_cte	0,93	-0,48	I(1), I(1)	? rt_cte	-2,66 <sup>c</sup>	-2,99	I(0), I(1)
dt_cte	-0,39	-1,61	I(1), I(1)	? dt_cte	-4,82 <sup>a</sup>	-4,79 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_cte_pib	-0,72	-1,29	I(1), I(1)	? rt_cte_pib	-4,18 <sup>a</sup>	-4,18 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte_pib	-4,47 <sup>a</sup>	-4,34 <sup>a</sup>	I(0), I(0)	? dt_cte_pib	-5,02 <sup>a</sup>	-5,11 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
<b>País: Uruguai (1983 a 2006)</b>				<b>2,48</b>			
rt_nom	4,54	0,97	I(1), I(1)	? rt_nom	0,45	-3,07	I(1), I(1)
dt_nom	0,78	-1,26	I(1), I(1)	? dt_nom	-1,06	-3,38 <sup>a</sup>	I(1), I(0)
rt_nom_pib	1,33	-1,99	I(1), I(1)	? rt_nom_pib	-3,01 <sup>c</sup>	-3,45 <sup>c</sup>	I(0), I(0)
dt_nom_pib	-0,84	-2,74	I(1), I(1)	? dt_nom_pib	-3,99 <sup>a</sup>	-4,03 <sup>b</sup>	I(0), I(0)
rt_cte	0,58	-3,04	I(1), I(1)	? rt_cte	-2,79 <sup>c</sup>	-2,59	I(0), I(1)
dt_cte	0,07	-2,90	I(1), I(1)	? dt_cte	-5,26 <sup>a</sup>	-5,30 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_cte_pib	0,06	-2,45	I(1), I(1)	? rt_cte_pib	-4,41 <sup>a</sup>	-4,68 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte_pib	-1,01	-2,77	I(1), I(1)	? dt_cte_pib	-4,81 <sup>a</sup>	-4,84 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
<b>País: Venezuela (1998-I a 2007-IV)</b>				<b>5,50</b>			
rt_nom	4,45	0,25	I(1), I(1)	? rt_nom	-2,34	-7,83 <sup>a</sup>	I(1), I(0)

Tabela 01: Teste de raiz unitária ADF para as séries de receita e despesa (continuação).

País Período da série	$t_m$	$t_t$	I(.)	Taxa média de variação do PIB em %	$t_m$	$t_t$	I(.)
				Séries - 1º dif.			
Séries em nível							
dt_nom	3,31	1,07	I(1), I(1)	? dt_nom	-1,03	-4,65 <sup>a</sup>	I(1), I(0)
rt_nom_pib	-	-	-	? rt_nom_pib	-	-	-
dt_nom_pib	-	-	-	? dt_nom_pib	-	-	-
rt_cte	-0,17	-4,08 <sup>b</sup>	I(1), I(0)	? rt_cte	-7,21 <sup>a</sup>	-7,16 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte	-0,29	-2,57	I(1), I(1)	? dt_cte	-7,74 <sup>a</sup>	-7,65 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
rt_cte_pib	-1,27	-5,14 <sup>a</sup>	I(1), I(0)	? rt_cte_pib	-7,54 <sup>a</sup>	-7,47 <sup>a</sup>	I(0), I(0)
dt_cte_pib	-1,35	-4,73 <sup>a</sup>	I(1), I(0)	? dt_cte_pib	-3,58 <sup>b</sup>	-6,88 <sup>a</sup>	I(0), I(0)

Fonte: Com base nas séries de receita e despesa definidas conforme Anexo s A e B.

Nota:  $t_m$  com constante e sem tendência e  $t_t$  com constante e com tendência. I(.) ordem de integração. a, b e c referem-se ao nível de significância de 1, 5 e 10%, respectivamente.

O teste de raiz unitária para as séries de receita e despesa da Argentina, conforme a Tabela 01, demonstra que as variáveis de despesa nominal em relação ao PIB e receita constante em relação ao PIB são estacionárias em nível, com intercepto e sem tendência e com intercepto e tendência. A série de receita constante é I(1) com intercepto e I(0) com intercepto e tendência em nível. A série de despesa constante em relação ao PIB é estacionária em nível com intercepto e I(1) com intercepto e tendência. A série de receita nominal não é estacionária em primeira diferença, quando se testa somente com intercepto, ao passo que com intercepto e tendência passa a ser estacionária. As demais séries são I(1) em nível e estacionárias em primeira diferença.

Seguindo a apresentação dos resultados da Tabela 1, observa-se que as séries de receita e despesa para o Brasil apresentaram raiz unitária quando aplicado o teste ADF somente com o intercepto, ou seja, sem tendência. Com intercepto e tendência as séries nominais e constantes em percentual do PIB são estacionárias, se analisadas em nível. Destaca-se que a receita nominal e a despesa nominal com intercepto e sem tendência são I(2).

No caso do Chile, a Tabela 1 demonstra que a receita e a despesa em termos nominais não são estacionárias em primeira diferença, ou seja, as séries são I(2) somente com intercepto e com intercepto e tendência. Já nas séries em termos nominais e reais em relação ao produto, considerando o intercepto e a tendência, aceita-se a hipótese de raiz unitária. Se

considerado o teste ADF somente com o intercepto, as séries também são  $I(1)$ , com exceção da série de receita constante em relação ao PIB a qual é  $I(2)$ .

As séries de receita e despesa para o México apresentam uma raiz unitária quando testadas com intercepto e sem tendência, com exceção da série de receita nominal em relação ao PIB, que é estacionária em nível. Quando o teste é aplicado utilizando-se o intercepto e a tendência, as séries de receita nominal, despesa nominal e receita constante e despesa constante apresentam raiz unitária e as séries que são medidas em relação ao produto, em termos nominais e constantes, são estacionárias em nível.

O teste ADF para as séries de receita e despesa do governo central do Peru demonstra a existência de raiz unitária quando incluído o intercepto e sem a tendência, com exceção da série de despesa constante em relação ao PIB, a qual é estacionária em nível e da série de receita nominal, que apresenta raiz unitária quando aplicado o teste ADF na primeira diferença, indicando que essa série é  $I(2)$ . A aplicação do teste com intercepto e com tendência demonstrou que as séries de despesa nominal em relação ao PIB e despesa constante em relação ao PIB são estacionárias, ao passo que as demais apresentam uma raiz unitária. Quando as séries são avaliadas em primeira diferença, observa-se que a série receita nominal é  $I(1)$  com tendência e sem tendência, com a utilização do intercepto nos dois casos e a série receita constante apresenta raiz unitária com intercepto e tendência. Assim, pode-se concluir que essas séries necessitam ser diferenciadas duas vezes para se tornarem estacionárias.

As séries de receita e despesa para o Uruguai são  $I(1)$  na aplicação do teste ADF com intercepto, independentemente da inclusão ou não da tendência. Quando aplicado o teste em primeira diferença, considerando intercepto e sem tendência, as séries de receita e despesa nominal são  $I(1)$ ; e considerando intercepto e tendência, as séries de receita nominal e receita constante apresentaram raiz unitária, sendo  $I(2)$ .

A aplicação do teste ADF para a Venezuela, também conforme a Tabela 1, demonstra que as séries de receita e despesa em nível com intercepto e sem tendência são integradas com ordem um. Considerando o intercepto e a tendência, observa-se que as séries de receita constante, receita constante em relação ao PIB e despesa constante em relação ao PIB são estacionárias. O resultado do teste em primeira diferença para as referidas séries evidencia que, com exceção das séries de receita e despesa nominal, as demais são estacionárias. Destaca-se que as séries em valores nominais não são estacionárias em primeira diferença quando testadas com intercepto e sem tendência; já a inclusão do termo de tendência torna-as estacionárias. Observa-se que não foi possível realizar o teste ADF para as séries nominais em

relação do produto em virtude da não-existência de séries referentes ao produto em termos nominais nos bancos de dados pesquisados.

#### 4.2 Teste de multicointegração

A Tabela 02 apresenta os resultados do teste de multicointegração entre as variáveis de receita e despesa com a utilização de uma única equação, seguindo o procedimento da equação (29). Conforme Engsted et al. (1997), esse procedimento objetiva criar a possibilidade de avaliar uma co-integração polinomial com um aprofundamento das relações de longo prazo, ou seja, relações com dois níveis diferentes entre duas séries.

Na presença de multicointegração, ou seja, quando  $e_t$  é estacionário,  $K_0$  é uma estimativa da taxa superconsistente do primeiro fluxo de equilíbrio escalar; assim, a sua convergência para o verdadeiro valor ocorre a uma taxa de  $O_p(T^{-2})$ , ou seja, exige-se uma maior velocidade de ajuste do fluxo de equilíbrio entre a receita e a despesa do que o modelo padrão do teste de co-integração de Engle-Granger.

**Tabela 02: Teste de multicointegração com uma única equação<sup>1</sup>.**

$Y_t$	$K_0$	$K_1$	Constante $d_0$	Tendência $d_1$	$ADF^2$	$DW$
<b>País: Argentina (1961 a 2006)</b>						
nom_acum	1,11 (0,01) [107,41]	-0,51 (0,08) [-5,82]	-4,67E+09 (1,8E+09) [-2,58]	-4,52E+08 (96317823) [4,69]	-0,98	0,38
cte_acum	0,87 (0,04) [19,83]	-0,57 (0,56) [-1,00]	-86283,51 (28727,07) [-3,00]	31554,24 (3785,23) [8,366]	-1,74	0,08
<b>País: Brasil (1997-I a 2007-IV)</b>						
nom_acum	1,13 (0,01) [78,11]	-0,16 (0,37) [-0,42]	-12169,06 (14364,18) [0,84]	-1126,58 (629,61) [-1,78]	-3,31	0,52
nom_acum_pib	1,00 (6,26E-14) [1,60E+13]	2,78E-13 (6,29E-13) [0,44]	-1,69E-13 (1,13E-13) [-1,49]	9,29E-14 (1,47E-14) [6,30]	-0,98	0,05
cte_acum	1,05 (0,04) [23,46]	0,95 (0,32) [2,96]	-52429,05 (19706,30) [-2,66]	3932,22 (2809,87) [1,39]	-2,88	0,73

Tabela 02: Teste de multicointegração com uma única equação (continuação).

$Y_t$	$K_0$	$K_1$	Constante $d_0$	Tendência $d_1$	$ADF^2$	$DW$
cte_acum_pib	1,14 (0,04) [26,22]	0,42 (0,40) [1,05]	-0,03 (0,04) [-0,83]	-0,0032 (0,0058) [-0,56]	-2,41	0,52
<b>País: Chile (1990-I a 2007-IV)</b>						
nom_acum_pib	-0,99 (0,12) [-7,71]	2,49 (0,60) [4,08]	-0,57 (0,12) [-4,55]	0,42 (0,02) [15,08]	-1,70	0,23
cte_acum_pib	0,01 (0,03) [0,31]	1,38 (0,19) [6,95]	-0,25 (0,03) [-6,53]	0,20 (0,0073) [27,70]	-2,36	0,37
<b>País: México (1990-I a 2007-IV)</b>						
nom_acum	1,07 (0,0053) [202,07]	0,14 (0,20) [0,69]	-22618,07 (14072,81) [-1,60]	-5668,35 (991,71) [-5,71]	-1,22	1,08
cte_acum	1,08 (0,0075) [143,76]	0,32 (0,26) [1,23]	-69019,04 (28361,93) [-2,43]	-13382,09 (1522,24) [-8,79]	-0,98	0,78
cte_acum_pib	1,11 (0,0084) [132,13]	0,43 (0,30) [1,40]	-0,05 (0,02) [-2,28]	-0,01 (0,0013) [-10,20]	-3,09	0,62
<b>País: Peru (1991-I a 2007-IV)</b>						
nom_acum_pib	-0,33 (0,16) [-2,05]	-0,98 (0,74) [-1,32]	0,04 (0,09) [0,43]	0,19 (0,02) [8,93]	-1,40	0,15
cte_acum	0,83 (0,01) [47,20]	-1,18 (0,21) [-5,50]	64,41 (885,97) [0,07]	1476,58 (77,98) [18,93]	-2,67	0,57
<b>País: Uruguai (1983 a 2006)</b>						
nom_acum_pib	1,71 (0,07) [23,50]	-2,29 (0,58) [-3,90]	0,44 (0,09) [4,86]	-0,10 (0,01) [-8,24]	-2,97	0,66
cte_acum	1,30 (0,02) [55,51]	-1,17 (0,21) [-5,39]	12078,83 (1536,94) [7,85]	-1604,81 (270,32) [-5,93]	-2,77	0,87
cte_acum_pib	1,60 (0,05) [30,60]	-1,58 (0,36) [-4,38]	0,81 (0,13) [5,84]	-0,20 (0,02) [-9,17]	-2,73	0,91
<b>País: Venezuela (1998-I a 2007-IV)</b>						
nom_acum	0,98 (0,01) [55,36]	-0,42 (0,17) [-2,38]	3633903 (1273582) [-2,85]	1076844 (103559,20) [10,39]	-1,96	0,52
cte_acum	0,88 (0,01) [52,19]	-0,24 (0,18) [-1,36]	-4225,97 (3542,73) [-1,19]	-5611,81 (407,39) [13,77]	-2,23	0,54

Tabela 02: Teste de multicointegração com uma única equação (continuação).

$Y_t$	$K_0$	$K_1$	Constante $d_0$	Tendência $d_1$	$ADF^2$	$DW$
cte_acum_pib	0,83 (0,02) [34,66]	-0,07 (0,27) [-0,27]	-0,11 (0,04) [-2,49]	0,06 (0,0063) [10,02]	-1,66	0,31

Fonte: Com base nas séries de receita e despesa definidas conforme os Anexos A e B.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio-padrão; entre colchetes, à estatística  $t$  de Student; DW é o teste de Durbin-Watson com valores críticos definidos em Engle e Yoo (1987).

<sup>1</sup>Com base na equação  $Y_t = K_0 X_t + K_1 \Delta X_t + d_0 + d_1 td + e_t$ , na qual, sendo  $Y_t \sim I(2)$ ,  $X_t \sim I(2)$ ,  $td$  é a tendência e  $\Delta X_t$  é a receita em nível.

<sup>2</sup> Teste ADF dos resíduos inclui intercepto e tendência. Os valores críticos para a estatística ADF dos resíduos foram obtidos em Engsted et al. (1997), sendo: para  $n = 25$ ,  $\alpha = 0,05$  o valor é -4,71; para  $\alpha = 0,10$ , o valor é -4,30; para  $n = 50$ ,  $\alpha = 0,05$ , o valor é igual a -4,42 e  $\alpha = 0,10$  o valor é -4,08 e, para  $n = 100$ ,  $\alpha = 0,05$  o valor é igual a -4,26 e  $\alpha = 0,10$  o valor é -3,94. As séries têm o seguinte número de observações: Argentina  $n = 46$ , Brasil  $n = 44$ , Chile  $n = 72$ , México  $n = 72$ , Peru  $n = 68$ , Uruguai  $n = 24$  e Venezuela  $n = 40$ .

A aplicação do teste de multicointegração para os países selecionados não demonstra a existência de multicointegração entre as variáveis de receita, despesa e estoque de dívida no longo prazo. As regressões apresentaram resíduos não estacionários quando aplicado o teste ADF, utilizando-se o critério Schwarz Bayesian e Akaike. Os resultados do teste ADF para os resíduos, apresentado na Tabela 02, foram gerados pelo critério de Schwarz Bayesian, o que decorre do fato de que tal critério apresentar as menores defasagens.

As séries de resíduos do teste de multicointegração que mais se aproximaram da estatística proposta por Engsted et al. (1997) foram nominais, para o Brasil (-3,31); as séries constantes em relação ao PIB (-3,09) para o México, porém ficaram abaixo do nível de significância exigido. A não-presença da relação de multicointegração indica que nesses sistemas as duas variáveis não estão interligadas por duas forças de equilíbrio, mas, sim, por uma única relação de equilíbrio que caracteriza os sistemas convencionais de co-integração. A multicointegração seria caracterizada pela relação de equilíbrio entre o fluxo e o estoque; essa relação entre as variáveis está tipicamente associada com questões de controle ótimo, nas quais os níveis e as taxas de mudança das variáveis compreendidas no sistema são determinantes da função de resposta da política fiscal. Portanto, nos termos desse sistema de variáveis fiscais, a não-existência da relação de multicointegração reflete que os mecanismos de resposta da política governamental diante do aumento da dívida pública não são rápidos o suficiente ou foram efetivados pelos países avaliados para recuperar a relação de equilíbrio entre a receita, a despesa e o estoque de endividamento.



O resultado demonstra que a política fiscal dos países selecionados para a América Latina não apresenta uma taxa de convergência relativamente rápida para a correção dos desequilíbrios entre os fluxos de receita e despesa e o estoque de endividamento. Como a acumulação dos erros de co-integração (relação de equilíbrio) não co-integra com as variáveis originais, as séries não são multicointegradas. Esse resultado não torna possível avaliar as dinâmicas de interação entre as variáveis fluxo e estoque das séries.

Nesse sentido, observa-se que os países avaliados, segundo o modelo proposto, não apresentam um mecanismo de controle ótimo de suas variáveis fiscais, ou seja, a política fiscal não representa um ajuste quadrático na busca do equilíbrio orçamentário de longo prazo. Portanto, os países citados não cumprem a restrição orçamentária intertemporal de acordo com os critérios adotados nessa etapa do teste. Destaca-se que não foram encontrados estudos que tivessem utilizado o modelo de multicointegração para avaliar a sustentabilidade fiscal dos países investigados na presente pesquisa<sup>44</sup>.

Portanto, a não estacionariedade dos resíduos, conforme reporta a Tabela 02, sugere que as variáveis analisadas não possuem uma relação de longo prazo com base no modelo de multicointegração. Esse resultado não permite a geração do modelo de correção de erros, o qual ligaria os aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo com os de longo prazo, isto é, permitiria a descrição do processo de ajuste das variáveis fluxo em resposta aos erros de desequilíbrio entre as variáveis estoque e fluxo, bem como entre as variáveis fluxo<sup>45</sup>.

### **4.3 Teste de co-integração de Engle-Granger**

Com a rejeição da existência de multicointegração para os países selecionados, realizou-se o teste convencional de co-integração proposto por Engle e Granger (1987) entre despesas e receitas do governo. Considerando que as séries são não estacionárias, ou seja, integradas de ordem um, assume-se que podem ter uma relação de co-integração. Na presença

---

<sup>44</sup> Leachmann et al. (2005) evidenciaram que a Noruega, o Reino Unido e os Estados Unidos apresentaram multicointegração das variáveis fiscais de receita e despesa, sendo sustentáveis as políticas fiscais desses países.

<sup>45</sup> O Anexo D apresenta os resultados do teste de co-integração de Engle-Granger da relação fluxo e estoque, ou seja, da relação de co-integração entre a série de receita e dívida, com a respectiva geração dos resultados do teste ADF para os resíduos.

de uma relação de co-integração,  $A(I)$  será uma estimação consistente do(s) coeficiente(s) de co-integração, convergindo para os verdadeiros valores a uma taxa de  $O_p(T^{-1})$ .

Nos termos desse modelo, se ocorrer uma relação de co-integração, a economia ainda apresenta um processo orçamentário que é sustentável, ou seja, a co-integração entre as séries de despesa e receita captura a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis fluxo. Os resultados são apresentados na Tabela 03.

**Tabela 03: Teste de co-integração de Engle-Granger<sup>1</sup>.**

Despesa	$\alpha$	$A$	$ADF^2$	$DW$
<b>País: Argentina (1961 a 2006)</b>				
nom	9,54E+08 (5,76E+08) [1,65]	0,99 (0,01) [65,40]	-1,56	0,67
cte	24687,41 (6170,19) [4,00]	0,89 (0,07) [12,19]	-2,25	0,47
<b>País: Brasil (1997-I a 2007-IV)</b>				
nom	731,43 (2670,64) [0,27]	1,10 (0,02) [39,04]	-5,35	1,59
nom_pib	0,02 (0,02) [0,87]	1,01 (0,11) [8,82]	-4,92	1,70
cte	2712,66 (6274,00) [0,43]	1,07 (0,09) [11,49]	-4,81	1,76
cte_pib	0,0089 (0,01) [0,55]	1,05 (0,12) [8,64]	-4,81	1,70
<b>País: Chile (1990-I a 2007-IV)</b>				
nom_pib	0,25 (0,02) [10,49]	-0,23 (0,10) [-2,18]	-1,87	1,59
cte_pib	0,16 (0,01) [15,81]	0,17 (0,04) [3,95]	-2,07	1,80
<b>País: México (1990-I a 2007-IV)</b>				
nom	-3882,03 (8773,65) [-0,44]	1,07 (0,03) [30,74]	-1,78	2,43
cte	-9621,61 (12770,20) [-0,75]	1,08 (0,04) [27,14]	-1,81	2,39
cte_pib	-0,0065 (0,0091) [-0,71]	1,08 (0,04) [22,68]	-1,93	2,32

Tabela 03: Teste de co-integração de Engle-Granger (continuação).

Despesa	$\mathbf{a}$	$A$	$ADF^2$	$DW$
<b>País: Peru (1991-I a 2007-IV)</b>				
nom_pib	0,14 (0,02) [5,37]	0,0093 (0,20) [0,04]	-4,75	1,82
cte	1724,33 (286,15) [6,02]	0,74 (0,05) [13,56]	-2,00	1,82
<b>País: Uruguai (1983 a 2006)</b>				
nom_pib	-0,0082 (0,03) [-0,25]	1,18 (0,17) [6,71]	-2,42	0,89
cte	219,20 (824,84) [0,26]	1,11 (0,06) [16,12]	-2,30	0,87
cte_pib	-0,03 (0,06) [-0,56]	1,22 (0,14) [8,25]	-2,45	0,92
<b>País: Venezuela (1998-I a 2007-IV)</b>				
nom	1565882 (550729,8) [2,84]	0,88 (0,03) [27,69]	-4,62	1,52
cte	6015,66 (1693,02) [3,55]	0,84 (0,05) [15,81]	-5,90	1,90
cte_pib	0,06 (0,01) [3,58]	0,80 (0,06) [11,56]	-5,46	1,73

Fonte: Com base nas séries de receita e despesa definidas conforme os Anexos A e B.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio-padrão; entre colchetes à estatística  $t$  de Student; DW é o teste de Durbin-Watson com valores críticos definidos em Engle e Yoo (1987).

<sup>1</sup>Com base na equação  $despesa = \mathbf{a}_0 + A \text{ receita}$ .

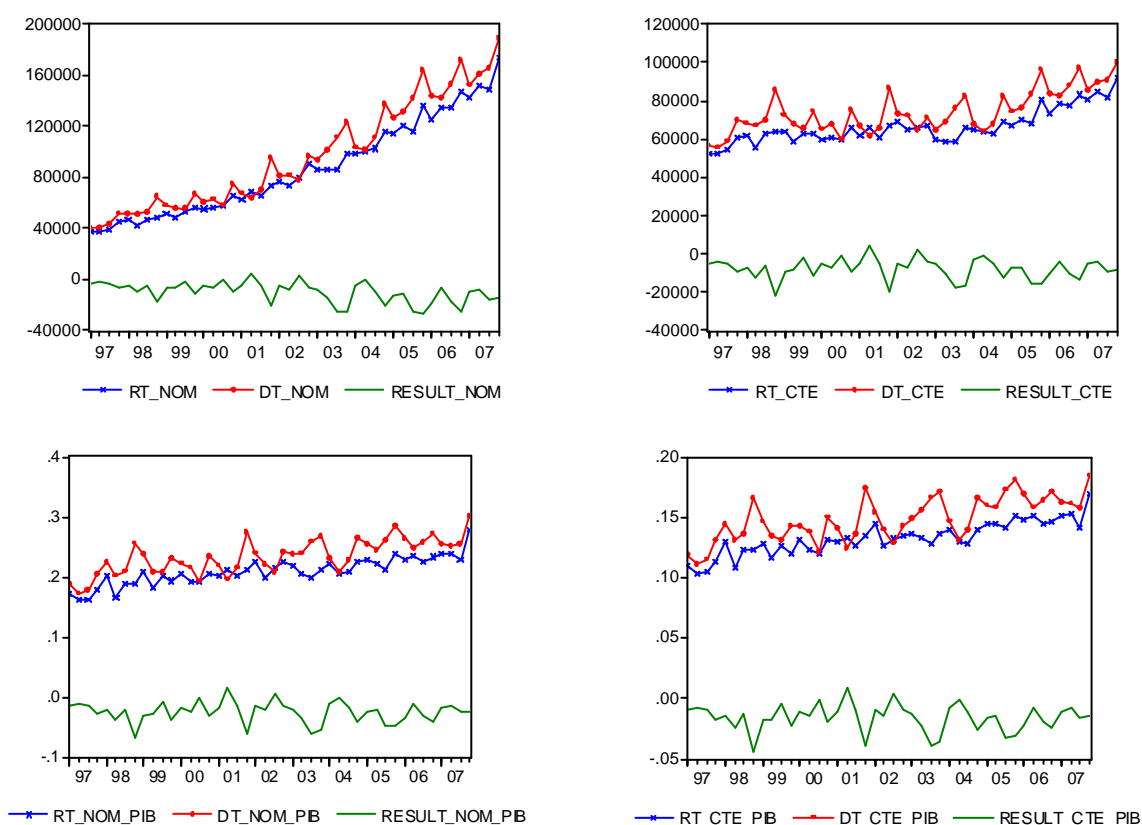
<sup>2</sup> Teste ADF dos resíduos inclui intercepto e tendência. Os valores críticos para a estatística ADF dos resíduos foram obtidos em Engle e Yoo (1987), sendo: para  $n = 50$ ,  $\mathbf{a} = 0,05$  o valor é -3,29, para  $\mathbf{a} = 0,10$  o valor é -2,90, para  $n = 100$ ,  $\mathbf{a} = 0,05$  o valor é igual a -3,17 e  $\mathbf{a} = 0,10$  o valor é -2,91. As séries têm o seguinte número de observações: Argentina  $n = 46$ , Brasil  $n = 44$ , Chile  $n = 72$ , México  $n = 72$ , Peru  $n = 68$ , Uruguai  $n = 24$  e Venezuela  $n = 40$ .

Os resultados do teste de Engle-Granger indicam que há a presença de co-integração entre as variáveis fiscais do Brasil e da Venezuela. A presença de co-integração evidencia a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis fiscais de despesa e receita. A interpretação econômica dessa relação entre as duas variáveis possibilita afirmar que há um equilíbrio de longo prazo mesmo com as séries contendo tendências estocásticas (isto é, não sendo estacionárias). Esse equilíbrio se dá pelo movimento conjunto das duas

séries no tempo, uma vez que a diferença entre elas é estável (isto é, estacionária), não se preocupando com a dinâmica da relação de equilíbrio.

Portanto, segundo Ahmed e Rogers (1995), o surgimento de uma relação de co-integração entre as variáveis evidencia a condição necessária para que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja assegurada.

Para o Brasil, a estimação do coeficiente  $A$  resultou num valor maior do que a unidade (Tabela 03), evidenciando que, embora exista uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a despesa e a receita, essa relação é caracterizada por um aumento persistente das despesas em relação às receitas, gerando déficits orçamentários moderados e sucessivos ao longo do período estudado, pois observa-se um acentuado aumento a partir do ano de 2003, segundo as séries avaliadas.



**Gráfico01: Séries de receita, despesa e resultado para o governo federal do Brasil (1997-I a 2007-IV).**

Fonte: BRASIL, Ministério da Fazenda, Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Em termos nominais, para o Brasil, a média trimestral do déficit orçamentário mais que dobrou na comparação dos trimestres anteriores a 2003 com os posteriores, 2004 a 2007. Em relação ao PIB, observa-se que a média trimestral não se alterou. Porém, o crescimento do

produto no período possibilitou o aumento do déficit em valores nominais e reais, mantendo sua relação constante com o PIB. Esse resultado pode ser observado no Gráfico 01, o qual demonstra as séries de receita, despesa e resultado fiscal para o Brasil.

A década de 1990 pode ser caracterizada para os países da América Latina, principalmente para o Brasil, como a volta ao sistema financeiro internacional, de forma que a restrição de liquidez e de financiamento externo que caracterizara a década anterior foi revertida.

O retorno do fluxo de capitais internacionais para financiar as contas externas ocorreu principalmente pelo fenômeno da globalização financeira, pela reestruturação da dívida externa desses países nos moldes do Plano *Brady* e por condicionantes internos. Especificamente, dentre estes últimos se destacam os processos de adequação do marco regulatório interno às normas das finanças globalizadas, isto é, os processos de liberalização financeira que redundaram num aumento do grau de abertura financeira desses países, e o processo de estabilização econômica, alcançado com relativo sucesso pelas principais economias da região.

Dentro desse contexto, o Brasil emergiu, na década de 1990, de uma profunda crise da dívida e de um processo hiperinflacionário, ambos com a adoção de mecanismos que privilegiavam a utilização de taxa de câmbio fixo para atingir o objetivo de estabilização de preços e a conseqüente estabilização macroeconômica. O programa de estabilização posto em prática no país a partir de 1994 fez parte do conjunto de planos que utilizaram a âncora cambial como mecanismo para lograr mais rapidamente a estabilidade de preços<sup>46</sup>. A sustentação do Plano Real deu-se na âncora cambial, na fixação do valor externo da moeda como meio para alcançar a estabilidade do valor interno da moeda e na política monetária restritiva, que combinava altíssimas taxas de juros com restrições de crédito. Essa combinação foi articulada com uma bem-sucedida desindexação de preços, o que explica a rápida queda da taxa de inflação e sua manutenção em baixos patamares.

Atualmente, a questão da sustentabilidade da política fiscal ocupa posição de destaque, principalmente a partir do Plano Real, período no qual a proporção dívida pública e PIB aumentou significativamente. Não obstante, as reformas fiscais realizadas durante o governo Fernando Henrique Cardoso, sobretudo a partir da implementação da "Lei de Responsabilidade Fiscal", culminando com o estabelecimento da meta de superávit fiscal primário, contribuíram para reduzir os indicadores de endividamento, bem como a

---

<sup>46</sup> Para maiores informações veja-se Carneiro (2002).

manutenção dessa política pelo governo de Luiz Inácio Lula da Silva permitiu a sustentabilidade da política fiscal.

Nesse sentido, o teste aplicado para o Brasil, no presente estudo, revela-se em linha com a maior parte dos demais estudos já realizados, os quais apontam para a sustentabilidade da política fiscal, ou seja, o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal<sup>47</sup>. Porém, evidencia-se a prática de um esquema *Ponzi* de rolagem de dívida, no qual o país tem praticado um aumento de despesa, com déficits orçamentários sucessivos e um aumento do nível de endividamento.

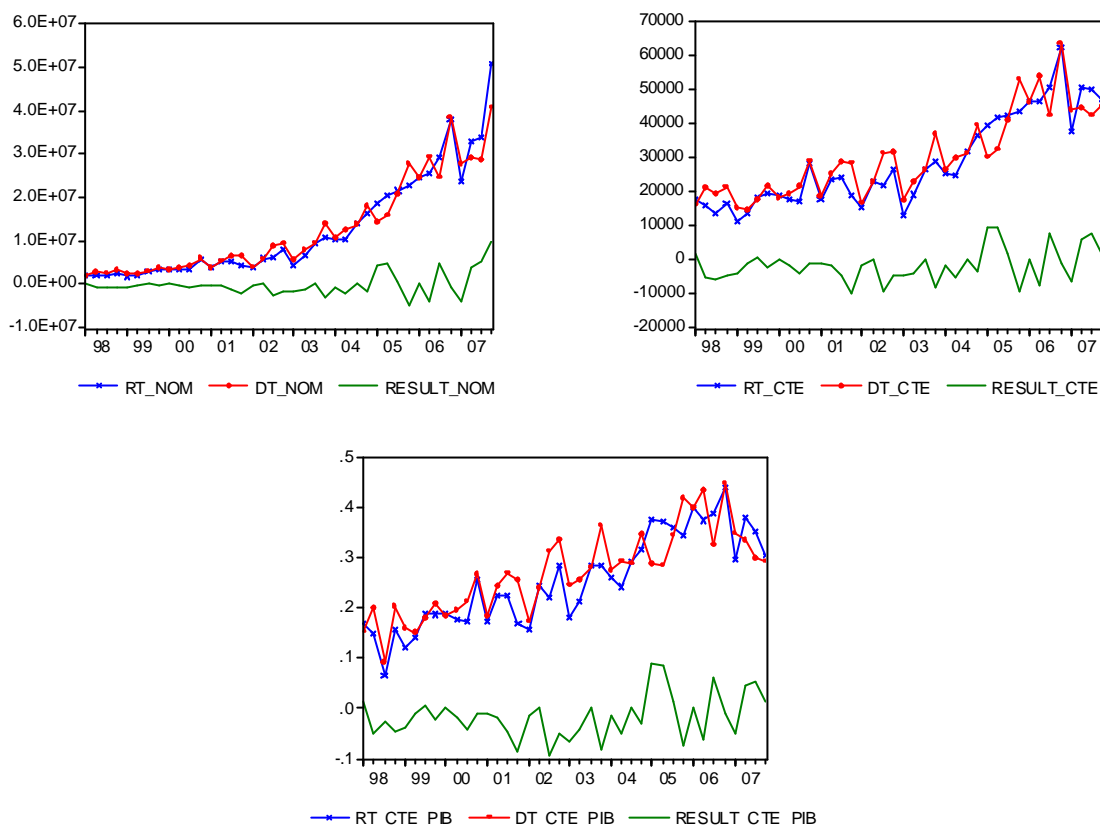
Para o Brasil, o resultado enfatiza a avaliação da política fiscal num período atual da economia brasileira para o qual não há estudos disponíveis até o momento, considerando as receitas e despesas do governo central com base na nova metodologia de cálculo das necessidades de financiamento do setor público.

No caso da Venezuela, o resultado do teste de co-integração revela que há uma relação de longo prazo entre as variáveis de despesa e receita, com coeficiente  $A$  menor do que a unidade, ou seja, esse resultado demonstra que, em média, as receitas foram maiores do que as despesas no período de 1998 a 2007.

Observa-se que o seu desempenho econômico nas últimas três décadas do século XX pode ser considerado fraco. O período foi caracterizado pela instabilidade macroeconômica e pela deterioração dos padrões de vida, apesar de a administração fiscal ter amenizado parte dos impactos desse fraco desempenho em virtude da abundância de petróleo no país. Ainda que se beneficiasse da alta dos preços do petróleo na década de 1970, parte significativa dos resultados foi direcionada para financiar déficits fiscais. Na realidade, a economia da Venezuela, frequentemente, registrou déficits fiscais durante o período de 1998 a 2007, como os demais países da América Latina. A década de 1980 foi marcada por condições financeiras adversas, deixando a economia venezuelana numa situação frágil.

---

<sup>47</sup> Devem-se considerar diferenças metodológicas e temporais na comparação com os trabalhos realizados por Rocha (1997), Issler e Lima (2000), Luporini (2000), Goldfajn (2002), Gamboa e Silva (2004), Simonassi (2007), entre outros.



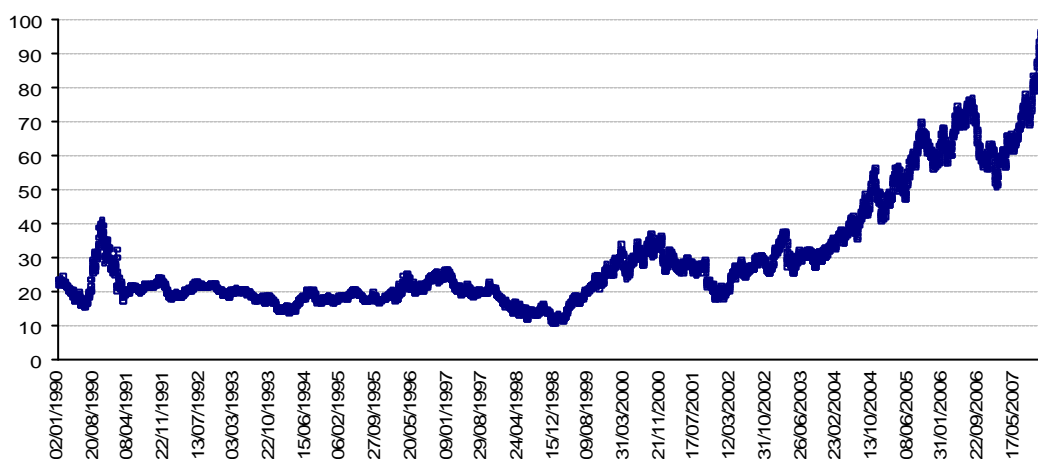
**Gráfico02: Séries de receita, despesa e resultado para o governo central da Venezuela (1998-I a 2007-IV).**

Fonte: VENEZUELA, Ministério del Poder Popular para las Finanzas. Oficina de Estadísticas de las Finanzas Públicas.

Durante a década de 1990 a economia da Venezuela foi atingida por desfavoráveis acontecimentos, como a queda do preço do petróleo, crise política de 1992-93 e uma crise bancária em 1994-95. A partir de 1996 a situação fiscal recuperou-se em virtude dos ajustes do preço do petróleo, melhorando a performance desse setor. Adicionalmente, em 1996 o país assinou um pré-acordo com o Fundo Monetário Internacional, o qual contribuiu para melhorar as condições econômicas. Porém, as receitas fiscais da Venezuela não oriundas do setor petrolífero ainda são significativamente baixas, permanecendo como uma fonte de preocupação para o financiamento fiscal do governo central.

Segundo Anshasy et al. (2006), a dependência da economia venezuelana em relação aos preços internacionais do petróleo tem se aprofundado desde a da década de 1990, a ponto de encolher os setores não ligados aos derivados de petróleo, como agricultura e indústria. A participação do setor petrolífero no PIB avançou de 21% em 1990 para, aproximadamente, 26% no final da década de 1990. Em média, cerca de 85% das exportações são oriundas do

setor petrolífero (1950 a 2001). A contribuição média desse setor para as receitas do governo está em torno de 65%. Os autores concluem que, no longo prazo, o aumento das receitas do governo em virtude do setor petrolífero conduzirá ao aumento dos seus gastos; afirmam que o preço do petróleo tem efeito positivo sobre os gastos do governo no longo prazo. O Gráfico 03 demonstra a evolução do preço do petróleo.



**Gráfico 03: Evolução do preço internacional do barril de petróleo bruto, WTI-NYMEX (FOB) US\$, 1990 a 2007.**

Fonte: INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA E APLICADA - IPEA.

Os resultados do teste de sustentabilidade fiscal aplicados para a Venezuela sugerem que o governo está obedecendo à restrição orçamentária intertemporal, apresentando uma política fiscal sustentável no período de 1998 a 2007. Observa-se que as séries de receita apresentam um crescimento considerável a partir de 2005, sendo parcela significativa desse resultado gerada pelas receitas correntes, tributárias e não tributárias, oriundas do setor petrolífero, as quais passaram de 5,8% do PIB em 1998 para 13,5%, 15,9% e 14,5% em 2005, 2006 e 2007, respectivamente, possibilitando a geração de superávits orçamentários. O resultado do teste aplicado por Ghatak e Fung (2007) mostrou que, no período de 1970 a 2000, o país não apresentou uma política fiscal sustentável, porém destacou que o governo estava implementando medidas que buscassem a sustentabilidade fiscal. O presente estudo relata resultado diferente do estudo citado, porém dentro das perspectivas traçadas por Ghatak e Fung (2007) de que o governo estava implementado reformas fiscais para respeitar a restrição orçamentária intertemporal.



Destaca-se que o alto grau de dependência do governo central venezuelano das receitas oriundas do setor petrolífero pode gerar a necessidade de novas avaliações da sustentabilidade da política fiscal evidenciada no presente estudo, caso o cenário de alta dos preços do petróleo vivenciado nos últimos anos não se consolide no médio prazo. Esse fato obrigará o governo venezuelano a proceder a ajustes na despesa pública para continuar respeitando a restrição orçamentária intertemporal, conforme já vem fazendo de acordo o resultado do modelo de correção de erros da Tabela 04.

#### 4.4 Modelo de correção de erros

Como os resíduos da relação de co-integração para o Brasil e Venezuela são estacionários, constata-se que as variáveis fiscais analisadas possuem um relacionamento de longo prazo e que existe um modelo de correção de erros. Este modelo objetiva fazer a ligação entre os aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo e os de longo prazo, o que permite combinar a vantagem de se modelar tanto nas diferenças quanto em nível. Portanto, assumindo que a receita e a despesa são co-integradas, o modelo de correção de erros incorpora as informações de curto prazo necessárias à obtenção do equilíbrio de longo prazo, possibilitando mensurar a distância que o sistema está de seu equilíbrio no período avaliado. A Tabela 04 demonstra os resultados do modelo de correção de erros.

**Tabela 04: Modelo de correção de erros<sup>1</sup>.**

País		$a$	$g_1$	$b_1$	$b_2$	$R^2$
<b>País: Brasil</b>						
<b>(1997-I a 2007-IV)</b>						
nom	$\Delta D$	5749,35** (1487,30) [3,86]	-1,09** (0,25) [-4,30]	0,56** (0,19) [2,81]	-1,39** (0,30) [-4,58]	0,47
	$\Delta R$	5191,75** (895,46) [5,79]	-0,03 (0,15) [-0,23]	0,22* (0,12) [1,85]	-0,98** (0,18) [-5,33]	0,47

Tabela 04: Modelo de correção de erros (continuação).

		<b>a</b>	<b>g<sub>1</sub></b>	<b>b<sub>1</sub></b>	<b>b<sub>2</sub></b>	<b>R<sup>2</sup></b>
nom_pib	$\Delta D$	0,0033 (0,0030) [1,11]	-1,07** (0,23) [-4,59]	0,56** (0,18) [3,00]	-0,70 (0,24) [-2,94]	0,38
	$\Delta R$	0,0032 (0,0019) [1,62]	-0,0028 (0,15) [-0,01]	0,29** (0,12) [2,43]	-0,69** (0,15) [-4,45]	0,40
cte	$\Delta D$	1449,08 (1194,76) [1,21]	-0,95** (0,29) [-3,28]	0,28 (0,21) [1,32]	-0,75** (0,33) [-2,28]	0,31
	$\Delta R$	1354,29** (610,79) [2,21]	0,09 (0,14) [0,66]	0,10 (0,11) [0,96]	-0,70** (0,17) [-4,17]	0,36
cte_pib	$\Delta D$	0,0019 (0,0019) [1,02]	-1,06** (0,23) [-4,54]	0,56** (0,18) [3,01]	-0,68** (0,24) [-2,78]	0,37
	$\Delta R$	0,0018 (0,0011) [1,66]	0,02 (0,13) [0,15]	0,27** (0,11) [2,51]	-0,72** (0,14) [-4,96]	0,45
<b>País: Venezuela (1998-I a 2007-IV)</b>						
nom	$\Delta D$	1401369** (559205,7) [2,50]	-0,72** (0,33) [-2,18]	-0,51** (0,24) [-2,08]	0,11 (0,26) [0,42]	0,44
	$\Delta R$	1771681** (632393,4) [2,80]	-0,01 (0,37) [-0,03]	-0,56* (0,27) [-2,02]	-0,10 (0,30) [-0,35]	0,31
cte	$\Delta D$	1072,00 (1039,02) [1,03]	-1,08** (0,33) [-3,23]	-0,14 (0,23) [-0,61]	-0,21 (0,26) [-0,79]	0,45
	$\Delta R$	1265,84 (988,62) [1,28]	-0,09 (0,32) [-0,29]	-0,27 (0,22) [-1,24]	-0,27 (0,25) [-1,09]	0,31
cte_pib	$\Delta D$	0,0050 (0,0083) [0,60]	-0,71** (0,29) [-2,45]	-0,24 (0,21) [1,13]	-0,07 (0,22) [-0,32]	0,36
	$\Delta R$	0,0063 (0,0079) [0,79]	0,14 (0,27) [0,52]	-0,31 (0,20) [-1,55]	-0,26 (0,21) [-1,18]	0,29

Fonte: Com base nas séries de receita e despesa definidas conforme os Anexos A e B.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio-padrão; entre colchetes à estatística *t* de Student; \* indica o nível de significância com  $\alpha = 0,10$  e \*\* indica o nível de significância com  $\alpha = 0,05$ ;  $R^2$  é o Coeficiente de Determinação.

<sup>1</sup>A estimação dos modelo de correção de erros utilizou como base as seguintes equações:

$$\Delta despesa = \mathbf{a} + \mathbf{g}_1 ECI_{t-1} + \mathbf{b}_1 \Delta despesa_{t-1} + \mathbf{b}_2 \Delta receita_{t-1}$$

$$\Delta receita = \mathbf{a} + \mathbf{g}_1 ECI_{t-1} + \mathbf{b}_1 \Delta despesa_{t-1} + \mathbf{b}_2 \Delta receita_{t-1}$$

onde  $ECI$  é o resíduo da primeira relação de co-integração,  $despesa = \mathbf{a}_0 + A receita$ .

Os resultados da aplicação do modelo de correção de erros sugerem que para Brasil e Venezuela as despesas tendem a se ajustar às divergências em relação ao equilíbrio de longo

prazo das séries avaliadas, evidenciando que a relação de equilíbrio é condicionada por correções no fluxo de despesas, não no fluxo das receitas. Essa conclusão se sustenta na existência de valores negativos e significantes para  $g_1$  nas equações normalizadas pela despesa e pela não-significância do  $g_1$  nas equações normalizadas pela receita, sugerindo que as variações nas despesas se reduzem em resposta ao desvio do fluxo de equilíbrio.

Essa conclusão é consistente com o argumento *tax smoothing*. Barro (1979) sugere que política ótima de impostos pode ser vista como um processo estocástico. Toda vez que o gasto do governo tem de crescer ou que a taxa de crescimento da produtividade cai de forma inesperada, é preciso ajustar os impostos para que o valor esperado desses permaneça constante. Ainda, para evitar os altos custos das taxas marginais de impostos é melhor ter um sistema no qual as taxas marginais sejam constantes no decorrer do tempo, não um sistema errático, em que às vezes são muito elevadas e, em outras, muito baixas, ou seja, o governo deve nivelar a taxa de impostos no tempo, obedecendo à restrição orçamentária intertemporal. (SACHS; LARRAIN, 2000).

Assim, ao invés de perseguir o orçamento equilibrado a cada momento do tempo, os impostos devem seguir uma trajetória de ajustamento para equilibrar o orçamento ao longo do tempo. Quando o produto é transitoriamente elevado, as receitas de impostos ficarão acima da média, haverá superávit fiscal e redução da dívida pública; ao contrário, quando o produto estiver transitoriamente baixo, as receitas ficarão abaixo da média, haverá déficit fiscal e expansão da dívida pública<sup>48</sup>. Para esses países, essa conclusão muda um aspecto inerente aos países da América Latina, para os quais se obtém um comportamento acentuadamente pró-cíclico para o déficit do governo.

Os resultados demonstram que o Brasil apresenta coeficientes de ajustamento de longo prazo,  $g_1$ , em torno de um, ou seja, existe uma velocidade consideravelmente rápida de ajuste entre o fluxo de receita e despesa quando apresentam divergência na relação de equilíbrio. Para a Venezuela, os coeficientes ficaram em torno de 0,70, ou seja, a sua velocidade de ajuste é menor. Esse resultado demonstra que o Brasil adota medidas rápidas de correção de desvios entre a receita e despesa no período avaliado, permitindo a manutenção do equilíbrio de longo prazo entre as variáveis; o ajuste fiscal é realizado com ênfase no ajuste da despesa e não da receita.

---

<sup>48</sup> Lucas e Stokey (1983) obtiveram o mesmo comportamento para o déficit mesmo com gastos do governo pró-cíclicos.

Para o Brasil, os coeficientes  $b_1$  apresentaram significância estatística nas séries normalizadas pela despesa e pela receita em termos nominais e nominais e constantes em proporção do PIB, com valores em torno de 0,56, possibilitando interpretar que há uma relação positiva entre a variação da despesa e a sua variação no período anterior. Nas séries normalizadas pela despesa, o coeficiente  $b_2$  evidencia uma relação negativa de curto prazo de aproximadamente -0,70 nas séries constantes, nominal e constante em proporção do PIB, entre a primeira diferença da despesa e a primeira diferença da receita com uma defasagem. O coeficiente  $b_2$  apresentou significância estatística em todas as séries normalizadas pela receita, demonstrando que há uma relação negativa entre a primeira diferença da série de receita e a sua defasagem em  $t-1$ .

Para a Venezuela, o coeficiente  $b_1$  apresentou significância estatística na série em termos nominais, demonstrando que as despesas em defasagem afetam negativamente as despesas em primeira diferença. Por outro lado, o coeficiente  $b_2$  não apresentou significância estatística nas séries avaliadas.

#### **4.5 Aspectos gerais dos países que não cumprem a restrição orçamentária intertemporal**

Para os demais países avaliados - Argentina, Chile, México, Peru e Uruguai - não há evidência de uma relação de co-integração entre as séries de despesa e receita, sugerindo que as suas práticas fiscais não respeitam a restrição orçamentária intertemporal proposta neste estudo, podendo não ser sustentáveis nos períodos avaliados. A Argentina vivenciou na década de 1990 profundas modificações nas principais variáveis sociais e econômicas do país. A política da conversibilidade representou a intenção de eliminar a cultura inflacionária, refletida em toda a estrutura de contratos e instituições do país depois de muitos anos de instabilidade econômica.

O contexto de instabilidade econômica introduziu um processo inflacionário que, combinado com outros fatores externos (choques do petróleo, aumento de juros em nível internacional, redução da liquidez financeira), contribuiu para episódios hiperinflacionários no final da década de 1980 e início da década de 1990, uma vez que o fim do financiamento externo dos déficits governamentais obrigou o governo a se financiar internamente.

A partir da década de 1950, a Argentina passou por oito programas de estabilização econômica, entre os quais a Tablita (1981), Austral (1986), Bonex e Conversibilidade (1991), por fim, o Plano de Normalização, Recuperação e Crescimento (2002). Na sua maioria, os planos objetivavam combater o processo hiperinflacionário gerado pela utilização do imposto inflacionário como fonte de financiamento do déficit público.

Do ponto de vista estritamente monetário, o regime *currency board* implementado no início da década de 1990 é uma versão extrema do modelo de câmbio fixo, no qual a oferta monetária é endógena. A conversibilidade representou uma mudança na condução da política macro e microeconômica da Argentina: o processo de privatização recebeu grande destaque; ocorreram a abertura comercial e financeira, a reforma do sistema de seguridade social e desregulamentação geral da economia; os contratos passaram a incorporar a permanência da paridade como um dado inalterável.

A conversibilidade foi eficaz como mecanismo de estabilização de preços e formação das expectativas dos agentes, êxito que, por sua vez, teve um custo alto em termos de política cambial, pois trouxe grandes dificuldades para a manutenção do regime em condições financeiras internacionais desfavoráveis<sup>49</sup>. A inflexibilidade intrínseca do modelo para lidar com perturbações exógenas somou-se a outros desequilíbrios estruturais profundos no nível de produção, de emprego, distribuição de renda, situação fiscal, contas externas e evolução da dívida pública.

Esses desequilíbrios foram causados, em grande parte, pelo resultado de políticas que tentaram compensar as deficiências do regime de *currency board*. Pode-se dizer que, para que a conversibilidade fosse sustentável, seriam necessárias algumas condições: (i) gestão mais prudente das finanças públicas; (ii) manutenção do fluxo de capitais para mercados emergentes; (iii) poucas modificações nas paridades de câmbio internacionais; (iv) abertura dos mercados internacionais às exportações argentinas.

Já em 1994 nenhuma dessas condições se cumpria e, no final desse ano, as circunstâncias e os dados indicavam que a conversibilidade deixava de ser um regime ótimo<sup>50</sup>. Entretanto, os custos para a saída do regime criaram um círculo perverso, no qual as autoridades redobravam a aposta no regime à medida que os desequilíbrios aumentavam, incrementando, assim, os custos de saída. Com perturbações exógenas (México, Sudeste Asiático, Rússia e Brasil) e decisões políticas (reforma do sistema de aposentadoria e

---

<sup>49</sup> Para maiores informações veja-se Goularti (2003).

<sup>50</sup> Segundo Paineira e Carcanholo (2002).

reduções nas contribuições patronais, que tiveram forte impacto fiscal), o sistema somente foi mantido pelo endividamento do Estado, descumprindo a primeira condição.

A prolongação do regime na Argentina trouxe como consequência um forte aumento da dívida pública e um empobrecimento da estrutura produtiva do país. Podem ser citadas múltiplas razões para a crise da Argentina, desde explicações mais ortodoxas, ligadas ao forte crescimento do endividamento público, até explicações mais heterodoxas, que atribuem ao processo de globalização o colapso do modelo argentino. Porém, a política fiscal da Argentina esteve muito ligada ao nível de atividade e, nos momentos de expansão do início da política da conversibilidade, não se tomaram medidas de precaução para se prevenir dos efeitos adversos da interrupção dos fluxos de capitais e o impacto desta situação sobre o nível de atividade da economia.

O comportamento excessivamente pró-cíclico da arrecadação de impostos e dos gastos públicos, o alto nível de evasão fiscal e a falta de eficiência do gasto são fatos reconhecidos. A partir da forte recessão no financiamento externo, as autoridades começaram a recorrer ao financiamento interno, provocando a troca do financiamento da iniciativa privada para o governo. Essas operações, que a princípio eram voluntárias, começaram a deteriorar a estrutura de ativos dos bancos locais. A solvência do setor financeiro começou a cair no mesmo ritmo de queda do valor dos instrumentos de dívida pública da Argentina, assim como com o aumento da percepção que a paridade peso – dólar não estava assegurada.

As séries de receita e despesa (Anexo B) demonstram os elevados e sucessivos déficits fiscais do setor público da Argentina, com expressivo aumento de endividamento. Em abril de 2002 foi implementado o Plano de Normalização Recuperação e Crescimento, cujas principais medidas foram a recuperação da competitividade da taxa de câmbio, a implementação de uma política fiscal responsável e de uma política monetária alinhada com o crescimento econômico. A nova forma de condução da política fiscal reverteu o contexto da gestão das contas públicas, gerando superávits orçamentários a partir de 2003. Essa mudança pode ser considerada um marco para a série avaliada, uma vez que o período de 1961 a 2002 foi caracterizado por sucessivos déficits orçamentários.

Os resultados mais prováveis da combinação de taxa de câmbio fixa e valorizada com elevados déficits fiscais são o aumento da dívida pública, a insustentabilidade fiscal e a perda de credibilidade no mercado financeiro internacional. A crise da dívida na Argentina seguiu um padrão típico, ou seja, o setor público endividou-se excessivamente em períodos de excesso de liquidez internacional e estabilidade interna, adotando políticas pró-cíclicas na gestão fiscal e impulsionando, assim, o crescimento econômico. A deterioração do cenário

internacional impossibilitou à Argentina refinar a sua dívida, conduzindo, por consequência, à sua exclusão do cenário financeiro internacional, a recessões econômicas, à incapacidade de pagamento de juros e principal da dívida<sup>51</sup>.

A conclusão do presente estudo, evidenciando a não-sustentabilidade da política fiscal do setor público argentino no período avaliado, coincide, em parte, com a análise elaborada por Aróz et al. (2006), uma vez que para o período de 1951 a 1989 os autores avaliaram como não sustentável a política fiscal e, para o período 1990 a 2002, como tendo sustentabilidade fraca.

O Chile é um dos poucos países da América Latina a conviver, por longo período, com crescimento econômico e baixa taxa de inflação. A experiência chilena vem sendo observada como um paradigma de crescimento econômico entre as economias em desenvolvimento. A partir do golpe militar ocorrido em 11 de setembro de 1973, a política econômica do governo socialista de Allende foi abandonada. A nova política econômica implementada dá destaque à abertura da economia chilena aos capitais externos, o que foi fundamental e sustentou as bases do crescimento econômico com estabilidade observado na economia do Chile na segunda metade da década de 1980 e na década de 1990. O país cresceu em virtude da expansão do setor externo e do desenvolvimento de mecanismos internos de poupança, como os fundos de pensões.

Em virtude do processo de redemocratização, a partir da década de 1990 os principais indicadores da economia chilena apresentaram resultados positivos relacionados ao crescimento da produção e à redução dos níveis de pobreza e melhoria na distribuição de renda. O aumento da participação do setor externo no PIB do país, pela atração de investimentos externos foi possível em razão da abertura econômica, que resultou num crescimento econômico significativo durante quase 15 anos.

Em meados da década de 1980 o crescimento expressou os resultados da política econômica implementada no Chile desde 1973. A partir de 1985, o então ministro das Finanças, Hermán Buchi, assumiu o controle da política econômica e implementou um programa de ajuste estrutural deslocando o pólo dinâmico da economia ao setor exportador, buscando a recuperação do crescimento e a estabilização dos preços, num contexto de acesso restrito ao mercado internacional de capitais<sup>52</sup>.

---

<sup>51</sup> No período de 1975 a 2002, o país passou por 14 picos recessivos, que significaram uma perda de 55% do produto interno, segundo Amado et al. (2005).

<sup>52</sup> Para maiores informações sobre a evolução da economia chilena ver Rondinel et al. (2006).

O Chile foi pioneiro na América Latina em estabelecer reformas estruturais, privatizando empresas estatais e estabelecendo um sistema privado de fundos de pensão. A recuperação do equilíbrio foi lenta, tendo como elemento central desse processo um forte ajuste nos gastos fiscais.

A não-co-integração das séries de receita e despesa para o governo central do Chile (Tabela 3) evidencia o não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal. Porém, esse resultado tem uma interpretação diferente em relação aos demais países, uma vez que as séries de receita em valores constantes e em relação ao PIB apresentam raiz unitária na primeira diferença, sugerindo que essas séries são  $I(2)$ . No que se refere às séries de despesas, são estacionárias quando diferenciadas. Esse resultado evidencia a existência de uma seqüência de superávits orçamentários, sugerindo que o setor privado pratica um jogo *Ponzi* contra o governo central chileno.

Diante desse cenário, observa-se que a série de superávits orçamentários foi interrompida somente no período de 1998 a 2003, no qual a economia mundial foi atingida por uma sucessão de crises financeiras. Esses eventos levaram o governo central do Chile a expandir seus gastos, amenizando o impacto das crises sobre a economia chilena, uma vez que se observa aumento da despesa do governo com estacionariedade da receita. Logo, apesar das condições externas adversas, o Chile apresentou um processo recessivo moderado entre 1998 e 1999, porém mantendo taxas de crescimento positivas no período de 1998 a 2003, com taxas de juros e *spread* soberano reduzidos, com dívida pública estável e com baixos níveis de inflação.

Desde 2001 o governo chileno adotou uma política fiscal que considera a meta de superávit fiscal estrutural, evita gastos além da receita estrutural e é anticíclica: poupa em tempos de receita alta e pode gastar mais, utilizando a poupança formada quando a receita eventualmente fica abaixo da estrutural.

Restrepo e Rincón (2006) relatam que um aumento de um peso na taxa de impostos gera um efeito negativo no PIB de quarenta centavos; por outro lado, o aumento de um peso no gasto do governo gera um efeito positivo de \$ 1,19 pesos no PIB. Nesse sentido, os autores concluem que o aumento dos gastos do governo e choque de produção têm um efeito transitório e positivo nas receitas líquidas, contribuindo para a sustentabilidade fiscal; entretanto, aumentos de impostos ou choques de crescimento do PIB não resultam em maiores despesas para o governo. Essa conclusão é consistente com a política do governo central de incorrer em superávits fiscais.



Ewing e Payne (1998) constataram que as receitas e despesas apresentaram uma relação de longo prazo no período avaliado para o governo do Chile. Para a presente pesquisa os resultados demonstram que, com dados de 1990 a 2007, as séries de despesa e receita não são co-integradas, não guardando uma relação de equilíbrio de longo prazo. Este resulta se dá em virtude dos superávits orçamentários observados na série, não pela geração de déficits e o conseqüente aumento de endividamento, como é comum ser observado nos demais países da América Latina.



**Gráfico 04: Evolução do preço internacional do cobre, US\$/tonelada, 1989 a 2007.**

Fonte: LONDON METAL EXCHANGE - LME.

A economia do Chile é fortemente influenciada pelo preço internacional do cobre, cujas receitas responderam por 10% da entrada total de recursos do governo central chileno na média de 1990 a 2007; constituíram-se na segunda principal fonte de receita do governo, atrás apenas da arrecadação tributária, que significou 72% do total das receitas do governo na média do período. Contudo, o montante proveniente do cobre é muito volátil, variando de 20% em 1990 para 2% em 1999, ou 18% do total das receitas governamentais em 2007. Essa variação é o principal motivo de o superávit efetivo superar tanto o estrutural nos últimos anos, quando o cobre subiu de preço (veja-se Gráfico 04), como as *commodities* metálicas em geral.

Durante o período de 1980 a 2000 a economia do México passou por vários eventos de significativa flutuação econômica, com variações significativas nas taxas de juros e queda na taxa de crescimento, no nível de emprego e salários. Na década de 1990 a economia mexicana

passou por um processo recessivo, em 1995, e por uma desaceleração no crescimento, em 1992, 1993 e 1998. Quanto aos choques inflacionários, as taxas de inflação aumentaram significativamente em relação aos níveis prévios em 1990, 1995 e 1998.

No período de 1982 a 1989 a economia mexicana foi assolada pela crise da dívida em virtude do aumento das taxas de juros internacionais, redução dos termos de troca e redução do fluxo externo de capitais. A política fiscal continuou expansiva, gerando déficits, e as taxas de juros reais oscilaram de negativas (1982 e 1983) a fortemente positivas (1984 e 1985). Ocorreu nacionalização de bancos comerciais, estabelecimento de taxa de câmbio dupla, controle do fluxo de capitais e créditos administrados.

Em 1985 a Cidade do México foi atingida por um terremoto, que afetou consideravelmente a sua infra-estrutura, combinada com a queda dos preços do petróleo em nível internacional, o que deteriorou a capacidade de pagamento do México, gerando inflação e recessão. Nesse sentido, o país necessitava de um plano de estabilização econômica que objetivasse políticas monetárias e fiscais restritivas. Em 1986 o superávit primário deteriorou-se, principalmente pela redução de ingresso de receitas petrolíferas. A reforma fiscal de 1985 permitiu melhoras na condição do país somente em 1987 e 1988, porém com altas taxas de inflação.

A partir de 1985, o México realizou um programa de reforma estrutural que visava fortalecer as finanças do governo e aumentar o grau de abertura da economia (tratados comerciais e acordos unilaterais). Os efeitos da reforma seriam semelhantes a perturbações positivas de oferta, ou seja, o ingresso de capital externo aumentaria as receitas do governo, reduzindo sua dependência de receitas petrolíferas. Por fim, observou-se que o controle de importações e a intervenção governamental na economia haviam deixado de ser efetivas para fomentar o desenvolvimento econômico e sustentável.

Após as reformas, o México recuperou o acesso ao mercado financeiro internacional. Em 1989, a posição fiscal mais sólida, as reformas estruturais e a abertura da economia foram complementadas pela renegociação da dívida externa. Assim, as autoridades macroeconômicas concentraram os esforços na redução da taxa de inflação, com adoção de um sistema de câmbio fixo a partir de 1989. Até a crise do balanço de pagamentos de 1994 a economia mexicana apresentou um processo de estabilidade econômica.

A maior parte da queda da inflação deveu-se ao câmbio fixo e valorizado; por sua vez, o superávit primário diminuiu de 1,5% do PIB em 1992 para 0,7 em 1993 e para um déficit de 0,1% em 1994. A política fiscal menos restritiva e o déficit em conta corrente de 8% do PIB

geraram uma maior vulnerabilidade das contas externas, finalizando com uma crise de confiança e o ataque especulativo de 1995.

As séries de despesa e receita para o México demonstram que, na média, entre 1990 e 1993 o governo central do México apresentou superávits orçamentários, porém a partir de 1994 a regra é a geração de sucessivos déficits. Entre 1994 e 1998 os déficits foram moderados; entre 1999 e 2004 ocorreu uma estabilização do déficit e, em 2005 e 2006, um significativo aumento, praticamente mais que dobrando a média do período (1999-2004). Verifica-se a ocorrência de um acentuado aumento no déficit orçamentário nos anos em que ocorreram grandes crises no sistema financeiro internacional.

Nesse contexto, Tanner e Samake (2008) examinaram a sustentabilidade da política fiscal para o México utilizando dados de 1999 a 2005 observando que havia estabilidade da relação dívida-produto no México<sup>53</sup>. Assim, consideraram sua política fiscal sustentável, porém destacaram que deveria haver um aumento das receitas não dependentes do setor petrolífero para a geração de superávits e redução das despesas, uma vez que os déficits orçamentários são responsáveis por 79,60% da variação do estoque de dívida. Os autores alertaram que a partir de 2006 deveria haver um aumento de receita e redução de despesa para manter a estabilidade da relação dívida-produto.

O resultado do teste de co-integração (Tabela 3) demonstra não existir um equilíbrio de longo prazo entre a receita e a despesa, evidenciando que o governo central do México não cumpre a ROI. Observou-se a partir de 2006 um aumento significativo dos déficits orçamentários, colaborando para o não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal e, conseqüentemente, para a insustentabilidade da política fiscal. Destaca-se que a receita nominal em relação ao produto é estacionária, ao passo que a despesa apresenta raiz unitária.

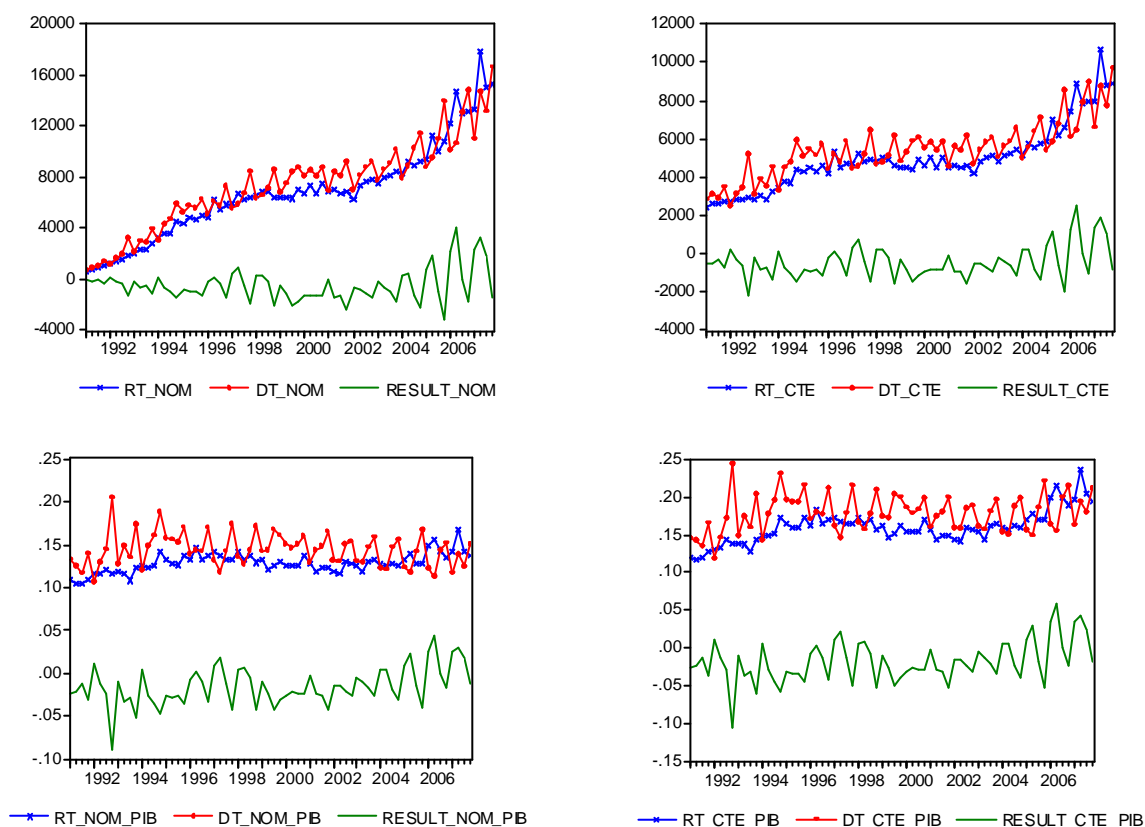
Para o Peru não se evidenciou uma relação de equilíbrio de longo prazo das séries fiscais em virtude da não-significância estatística do coeficiente  $A$ . Já, nos termos do teste de co-integração de Engle e Granger (1987), demonstrou-se que a regressão entre a despesa e a receita, em valores nominais em proporção do PIB, apresentou estacionariedade dos resíduos.

As séries de receita e despesa revelam uma relação de déficit orçamentário moderado até o ano de 2005, com aumento do estoque de dívida conforme ilustra o Gráfico 05. Os anos de 2006 e 2007 foram caracterizados por significativos superávits orçamentários, os quais foram resultantes de um aumento da receita e estacionariedade das despesas, demonstrando um processo de ajuste fiscal nas contas orçamentárias.

---

<sup>53</sup> Destaca-se que não é possível comparar de forma direta o resultado obtido por Tanner e Samake (2006) com o presente estudo, uma vez que os autores utilizaram um modelo de vetores autorregressivos.

Observa-se que o governo central do Peru, na série de despesa nominal em relação ao PIB, apresentou estacionariedade, quando aplicado o teste ADF com tendência, e a série de receita apresentou raiz unitária. Outro indicativo da estacionariedade da série de despesas pode ser observado na série constante em relação ao PIB, a qual é estacionária em nível, ao passo que a série de receita apresenta raiz unitária.



**Gráfico05: Séries de receita, despesa e resultado para o governo central do Peru (1991-I a 2007-IV).**

Fonte: PERU, Banco Central de Reserva.

A recente história econômica do Peru é marcada por instabilidade política e econômica. Durante a década de 1970 a política fiscal expansiva conduziu a desequilíbrios sérios. A posição fiscal era sustentada pelo elevado preço das *commodities*, porém com a deterioração desse cenário na década de 1980 a economia peruana passou a enfrentar sérias restrições. Em particular, desequilíbrios macroeconômicos, crise da dívida, condições econômicas internacionais adversas e o impacto de fenômenos naturais (como *El Niño*) resultaram na queda da produção e do emprego na década de 1980.

A principal tarefa para a administração do presidente Alan Garcia durante 1985 e 1986 era a implementação de um plano de estabilização heterodoxo (redução de tributos, concessão

de subsídios, aumento real de salários e aumento da demanda agregada). Também a taxa de câmbio foi desvalorizada, com a implementação de um sistema de taxas de câmbio múltiplas. O resultado foi um processo recessivo no final da década de 1980, com explosão inflacionária e depreciação cambial. Apertos monetário e fiscal seriam necessários para recuperar a economia, e grande parte da inflação surgiu em virtude da monetização dos desequilíbrios fiscais; conseqüentemente, esses desenvolvimentos foram semelhantes aos dos demais países da América Latina.

Em 1990 o Peru começou uma fase nova de crescimento econômico com as reformas implementadas pela nova administração do governo Fujimori, as quais removeram praticamente todos os obstáculos para o investimento privado, que foram introduzidos nas administrações de Velasco e Garcia. Um programa de privatização vasto foi implementado, juntamente com um processo de redefinição da intervenção do setor público na economia peruana. O comércio foi liberalizado e o país apresentou significativas melhoras nas exportações e investimentos privados, enquanto que o déficit fiscal e as taxas de inflação declinaram rapidamente. Como consequência dessas reformas, a economia peruana iniciou uma nova trajetória, de contínuo crescimento econômico, apresentando uma taxa anual média de 5,10% entre 1991 e 2007. A implementação do sistema de metas de inflação em 1997 consolidou o processo de estabilização da década de 1990.

Os resultados do teste de sustentabilidade fiscal aplicados para o Peru sugerem que o governo central não respeita a restrição orçamentária intertemporal do governo. O país passou por um forte ajuste fiscal no período avaliado, sendo as séries de despesa em relação ao produto estacionárias em nível (Tabela 1), ao passo que as séries de receita apresentaram raiz unitária. O estudo de Ghatak e Fung (2007) revelam que no período de 1970 a 2000 o país não apresentou uma política fiscal sustentável, porém destacou que o governo peruano estava implementando medidas que buscassem a sustentabilidade fiscal das contas públicas. Nesse sentido, o resultado deste estudo é semelhante de Ghatak e Fung (2007), ou seja, mostra que o governo está implementado reformas fiscais para respeitar a restrição orçamentária intertemporal.

O Uruguai apresentou déficits orçamentários significativos no início da década de 1980, como a maioria dos países da América Latina que passaram por um processo de refinanciamento e reestruturação da dívida no início da década de 1990 (crise da dívida). Ainda, o país sempre apresentou uma economia altamente correlacionada com os ciclos econômicos do Brasil e da Argentina, por isso não suportou os períodos de crises. O primeiro choque foi a desvalorização do real em 1999, que afetou as exportações uruguaias; em 2001, a

crise da Argentina impactou negativamente na economia uruguaia. Entre 1999 e 2002, seu PIB encolheu quase 20%, o desemprego atingiu o recorde de 19% da população economicamente ativa e a pobreza aumentou de 18% em 2001 para 31% em 2004.

Em 2002, o Uruguai recorreu ao Fundo Monetário Internacional e firmou um acordo de *stand by* da sua dívida; a partir de 2003, o país passou por um período de forte crescimento econômico, com inflação sob controle e substancial aumento das reservas internacionais. Os resultados foram obtidos pela implementação de políticas macroeconômicas prudentes, com a diversificação da pauta de comércio exterior, reformas estruturais (especialmente no setor financeiro) e fortalecimento das reservas internacionais.

A política fiscal fortaleceu-se no período posterior à crise financeira, porém a dívida pública continua elevada; logo, uma política fiscal mais restritiva será necessária para reduzir o estoque de dívida para níveis sustentáveis. Medidas como o fortalecimento do sistema tributário (reforma iniciada em 2006), realização da reforma do sistema previdenciário e implementação de um sistema de controle orçamentário serão necessárias para restabelecer a sustentabilidade da política fiscal do país.

O resultado do teste de co-integração demonstra que não há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre séries de receita e despesa, uma vez que não apresentou estacionariedade dos resíduos no período avaliado. Observa-se que a série de déficit apresentou certa estabilidade durante a década de 1990, aumentando significativamente no período de 2000 a 2003 (crise e recessão) e apresentando uma considerável melhora no período posterior, 2004 a 2006. Porém, o resultado evidencia o não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal, não demonstrando que há sustentabilidade da política fiscal uruguaia no longo prazo. Ressalta-se que não foram encontrados outros estudos que avaliassem a sustentabilidade da política fiscal uruguaia.

Por fim, os resultados obtidos com a aplicação do teste de co-integração para os países da América Latina evidenciaram que o Brasil e a Venezuela estão cumprindo a restrição orçamentária intertemporal, sendo os ajustes de curto prazo realizados nos fluxos de despesas. A Argentina, o México e o Uruguai demonstram o não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal, praticando políticas fiscais não sustentáveis no longo prazo. O Chile e o Peru não cumprem a restrição orçamentária intertemporal, porém constata-se que a regra da política fiscal, nos últimos anos da série, foi a geração de superávits orçamentários e a redução significativa dos níveis de endividamento, indicando que o setor privado pratica um esquema *ponzi* contra o governo chileno e peruano.

## 5 CONCLUSÃO

Um dos aspectos econômicos de considerável relevância na América Latina são os efeitos dos déficits públicos, com o conseqüente aumento do estoque de dívida. Atualmente, é reconhecido na literatura que o crescimento econômico sustentável somente seria possível num ambiente macroeconômico estável e equilibrado, no qual a política fiscal desempenha um papel crucial.

A avaliação do comportamento fiscal das nações, em especial dos déficits gerados e da forma de seu financiamento ao longo do tempo, pode expressar as origens e as causas dos desequilíbrios macroeconômicos. Na maioria dos países latino-americanos a excessiva emissão de moeda e os elevados empréstimos externos foram as principais formas de financiamento dos elevados déficits orçamentários; como conseqüência, registraram-se elevadas taxas de inflação e uma sucessão de crises financeiras relacionadas ao aumento do estoque de dívida.

Os modelos para a análise da sustentabilidade da política fiscal foram, primeiramente, aplicados em pesquisas para países desenvolvidos, para os quais os eventos de volatilidade são menos significativos. Por outro lado, para os países emergentes são essenciais a avaliação de cenários estocásticos e a inclusão de fatores de incerteza para avaliar a sustentabilidade da política fiscal, considerando as inúmeras mudanças ocorridas nas condições econômicas.

O ponto de partida para se determinar a solvência do setor público é o equacionamento da sua restrição orçamentária. Assim, condiciona-se que deverão existir superávits primários para que o seu valor presente compense o estoque de dívida inicial. Para isso aplicou-se o modelo de multicointegração, primeiramente apresentado por Granger e Lee (1989 e 1990) e, posteriormente, desenvolvido por Engsted et al. (1997), Ball et al. (1998), Ahmed e Rogers (1995) e Haldrup (1998). Com base nessa metodologia, Leachman et al. (2005) derivaram um teste mais geral para testar a sustentabilidade fiscal do processo orçamentário considerando todos os cenários ou condições econômicas.

O modelo de multicointegração apresentou um conjunto de critérios para testar a sustentabilidade da política fiscal. O primeiro passo consistiu na relação de co-integração entre o fluxo de despesa e receita; o segundo avaliou a relação de co-integração entre o fluxo de receita (despesa) e o estoque de dívida. Em conjunto, essas condições caracterizam um processo de multicointegração entre despesa e receita do governo. A condição de

multicointegração implica que os níveis e as taxas de mudanças nas séries são avaliados em conjunto, exigindo-se que apresentem uma ligação na trajetória de longo prazo.

Os resultados da aplicação do teste de multicointegração para avaliar a sustentabilidade da política fiscal de sete países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México, Peru, Uruguai e Venezuela) revelaram que as estratégias fiscais são significativamente diferentes para cada nação. A aplicação do teste de multicointegração para os países selecionados não demonstra a existência de multicointegração entre as variáveis de receita e despesa no longo prazo, uma vez que as regressões apresentaram resíduos não estacionários quando aplicado o teste ADF.

Nos termos desse sistema de variáveis fiscais, a não-existência da relação de multicointegração reflete que os mecanismos de resposta da política governamental diante do aumento da dívida pública não são rápidos o suficiente, ou não foram efetivados na prática pelos países avaliados, para recuperar a relação de equilíbrio entre a receita, a despesa e o estoque de endividamento. O resultado demonstra que a política fiscal dos países selecionados para a América Latina não apresenta uma taxa de convergência relativamente rápida para a correção dos desequilíbrios entre os fluxos de receita e despesa e o estoque de endividamento. Desse modo, não é possível avaliar as dinâmicas de interação entre as variáveis fluxo e estoque das séries. Portanto, os países investigados não cumprem a restrição orçamentária intertemporal de acordo com os critérios adotados nessa etapa do teste, considerando variáveis fluxo e estoque. Não havendo sustentabilidade fiscal do processo orçamentário considerando qualquer cenário ou condição econômica (recessão ou crescimento).

Com a rejeição da existência de multicointegração para séries dos países selecionados, realizou-se o teste convencional de co-integração, proposto por Engle e Granger (1987), capturando a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis fluxo, ou seja, as despesas e as receitas. Os resultados do teste de Engle-Granger indicam que há a presença de co-integração entre as variáveis fiscais do Brasil e da Venezuela. A presença de co-integração evidencia a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis de despesa e receita. Portanto, segundo Ahmed e Rogers (1995), o surgimento de uma relação de co-integração entre as variáveis representa a condição necessária para que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja assegurada.

Para o Brasil, a estimação do coeficiente  $A$  resultou num valor maior do que a unidade, revelando que, embora exista uma relação de equilíbrio de longo prazo entre a despesa e a receita, essa relação é caracterizada por um aumento persistente das despesas em relação às receitas para o período de 1997 a 2007. No caso da Venezuela, o resultado do teste



de co-integração revela que há uma relação de longo prazo entre as variáveis de despesa e receita, com coeficiente  $A$  menor do que a unidade, ou seja, demonstra que, em média, as receitas foram maiores do que as despesas no período de 1991 a 2007.

Para o Brasil, o resultado encontrado revela-se em linha com os demais estudos já realizados, os quais apontam para a sustentabilidade da política fiscal, ou seja, o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal. Porém, evidencia-se a prática de um esquema *Ponzi* de rolagem de dívida. Para a Venezuela, os resultados do teste de sustentabilidade fiscal demonstram que o governo está cumprindo a restrição orçamentária intertemporal, apresentando uma política fiscal sustentável no período avaliado. Observa-se um incremento da receita a partir de 2005, sendo parcela significativa desse resultado gerada pelas receitas correntes, tributárias e não tributárias, oriundas do setor petrolífero, as quais passaram de 5,8% do PIB em 1998 para 14,5% em 2007, possibilitando a geração de superávits orçamentários nesse período. Ghatak e Fung (2007) relatam que no período de 1970 a 2000 o país não apresentou uma política fiscal sustentável, porém destacam que o governo estava implementando medidas que visavam à sustentabilidade fiscal.

Os resultados da aplicação do modelo de correção de erros sugerem que para o Brasil e Venezuela as despesas tendem a se ajustar às divergências em relação ao equilíbrio de longo prazo das séries avaliadas. Esse resultado evidencia que a relação de equilíbrio é condicionada por correções no fluxo de despesas, não no fluxo das receitas. Nos demais países avaliados, como Argentina, Chile, México, Peru e Uruguai, não há evidência de uma relação de co-integração entre as séries de despesa e de receita, sugerindo que as suas políticas fiscais não respeitam a restrição orçamentária intertemporal.

O histórico de sucessivas crises fiscais na Argentina e a prática de déficits fiscais sucessivos não viabilizaram a possibilidade de sustentabilidade fiscal do setor público. Esse resultado ratifica a não-sustentabilidade da política fiscal do setor público argentino no período avaliado, coincidindo, em parte, com a análise elaborada por Araújo et al. (2006), uma vez que para o período de 1951 a 1989 os autores avaliaram como não sustentável a política fiscal e, para o período 1990 a 2002, como tendo sustentabilidade fraca.

O Chile é, atualmente, um dos poucos países da América Latina a conviver por um longo período com a estabilidade econômica e foi o pioneiro a estabelecer reformas estruturais, privatizando empresas estatais e estabelecendo um sistema privado de fundos de pensão. A recuperação do equilíbrio foi lenta, tendo como elemento central um forte ajuste nos gastos fiscais. A não-co-integração das séries de receita e despesa para o governo central do Chile evidencia o não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal, porém esse

resultado tem uma interpretação diferente em relação ao dos demais países, uma vez que as séries de receita em valores constantes e em proporção do PIB apresentam raiz unitária na primeira diferença. No que se refere às séries de despesas, são estacionárias quando tomadas pela sua primeira diferença. Esse resultado evidencia a existência de uma seqüência de superávits orçamentários, sugerindo que o setor privado pratica um jogo *Ponzi* contra o governo central chileno.

A partir de 2001 o governo chileno adotou uma política fiscal que considera a meta de superávit fiscal estrutural, evita gastos além da receita estrutural e é anticíclica (nivelamento de impostos). Isso significa que ele poupa em tempos de receita alta e que poderá gastar mais, utilizando a poupança formada, quando a receita eventualmente ficar abaixo da estrutural. Os resultados demonstram ainda que, com dados de 1990 a 2007, as séries de despesa e receita não são co-integradas, não guardando uma relação de equilíbrio de longo prazo, porém esse resultado se dá em virtude dos superávits revelados na série. Destaca-se que a economia do Chile é fortemente influenciada pelo preço internacional do cobre, ou seja, as receitas relacionadas ao cobre foram responsáveis por 10%, em média, da entrada total de recursos do governo central chileno de 1990 a 2007.

Em relação ao México, não há um relação de equilíbrio de longo prazo entre a receita e a despesa, evidenciando que o governo central mexicano não cumpre a restrição orçamentária intertemporal. Observa-se, a partir de 2006, um considerável aumento da despesa em relação ao fluxo de receita, colaborando para o não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal e, conseqüentemente, acarretando a insustentabilidade da política fiscal.

Os dados para o governo do Peru demonstram o não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal, apesar de ter passado por um forte ajuste fiscal no período avaliado. Ghatak e Fung (2007) mostraram que, no período de 1970 a 2000, o país não apresentou uma política fiscal sustentável, resultado que é compartilhado com o encontrado neste estudo. As séries de receita e despesa evidenciam uma relação de déficit orçamentário moderado até 2005, com aumento do estoque de dívida; para 2006 e 2007, as séries apresentam significativos superávits orçamentários, os quais foram resultantes de um aumento da receita e estacionariedade das despesas, demonstrando um processo de ajuste fiscal nas contas orçamentárias.

Por sua vez, o resultado do teste de co-integração para o Uruguai demonstra que não há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre séries de receita e despesa, visto que a série de déficit apresentou certa estabilidade durante a década de 1990, aumentou

significativamente no período de 2000 a 2003 (crise e recessão) e apresentou uma considerável melhora no período posterior, isto é, de 2004 a 2006. Porém, evidencia-se o não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal, demonstrando que não há sustentabilidade da política fiscal uruguaia no longo prazo.

Portanto, constata-se que todos os países avaliados apresentam as características básicas que conduziram os eventos de desequilíbrios macroeconômicos inerentes à América Latina, ou seja, elevados e sucessivos déficits fiscais, com aumento de endividamento público. Nesse contexto, as fontes tradicionais de financiamento durante o século XX foram a emissão de moeda e o endividamento externo, pois os ajustes fiscais mais significativos somente passaram a ocorrer a partir do início do século XXI. Alguns países, como Chile, México e Venezuela, têm suas políticas fiscais condicionadas pela evolução dos preços das *commodities* (petróleo e cobre), as quais representam um fator importante no processo de financiamento orçamentário desses países.

Por fim, os resultados obtidos com aplicação do teste de multicointegração para os países da América Latina mostram que o Brasil e a Venezuela estão cumprindo a restrição orçamentária intertemporal, sendo os ajustes de curto prazo realizados nos fluxos de despesas. No que se refere à Argentina, ao México e ao Uruguai, os resultados demonstram o não-cumprimento da restrição orçamentária intertemporal, com a prática de políticas fiscais não sustentáveis no longo prazo, nas quais o déficit orçamentário é a regra. Já o Chile e o Peru não cumprem a restrição orçamentária intertemporal, porém observa-se que a política fiscal nos últimos anos da série, ou seja, 2005 a 2007, tem privilegiado a geração de superávits orçamentários e a redução significativa dos níveis de endividamento, indicando que o setor privado pratica o esquema *ponzi* contra os governos chileno e peruano.

A presente pesquisa procurou contribuir com o debate acerca da sustentabilidade da política fiscal para os países latino-americanos através da utilização de um modelo de multicointegração. Sugere-se, para futuras investigações, a utilização de outras metodologias de análise, como por exemplo, modelos que considerem quebras estruturais ou vetores autorregressivos para os países em conjunto.

## REFERÊNCIAS

- ABEL, Andrew et al. Assessing dynamic efficiency: theory and evidence. *Review of Economic Studies*, v. 56, p. 1-20, 1989.
- AHMED, Shaghil; ROGERS, John H. Government budget deficits and trade deficits: are present value constraints satisfied in long-term data? *Journal of Monetary Economics*, v. 36, p. 351-374, 1995.
- AMADO et al. Making explosive cocktails: costs and recipes for 26 argentine crises. In: *Annual Meeting XXXVIII, Asociación Argentina de Economía Política, La Plata*. 2005. Disponível em: [http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2005/amado\\_cerro\\_meloni.pdf](http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2005/amado_cerro_meloni.pdf). Acesso em: 30 apr. 2008.
- ANSHASY, Amany E.; BRADLEY, Michael D.; JOUTZ, Frederick L. *Oil prices, fiscal policy, and Venezuela's economic growth*. Department of Economics The George Washington University Washington, DC 20052. Fev. 2006. 34p. Disponível em: <http://64.233.169.104/search?q=cache:2LaCHfLVkukJ:www.be.wvu.edu/div/econ/Seminar%2520Series%2520Spring%25202006/Joutz.pdf+oil+price+fiscal+policy&hl=pt-BR&ct=clnk&cd=2>. Acesso em: 30 apr. 2008.
- ARÁOZ, María Florência et al. Fiscal sustainability and crises: the case of Argentina. In: *ANNUAL MEETING, XXXIX, Asociación Argentina de Economía Política, La Plata*. 2006. Disponível em: [http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2006/Araoz\\_Cerro\\_Meloni\\_SoriaGenta.pdf](http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2006/Araoz_Cerro_Meloni_SoriaGenta.pdf). Acesso em: 30 apr. 2008.
- ARESTIS, P.; CIPOLLINI A.; FATTOUH B. Threshold effects in the U.S. budget deficit. CEIS Tor Vergata – *Research Paper Series*, v. 6, n.18, May, 2003.
- BALL, Laurence; ELMENDORF, Douglas W; MANKIW, N. Gregory. The deficit gamble. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 30, p. 699-720, 1998.
- BARRO, Robert J. Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, Dec. 1974.
- \_\_\_\_\_. On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 5, p. 940-971, Oct. 1979.
- BEVILAQUA, A. S.; Garcia, M. G. P. Debt management in Brazil: evaluation of the Real Plan and challenges ahead. *International Journal of Finance and Economics*, v. 7, n. 1, p. 15-35, 2002.
- BLANCHARD et al. The sustainability of fiscal policy: new answers to an old question. *OECD Economic Studies*, n. 15, 1990. 30p.
- BICALHO, Aurélio. *Teste de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-Real*. Dissertação (Mestrado) – Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas. Rio de Janeiro, 2005. 25p.

BOHN, Henning. The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 27, p. 257-271, 1995.

\_\_\_\_\_. The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 949-963, ago. 1998.

BORGES, Bráulio L. *Quebras estruturais e raízes unitárias: testando a sustentabilidade do endividamento público brasileiro no período 1994-2002*. Monografia (Conclusão do curso de Ciências Econômicas) FEA-USP, 2002.

BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional (STN). *Resultados fiscais consolidados*. Disponível em: <<http://www.stn.fazenda.gov.br/hp/downloads/ResGovFederal.xls>>. Acesso em: 14 fev 2003.

BUITER, Willem H. Measuring aspects of fiscal and financial policy. *NBER Working Papers* n. 1332, National Bureau of Economic Research, Inc. 1984.

BUITER, W. H.; PATEL. U. R Debt, deficits, and inflation: an application to the public finances of India. *Journal of Public Economics*, v. 47, p.171-205, 1992.

CARNEIRO, Ricardo. *Desenvolvimento em crise: a economia brasileira no último quarto do século XX*. São Paulo: Editora UNESP, IE – Unicamp, 2002. 424p.

COWAN, Kevin et al. *Sovereign debt in the americas: new data and stylized fact*. IADB Research Department, Working Paper 577, 2006.

DAVIG T. Periodically expanding discounted public debt: a threat to fiscal policy sustainability? *Journal of Applied Econometrics*, v. 20, n. 7, p. 829-840, Apr. 2004.

DOMAR, E.D. The "burden of the debt" and the national income. *American Economic Review*, v.34, n. 4, p.798-827, 1944.

DORNBUSCH, Rudiger; FISCHER, Stanley. *Macroeconomia*. 5.ed. São Paulo: Makron Books, 1991. 930p.

DUFFIE, J. D. *Dynamic asset pricing theory*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1996.

EICHENGREEN, Barry; HAUMSMANN, Ricardo; PANIZZA, Ugo. *The pain of original sin*. 2003. Disponível em: [www.econ.berkeley.edu/~eichengr/research/ospainaug21-03.pdf](http://www.econ.berkeley.edu/~eichengr/research/ospainaug21-03.pdf). Acesso em: 10 jan. 2008. 49p.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, v. 55. n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.

ENGLE, Robert F.; YOO, Byung S. Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, v. 35, n. 1, p. 143-159, 1987.

ENGLE, Robert F.; YOO, Byung S. *Cointegration of economic time series: a survey with new results, in long run economics relation*. Readings in cointegration. Oxford: Oxford University Press, p. 237-266, 1991.

ENGSTED, Tom; HALDRUP Niels. Multicointegration in stock-flow models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, n.2, p. 237-254, 1999.

ENGSTED, Tom; GONZALO, Jesus; HALDRUP, Niels. Testing for multicointegration. *Economic Letters*, v. 56, p. 259-266, 1997.

ENGSTED, Tom; JOHANSEN, Soren. Granger's representation theorem and multicointegration. *European University Institute Working Paper Eco*, n. 97, v. 15, 1997.

EWING, Tewing; PAYNE, James E. Government revenue-expenditure nexus: evidence from Latin America. *Journal of Economic Development*, v. 3, n. 2, dec. 1998.

FISCHER, Stanley; EASTERLY, William. The economics of the government budget constraint. *The World Bank Research Observer*, v.5, n.2, p.127-142, July, 1990.

FLOOD, Robert P; GARBER, Peter M. Gold monetization and gold discipline. *NBER Working Paper*, n. 0544, Sep. 1980.

FRIEDMAN, Benjamin M. Deficits and debt in the short and long run. *NBER Working Paper*, n. 11630, set, 2005.

GAMBOA, Ulisses Ruiz de; SILVA, Roseli da. *Nova evidência sobre a sustentabilidade da política fiscal brasileira: co-integração, quebras estruturais e senhoriagem*. Seminários Bacen-USP de Economia Monetária e Bancária, 2004. 20p.

GAMBOA, Ulisses Ruiz de. *Dívida pública brasileira, default e a "Nova Equivalência Ricardiana": um exercício cliométrico do Brasil – Império a Época Atual*. IPE/USP, p. 20, 2005. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A050.pdf>>. Acesso em: 11 ago. 2007.

GHATAK, Subrata; FUNG, José R. Sánchez. Is fiscal policy sustainable in developing economies? *Review of Development Economics*, Blackwell Publishing, v.11, p. 518-530, 2007.

GIAMBIAGI, Fabio; RONCI, Marcio. Fiscal policy and debt sustainability: cardoso's Brazil, 1995-2002. *IMF Working Paper*, WP/04/156, aug. 2004.

GOLDFJAN, I. *Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil não é sustentável?* Nota Técnica nº 25. Banco Central do Brasil, 2002. 26p.

GONAZLO, J.; LEE T. H. Pitfalls in testing for long run relationships. *Journal of Econometrics*, v. 86, p. 129-154, 1998.

GOULARTI, Alcides F. *Tangos e tragédias: o neopadrão – ouro e a crise Argentina*. Santa Catarina: Unesc, 2003. Disponível em <

<http://www.geocities.com/tercercoloquio2003/coloquio/filhotangos.PDF>>. Acesso em: 08 jul. 2007. 12p.

GRANGER, C. W. J.; LEE T. H. Investigation of reproduction, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 4, p. 145-159, 1989.

\_\_\_\_\_. *Multicointegration, in advances in econometrics: cointegration, spurious regression and unit roots*. Edited by G. F. Rhodes, Jr. and I. B. Fomlisy. New York: JAI Press, p. 71-84, 1990.

HAKKIO, Craig S.; RUSH, Mark. Is the budget deficit "too large"? *Economic Inquiry*, v. 29, p. 429-445, July 1991.

HALDRUP, Niels. The asymptotics of single equation cointegration regressions with I(1) and I(2) variables. *Journal of Econometrics*, v. 63, p. 153-181, 1994.

HALDRUP, Niels. An econometric analysis of I(2) variables. *Journal of Econometric Surveys*, v. 12, 1998.

HALL, P. HEYDE C. *Martingale limit theory and its applications*. Academic Press, New York, 1980. 308p.

HAMILTON, J. D.; FLAVIN M.A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. *American Economic Review*, v. 76, p. 808-819, 1986.

IMF. *Assessing Sustainability*. Maio. 2002. Disponível em: <http://www.imf.org/external/np/pdr/sus/2002/eng/052802.pdf>. Acesso em: 30 abr. 2008. 60p.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA E APLICADA - IPEA. *Ipeadata*. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 21 abr 2008.

ISSLER, João Vitor; LIMA, Luiz Renato. Public debt sustainability and endogeneous seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947-92. *Journal of Development Economics*, v. 62, n. 1, p. 131-147, 2000.

JOHANSEN, Soren. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12. p. 231-54, 1988.

\_\_\_\_\_. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, p. 169-210, 1990.

\_\_\_\_\_. A statistical analysis of cointegration for I(2) variables. *Econometric Theory*, Cambridge University Press. v. 11, n. 1. p. 25-59, Mar. 1995.

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for the UK. *Journal of Econometrics*, v. 53, p. 211-244, 1992.

KREMERS, Jeroen. U.S. federal indebtedness and the conduct of fiscal policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 23, p. 219-38, 1989.

LEE, Tae Hwuy. Stock-flow relations in housing construction. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, 1992.

LEACHMAN, L et al. Multicointegration and sustainability of fiscal practices. *Economic Inquiry, Forthcoming*, v. 43, n. 2, p. 454-466, 2005.

LONDON METAL EXCHANGE - LME. *Copper Grade A price graph*. Disponível em: <[http://www.lme.co.uk/copper\\_graphs.asp](http://www.lme.co.uk/copper_graphs.asp)>. Acesso em: 26 abr 2008.

LUCAS, R.; STOKEY, N. Optimal fiscal policy and monetary policy in a economy without capital. *Journal of Monetary Economics* v.12, p. 55-94, 1983.

LUPORINI, Viviane. Sustainability of the brazilian fiscal policy and central bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, v. 54, n 2, p. 201-226, 2000.

\_\_\_\_\_. A sustentabilidade da dívida mobiliária federal brasileira: uma investigação adicional. *Análise Econômica*, ano 19, n. 36, p. 69-84, set. 2001.

MCCALLUM, Bennett T. Are bond-financed deficits inflationary? A Ricardian Analysis. *Journal of Political Economics*, v. 92, n. 11, p. 123-135, 1984.

PAINCEIRA, Juan Pablo; CARCANHOLO, Marcelo Dias. *Abertura financeira e vulnerabilidade externa da América Latina: os impactos sobre Brasil, México e Argentina na década de 90*. São Paulo, 2002. Disponível em: <[http://www.ie.ufrj.br/publicacoes/discussao/abertura\\_financiera\\_e\\_vulnerabilidade\\_externa\\_na\\_america\\_latina.pdf](http://www.ie.ufrj.br/publicacoes/discussao/abertura_financiera_e_vulnerabilidade_externa_na_america_latina.pdf)>. Acesso em: 8 jul. 2007. 20p.

PERU, Banco Central de Reserva. *Consulta a séries estadísticas*. Disponível em: <<http://estadisticas.bcrp.gob.pe/>>. Acesso em: 15 fev 2008.

REINHART, Carmen M.; ROGOFF, Keneneth S.; SAVASTANO, Miguel A. Debt intolerance. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, p. 1-74, 2003.

RESTREPO, Jorge E.; RINCÓN, Hernán. *Identifying fiscal policy shocks in Chile and Colombia*. Central Bank of Chile. Working Papers n. 370. Ago. 2006. 29p.

RIASCOS, A.; C. VEGH. *Procyclical fiscal policy in developing countries: the role of incomplete markets*. 2003. Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/staffp/2003/00-00/rv.pdf>. Acesso em: 19 maio 2008.

ROCHA, Fabiana. Long-run limits on the brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, v. 51, n. 4, p. 447-470, 1997.

RONDINEL R.; SONAGLIO C.; PEDROSO, L. Economia chilena: exemplo a ser seguido? *Observatorio de la Economía Latinoamericana*, 63, jul. 2006. Disponível em: [www.eumed.net/cursecon/ecolat/cl/](http://www.eumed.net/cursecon/ecolat/cl/). Acesso em: 30 jan. 2008.



ROMER, David. *Advanced macroeconomics*. 3 ed. New York: McGraw-Hill, 2006. 696p.

ROGOFF, Kenneth; OBSTFELD, Maurice. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge: The MIT Press, 1996. 832p.

SACHS, Jeffrey D.; LARRIAN, Felipe B. *Macroeconomia em uma economia global*. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000. 852p.

SAMPAIO, Raquel; LIMA, Luiz Renato. The asymmetric behavior of the U.S. public debt. *Ensaio Econômicos da EPGE-FGV*, n. 593, July 2005.

SARGENT, Thomas J.; WALLACE, Neil. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

SIMONASSI, Andrei G. Função de resposta fiscal, múltiplas quebras estruturais e a sustentabilidade da dívida pública no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, XXXV [*Proceedings of the 35th Brazilian Economics Meeting*] 059, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]. 2007 Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A059.pdf>. Acesso em: 28 abr. 2008. 16p.

TANNER, Evan; LIU, Peter. Is the budget deficit “Too Large”? some further evidence. *Economic Inquiry*, v. 32, p. 511-518, July, 1994.

TANNER, Evan; SAMAKE, Issouf. Probabilistic sustainability of public debt: a vector autoregression approach for Brazil, Mexico, and Turkey. *IMF Staff Papers*. v. 55, n. 1, p. 149-182, 2008.

TREHAN, Bharat; WALSH, Carl. Common trends, the government budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 425-444, 1988.

\_\_\_\_\_. Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S.federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.23, n. 2, p.206-223, maio 1991.

VENEZUELA, Ministério del Poder Popular para las Finanzas. Oficina de Estadísticas de las Finanzas Públicas. *Resultado Financiero del Gobierno Central*. Disponível em: < [http://www.mf.gov.ve/app/admEstadistica/mostrarcontenido.jsp?id\\_carpeta=1101020311](http://www.mf.gov.ve/app/admEstadistica/mostrarcontenido.jsp?id_carpeta=1101020311)>. Acesso em: 12 fev 2008.

WILCOX, David. The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 21, p. 291-306, 1989.

ZHOU, S. The power of cointegration tests versus data frequency and time spans. *Southern Economic Journal*, v. 67, p. 906-921, 2001.

ZUCKOFF, Mitchell. *Ponzi scheme: the true history of a financial legend*. Random House: New York, 2005.

## **ANEXO A - Descrição da fonte, das características e do escopo temporal dos dados**

As séries macroeconômicas utilizadas foram obtidas em bancos de dados oficiais dos órgãos governamentais de cada país pesquisado, ou seja, Argentina, Brasil, Chile, México, Peru, Uruguai e Venezuela. As principais fontes de dados para a presente pesquisa foram: Ministério da Economia, Ministério da Fazenda, Institutos de Pesquisa Econômica, Institutos de Estatísticas, Banco Central, entre outros, de acordo com disponibilidade das informações necessárias.

Para a aplicação dos critérios proposto por Leachman et al. (2005) no caso dos países latino-americanos, as variáveis cuja dinâmica se objetiva avaliar para testar a sustentabilidade fiscal do processo orçamentário são: a receita e a despesa do governo central. A partir dessas séries serão construídas as demais séries, como resultado orçamentário (déficit ou superávit) e estoque de dívida.

A efetiva estruturação das séries levou em consideração a disponibilidade de dados referentes à receita e à despesa para cada país estudado, ou seja, buscou-se, em primeiro lugar, a utilização de séries com dados do governo central consolidado, considerando-se a receita e a despesa total, incluindo-se juros pagos e recebidos. As despesas englobam todos os gastos governamentais e as receitas consideram a arrecadação total.

As observações são de periodicidade anual ou trimestral, dependendo da disponibilidade das séries nos bancos de dados oficiais de pesquisa para cada país, sendo que as séries utilizadas na construção dos dados foram: a receita nominal, a despesa nominal, os índices de preços e o produto interno bruto nominal e real.

Para a aplicação dos testes econométricos foi procedido ao ajuste das séries de modo a produzir uma variedade de medidas da receita e da despesa que representassem com precisão as exigências teóricas do modelo, ou seja, as séries em valores nominais foram corrigidas pelos índices de preço dos respectivos países para gerar as séries em valores constantes, bem como foram calculadas em percentual do produto interno bruto em termos nominais (correntes) e/ou reais (constantes).

No processo de construção das séries para a aplicação dos testes econométricos e análise dos resultados, foi necessária a geração das seguintes séries, definidas no Quadro 01, para cada país.

**Quadro 01: Definição das variáveis.**

<b>Variável</b>	<b>Definição</b>
rt_nom	receita nominal
dt_nom	despesa nominal
rt_cte	receita real ou constante
dt_cte	despesa real ou constante
rt_nom_pib	receita nominal em proporção ao produto nominal
dt_nom_pib	despesa nominal em proporção ao produto nominal
rt_cte_pib	receita real ou constante em proporção ao produto real
dt_cte_pib	despesa real ou constante em proporção ao produto real
result_nom e result_nom_pib	resultado fiscal em termos nominais e em percentual do produto nominal
result_cte e result_cte_pib	resultado fiscal em termos reais ou constantes e em percentual do produto real
result_nom_acum	Resultado fiscal em termos nominais acumulado e em percentual do produto nominal
result_cte_acum	resultado fiscal real ou constante acumulado e em percentual do produto real
tend	tendência
rt_nom_1dif	primeira diferença da receita nominal e em proporção ao produto nominal
dt_nom_1dif	primeira diferença da despesa nominal e em proporção ao produto nominal
rt_cte_1dif	primeira diferença da receita real ou constante e em proporção ao produto real
dt_cte_1dif	primeira diferença da despesa real ou constante e em proporção ao produto real
rt_nom_acum	receita nominal acumulada e em percentual do produto nominal
dt_nom_acum	despesa nominal acumulada e em percentual do produto nominal
<b>Variável</b>	<b>Definição</b>

rt_cte_acum	receita real ou constante acumulada e em percentual do produto real
dt_cte_acum	despesa real ou constante acumulada e em percentual do produto real
rt_nom_1dfdef	defasagem da primeira diferença da receita nominal e em proporção ao produto nominal
dt_nom_1dfdef	defasagem da primeira diferença da despesa nominal e em proporção ao produto nominal
rt_cte_1dfdef	defasagem da primeira diferença da receita real ou constante e em proporção ao produto real
dt_cte_1dfdef	defasagem da primeira diferença da despesa real ou constante e em proporção ao produto real

### **i) Argentina:**

Para a Argentina, as séries de receita, despesa, Índice de Preços Combinados (média simples do Índice de Preços ao Consumidor - IPC e do Índice de Preços Internos - *al por Mayor* - IPIM) e produto interno bruto abrangem dados anuais do período de 1961 a 2006 e foram obtidos no sítio do Ministério de Economia e Produção do governo federal da Argentina - MECON, sendo referentes ao setor público não financeiro. Observa-se que não há disponibilidade, nos sítios oficiais de pesquisa, das séries de receita e despesa para o governo central da Argentina. Portanto, os dados utilizados estão disponíveis nas séries estatísticas do MECON e foram elaborados pela Oficina Nacional do Presupuesto, da Secretaria de Presupuesto, integrantes da Secretaria de Hacienda de la Nación, sendo que as referidas séries estão expressas em milhões de Pesos, tendo o ano de 2004 como base para os valores constantes.

### **ii) Brasil:**

Os dados para o Brasil se referem ao período de 1997 a 2007, com periodicidade trimestral, tendo como origem os resultados fiscais consolidados do governo federal fornecidos pela Secretaria do Tesouro Nacional. As séries referentes ao produto interno bruto e ao Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) são provenientes do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômicas Aplicadas (IPEA). Os valores estão expressos em

milhões de reais, sendo o ano de 2000 utilizado como base para as séries em valores constantes. Observa-se que a metodologia de divulgação da necessidade de financiamento do setor público foi adotada a partir do ano de 1997, não havendo a possibilidade de estruturar as séries na atual metodologia para períodos anteriores. Nesse contexto, não existem séries disponíveis para os períodos anteriores a 1997 que permitam estruturar os dados na atual metodologia utilizada pela Secretaria do Tesouro Nacional.

### **iii) Chile:**

As séries para o Chile foram obtidas no banco de dados estatísticos do sítio do Banco Central do Chile, abrangendo as operações de receita e despesa do governo central do Chile para os anos de 1990 a 2007, com periodicidade trimestral, sendo expressas em milhões de Pesos. As séries do produto interno bruto e do Índice de Preço ao Consumidor (IPC) também estão disponíveis no referido banco de dados. Foi utilizado o ano de 2003 como base para as séries em valores constantes.

### **iv) México:**

As séries de receita e despesa do governo federal do México referem-se à dados trimestrais de 1990 a 2007, em milhões de pesos. O ano de 1993 foi utilizado como base para as séries em termos constantes. As referidas séries, bem como as séries do Índice de Preços ao Consumidor – IPC e do produto interno bruto, estão disponíveis nas séries estatísticas do Banco do México.

### **v) Peru:**

No que se refere às séries para o Peru, foram obtidas na consulta de séries estatística do sítio na internet do Banco Central de Reserva do Peru. Os dados utilizados para este estudo foram as séries de receita e despesa das operações do governo central do Peru, com periodicidade trimestral, abrangendo os anos de 1991 a 2007. O Índice de Preço ao Consumidor (IPC) e o produto interno bruto também são provenientes da mesma base de

pesquisa. O ano de 1994 foi utilizado como base para as séries em valores constantes. As séries estão expressas em milhões de Novo Soles.

#### **vi) Uruguai:**

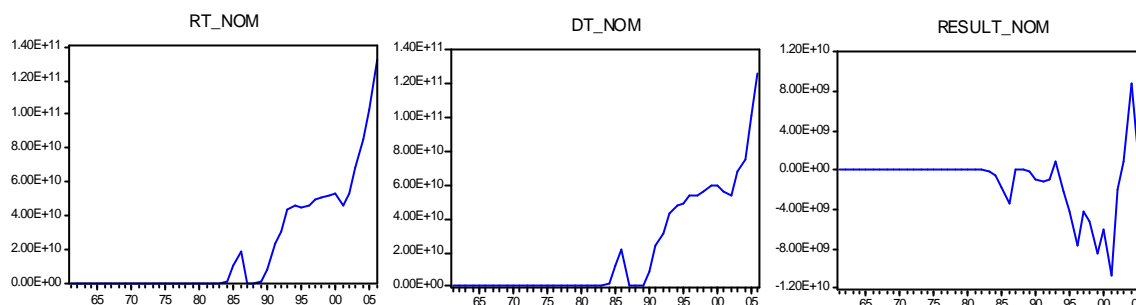
As séries de receita e despesa do Uruguai são provenientes do banco de dados do Instituto Nacional de Estatística do Uruguai, abrangendo o governo central, para os anos de 1983 a 2006, com periodicidade anual. No que refere às séries do índice de preços ao consumidor e ao produto interno bruto, são provenientes também do Instituto Nacional de Estatística do Uruguai, estando disponíveis nos bancos de dados sobre preços e salários e no sistema de contas nacionais, respectivamente. O ano de 1983 foi utilizado como base para as séries em valores constantes. As séries de receita e despesa são expressas em milhões de pesos.

#### **vii) Venezuela:**

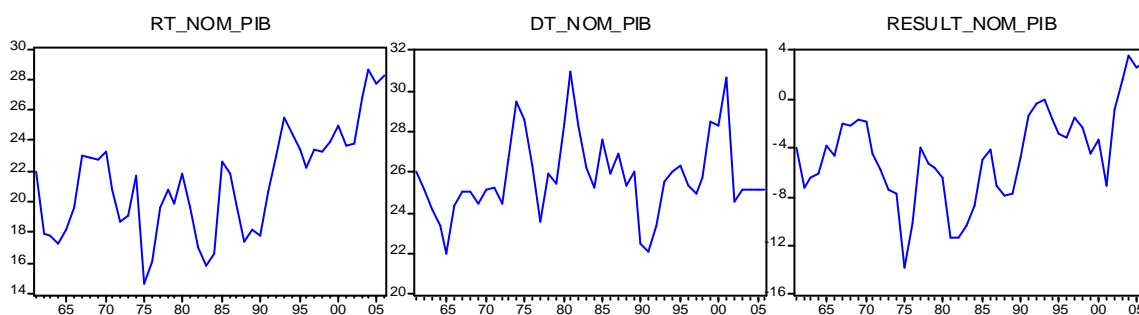
Para a Venezuela, as séries de receita e despesa estão disponíveis nas informações estatísticas do sítio do Banco Central da Venezuela e no banco de dados do Instituto Nacional de Estatística (INE). Destaca-se que o Banco Central da Venezuela está procedendo à atualização das séries de estatísticas macroeconômicas do país, tendo como objetivo estabelecer o ano de 1997 como o novo ano base, bem como adotar o manual de Sistema de Contas Nacionais e Balança de Pagamentos editados pela Organização das Nações Unidas e pelo Fundo Monetário Internacional. Com isso, as séries de receita, despesa, produto e índice de preços ao consumidor para a região metropolitana de Caracas são referentes aos anos de 1998 a 2007, com periodicidade trimestral, tendo o ano de 1997 como base para valores constantes. Os valores das séries estão expressos em milhões de bolívares e referem-se ao governo central da Venezuela. Observa-se que não há informações referentes ao produto nominal ou em valores correntes, com periodicidade trimestral, para o período avaliado; por isso, não foi possível gerar as séries de receita e despesa nominal em proporção ao produto nominal.

## ANEXO B - Representação gráfica das séries de receita, despesa e resultado<sup>54</sup>.

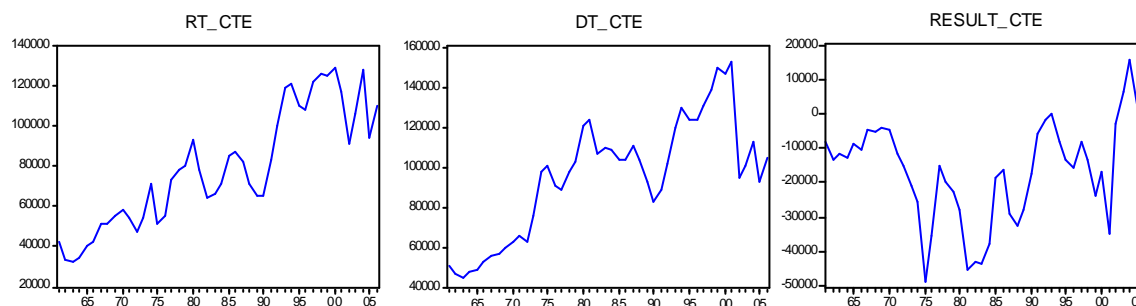
### País: Argentina



**Gráfico 05:** Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais do setor público não financeiro da Argentina no período de 1961 a 2006.

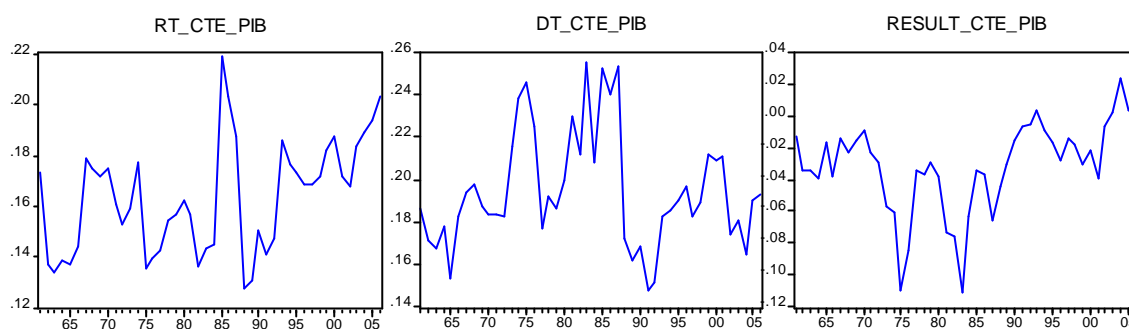


**Gráfico 06:** Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais e em proporção do PIB do setor público não financeiro da Argentina no período de 1961 a 2006.



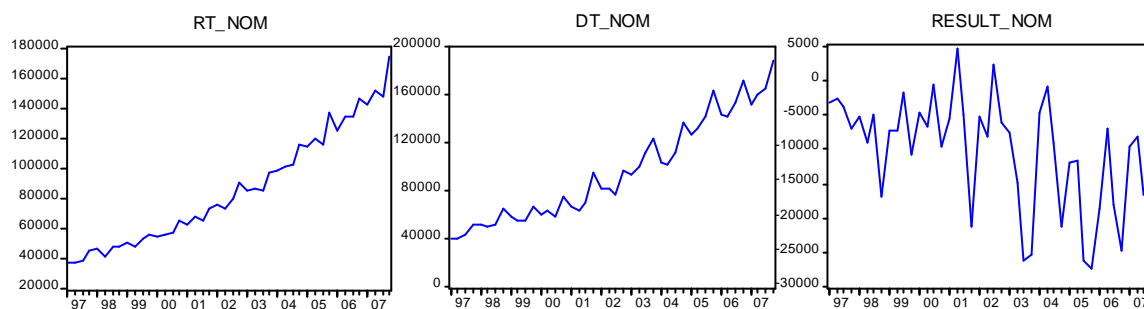
**Gráfico 07:** Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do setor público não financeiro da Argentina no período de 1961 a 2006.

<sup>54</sup> Fonte: Dados da pesquisa conforme Anexo A.

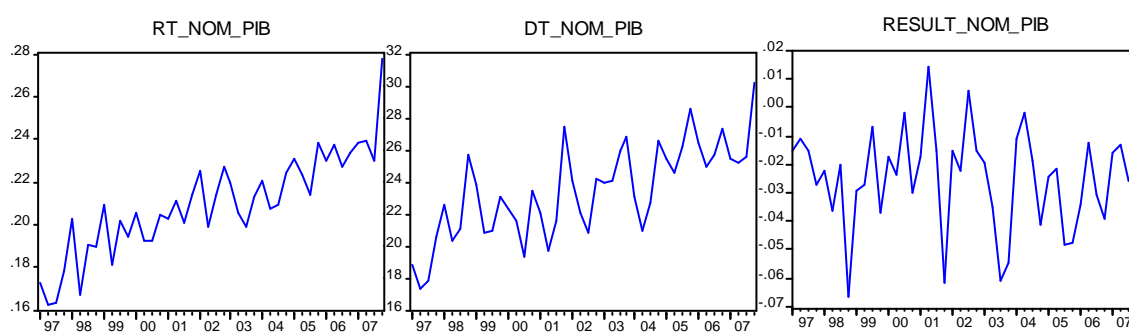


**Gráfico 08:** Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes e em proporção do PIB do setor público não financeiro da Argentina no período de 1961 a 2006.

### País: Brasil

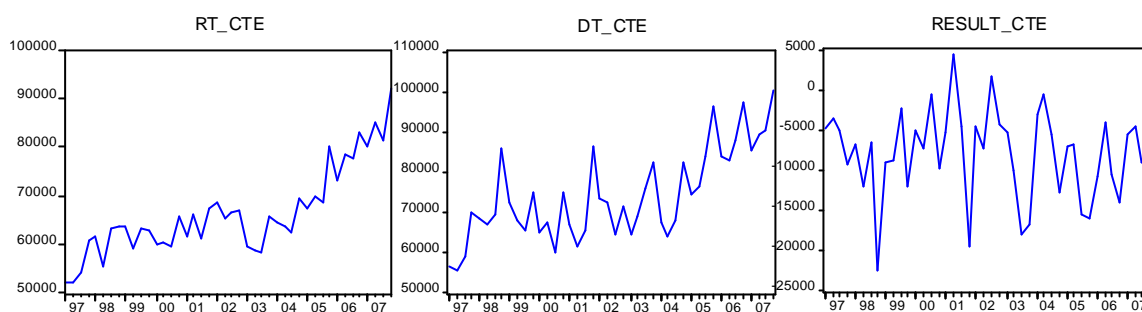


**Gráfico 09:** Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais do governo federal do Brasil no período de 1997-I a 2007-IV.

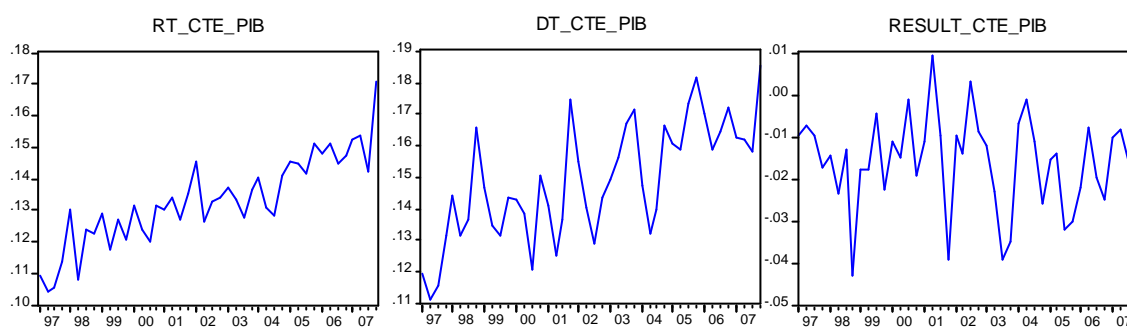


**Gráfico 10:** Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais e em proporção do PIB do governo federal do Brasil no período de 1997-I a 2007-IV.



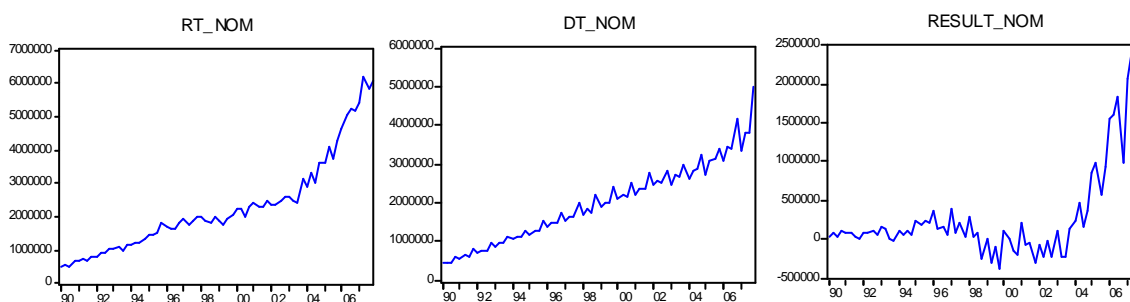


**Gráfico 11: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo federal do Brasil no período de 1997-I a 2007-IV.**

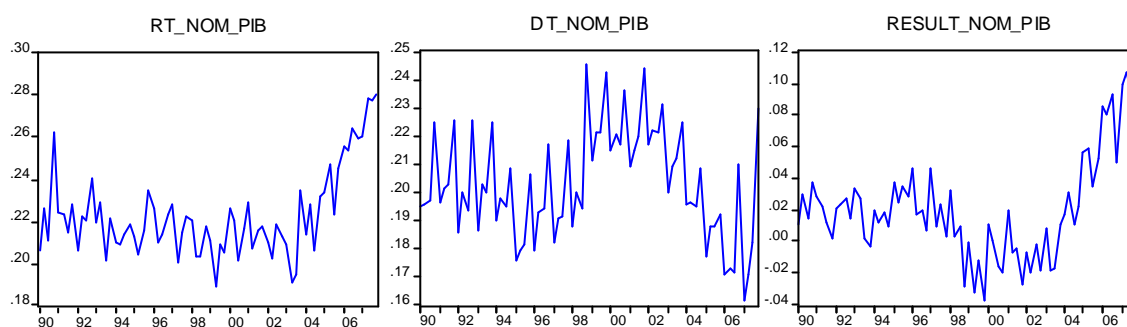


**Gráfico 12: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes e em proporção do PIB do governo federal do Brasil no período de 1997-I a 2007-IV.**

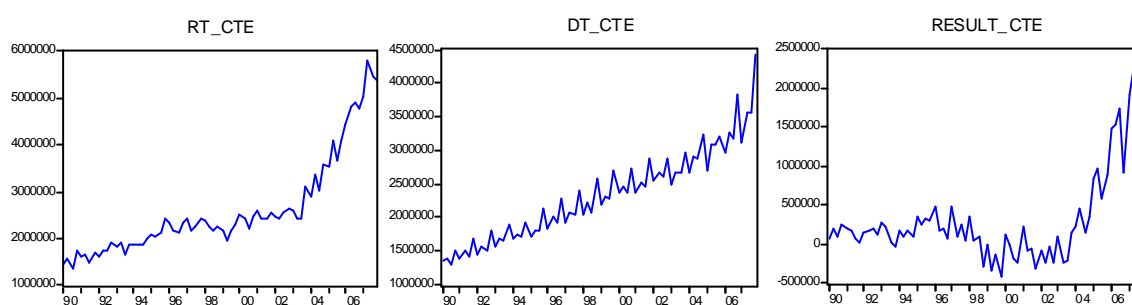
### País: Chile



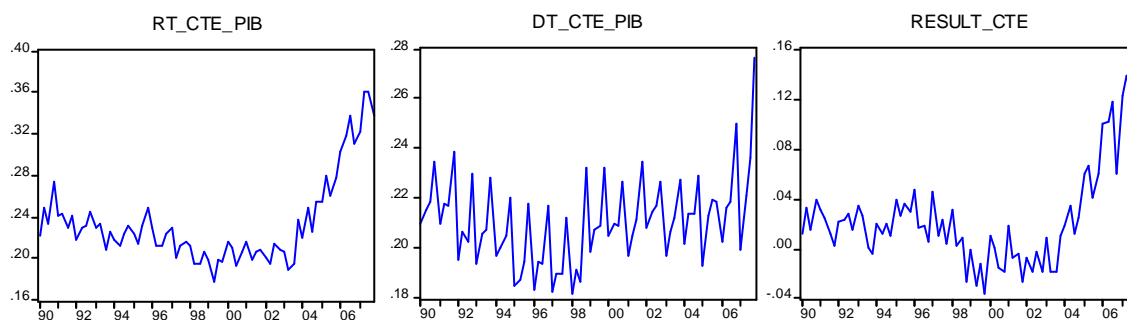
**Gráfico 13: Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais do governo central do Chile no período de 1990-I a 2007-IV.**



**Gráfico 14: Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais e em proporção do PIB do governo central do Chile no período de 1990-I a 2007-IV.**

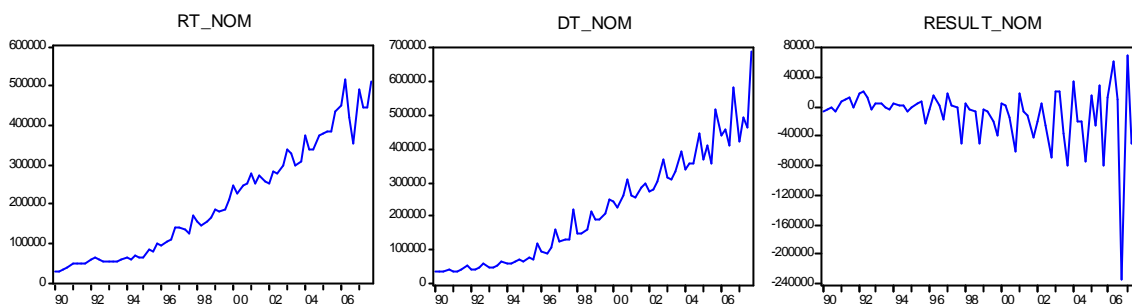


**Gráfico 15: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo central do Chile no período de 1990-I a 2007-IV.**

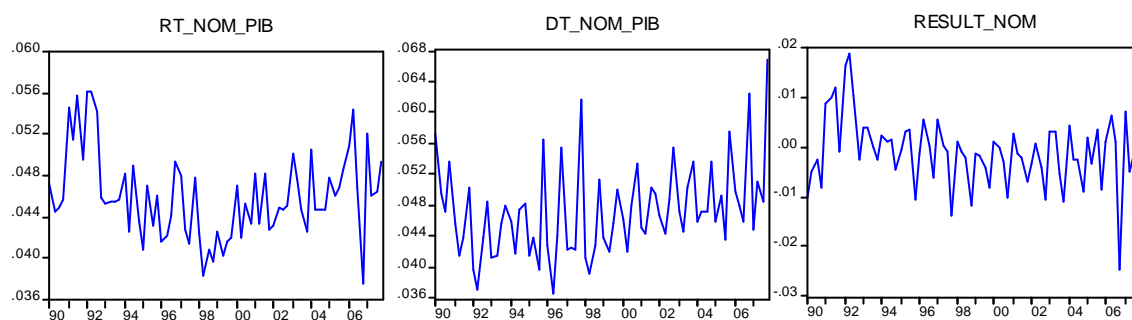


**Gráfico 16: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes e em proporção do PIB do governo central do Chile no período de 1990-I a 2007-IV.**

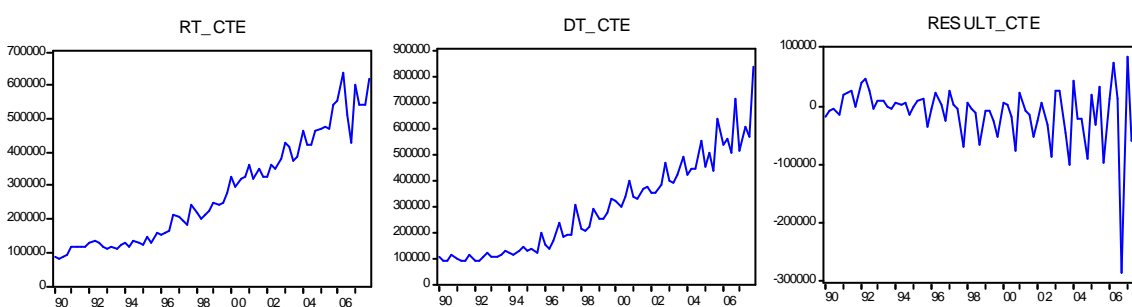
## País: México



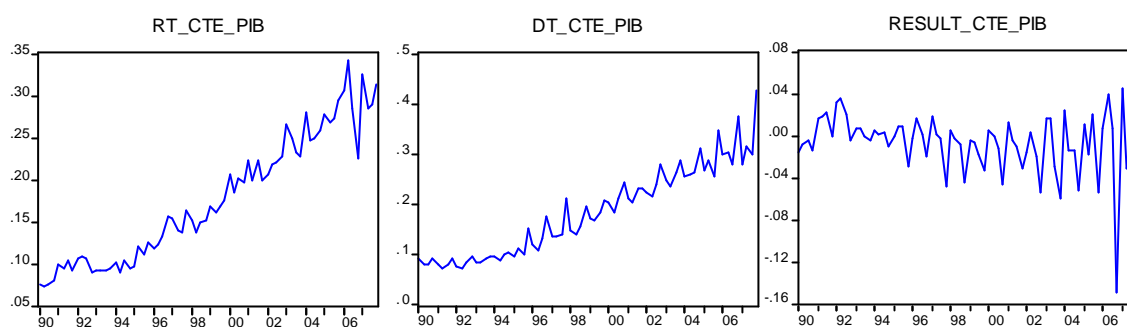
**Gráfico 17: Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais do governo federal do México no período de 1990-I a 2007-IV.**



**Gráfico 18: Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais e em proporção do PIB do governo federal do México no período de 1990-I a 2007-IV.**

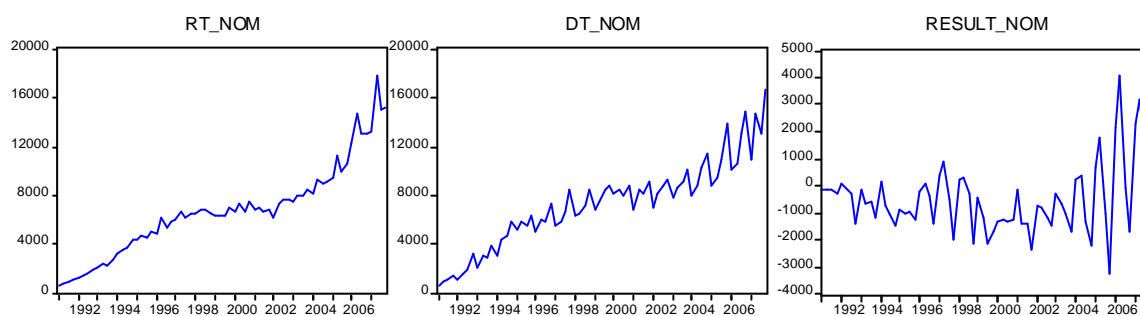


**Gráfico 19: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo federal do México no período de 1990-I a 2007-IV.**

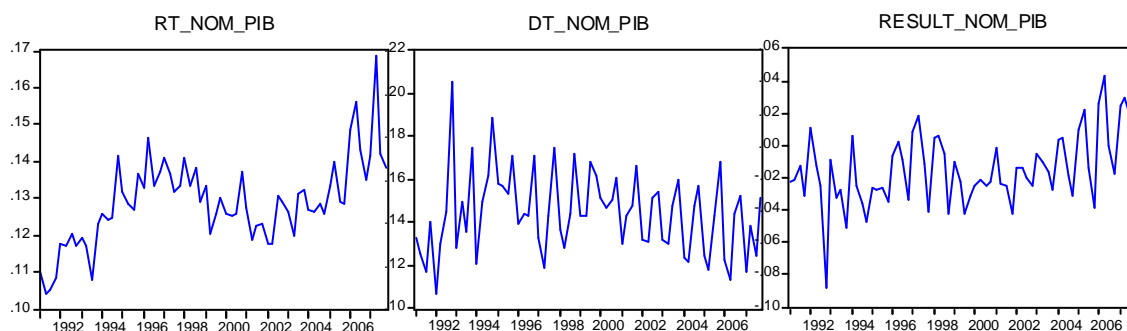


**Gráfico 20:** Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes e em proporção do PIB do governo federal do México no período de 1990-I a 2007-IV.

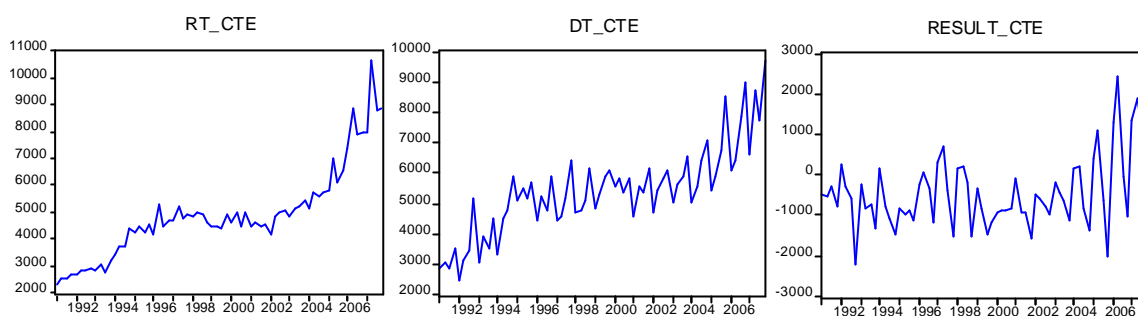
### País: Peru



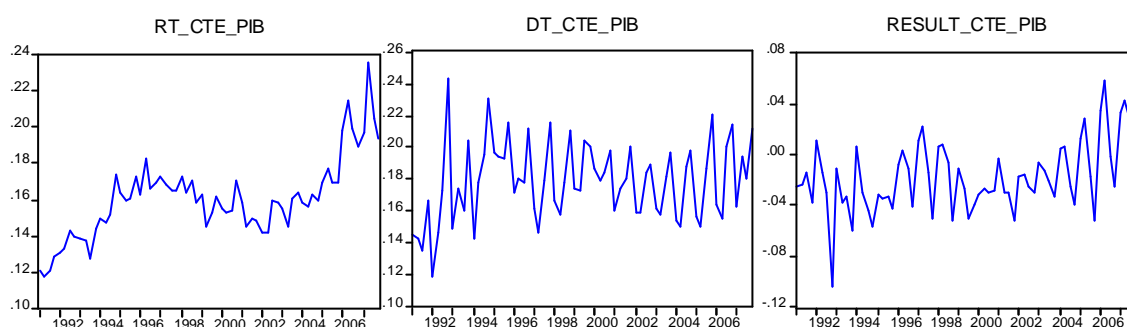
**Gráfico 21:** Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais do governo central do Peru no período de 1991-I a 2007-IV.



**Gráfico 22:** Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais e em proporção do PIB do governo central do Peru no período de 1991-I a 2007-IV.

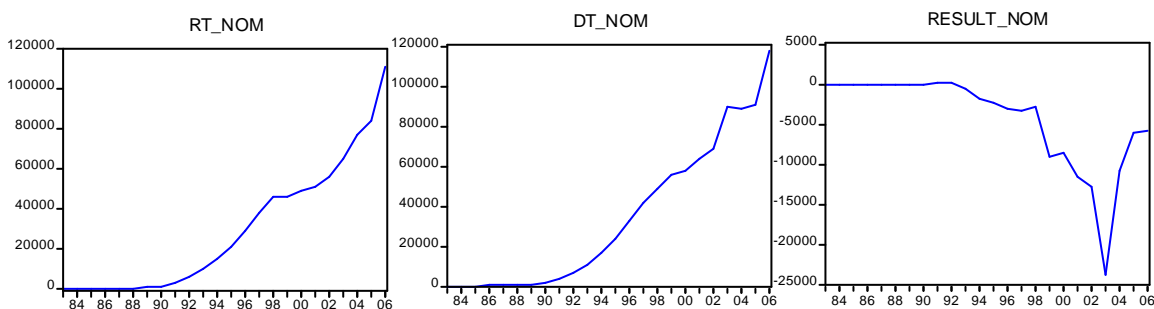


**Gráfico 23: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo central do Peru no período de 1991-I a 2007-IV.**

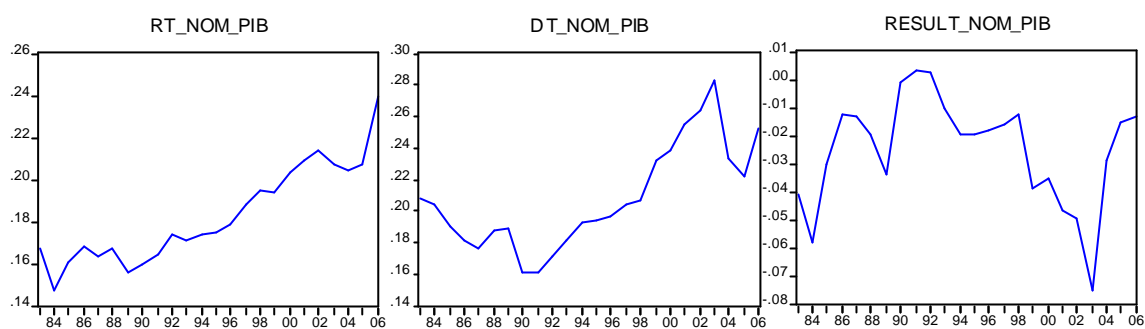


**Gráfico 24: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes e em proporção do PIB do governo central do Peru no período de 1991-I a 2007-IV.**

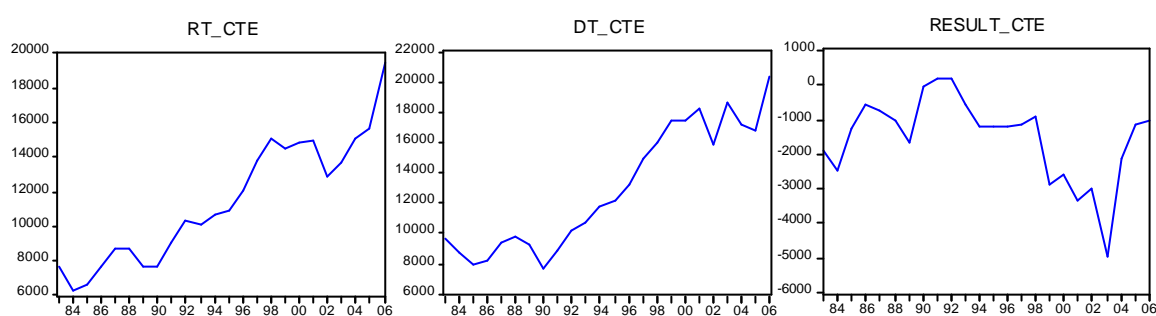
### País: Uruguai



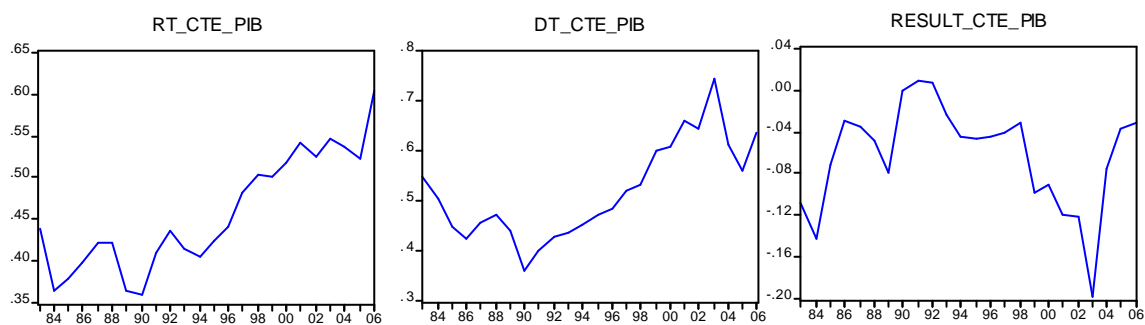
**Gráfico 25: Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais do governo central do Uruguai no período de 1983 a 2006.**



**Gráfico 26:** Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais e em proporção do PIB do governo central do Uruguai no período de 1983 a 2006.

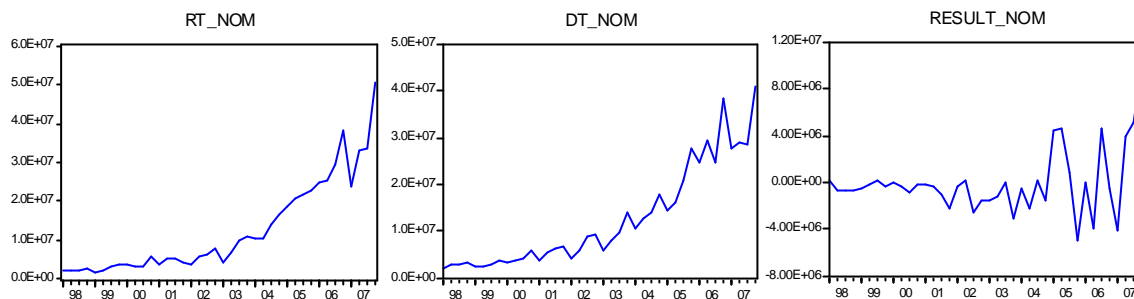


**Gráfico 27:** Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo central do Uruguai no período de 1983 a 2006.

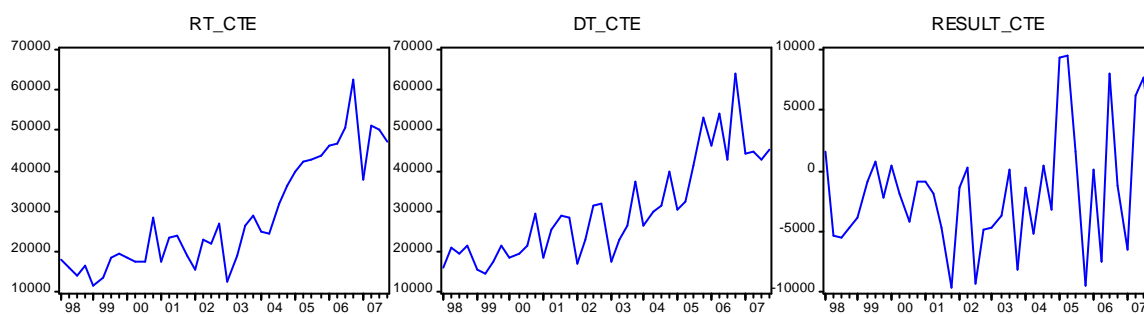


**Gráfico 28:** Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes e em proporção do PIB do governo central do Uruguai no período de 1983 a 2006.

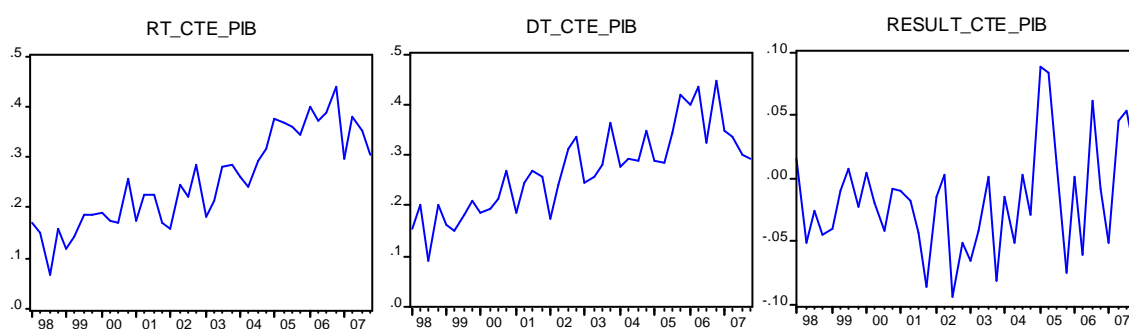
### País: Venezuela



**Gráfico 29:** Séries de receita, despesa e resultado em valores nominais do governo central da Venezuela no período de 1998-I a 2007-IV.

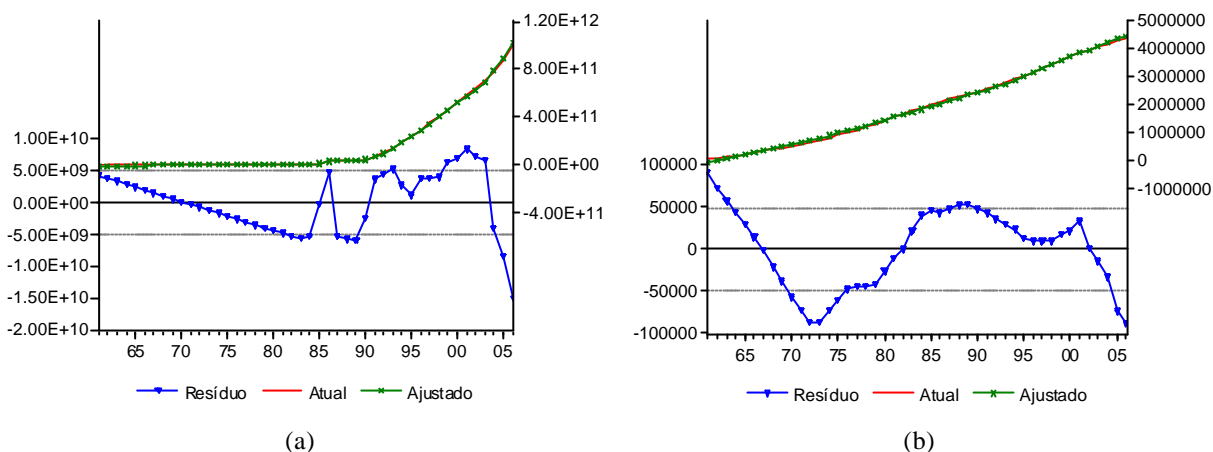


**Gráfico 30:** Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo central da Venezuela no período de 1998-I a 2007-IV.



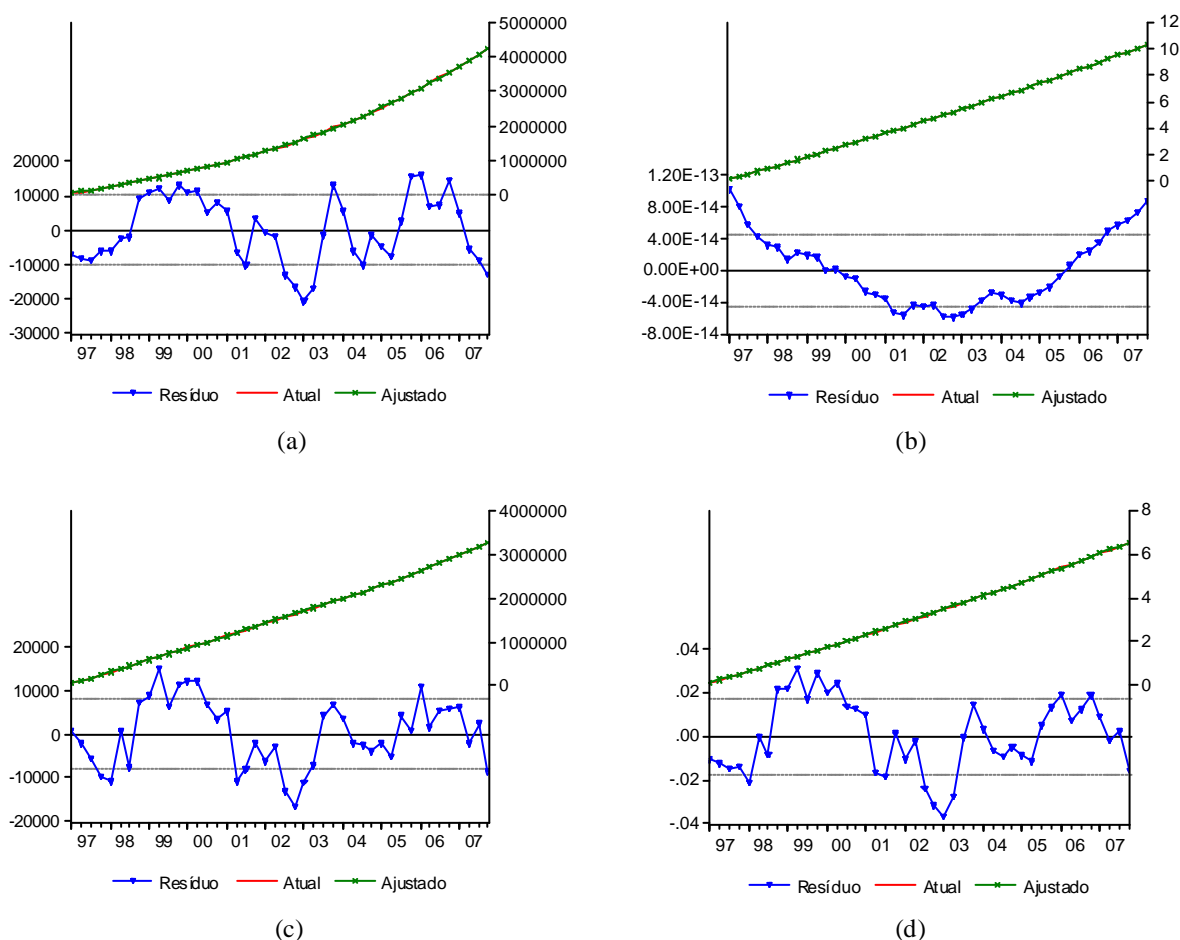
**Gráfico 31:** Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes e em proporção do PIB do governo central da Venezuela no período de 1998-I a 2007-IV.

**ANEXO C - Representação gráfica dos resultados da Tabela 02 - Teste de multicointegração<sup>55</sup>.**



**Gráfico 32: Multicointegração entre receita e despesa do setor público não financeiro da Argentina no período de 1961 a 2006.**

Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais e painel (b) em valores constantes.

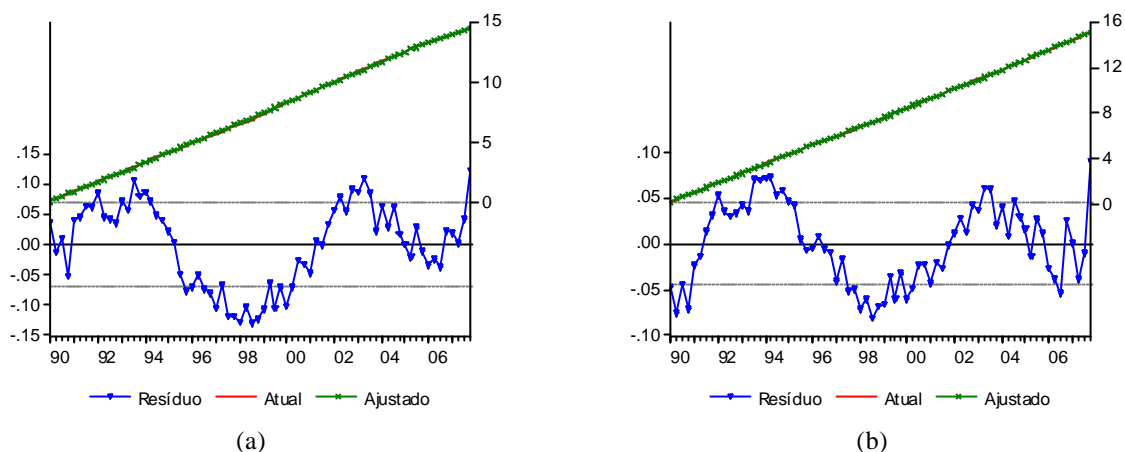


**Gráfico 33: Multicointegração entre receita e despesa do governo federal do Brasil no período de 1997-I a 2007-IV.**

Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais, painel (b) em valores nominais em proporção do PIB, painel (c) em valores constantes e painel (d) em valores constantes em proporção do PIB.

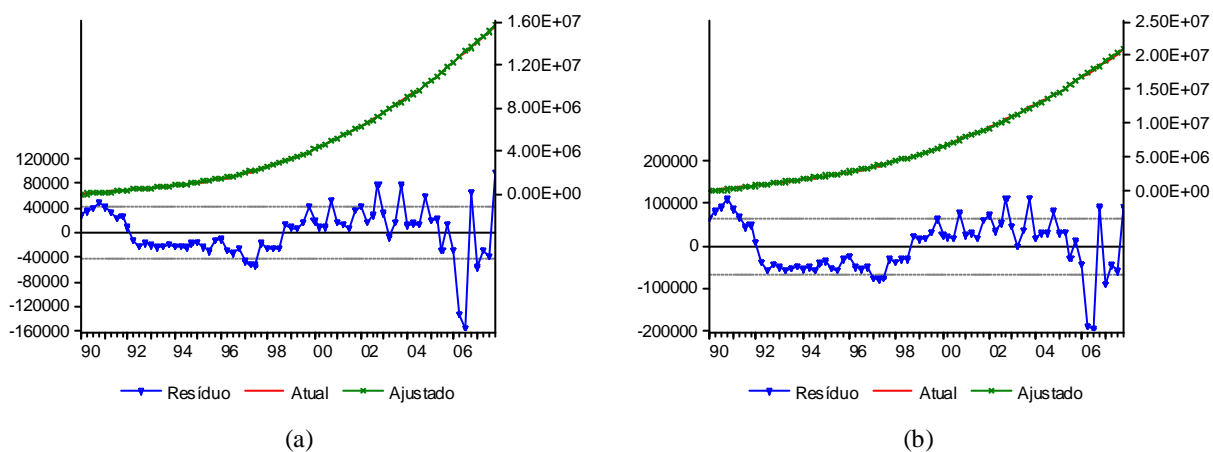
<sup>55</sup> Fonte: Dados da pesquisa e aplicação do modelo de multicointegração.





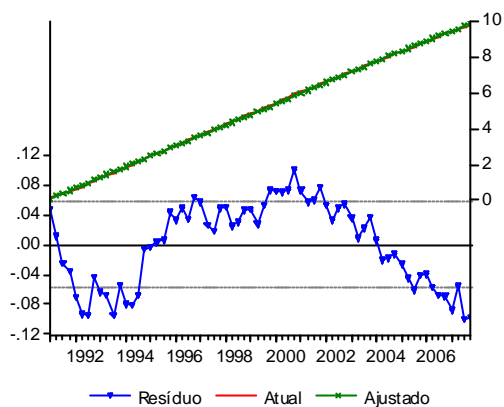
**Gráfico 34: Multicointegração entre receita e despesa do governo central do Chile no período de 1990-I a 2007-IV.**

Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais em proporção do PIB e painel (b) em valores constantes em proporção do PIB.

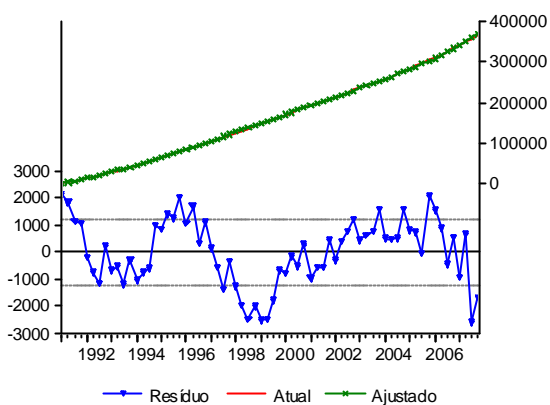


**Gráfico 35: Multicointegração entre receita e despesa do governo federal do México no período de 1990-I a 2007-IV.**

Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais, painel (b) em valores constantes e painel (c) em valores constantes em proporção do PIB.



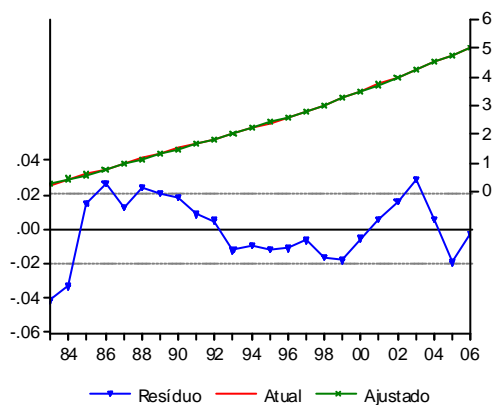
(a)



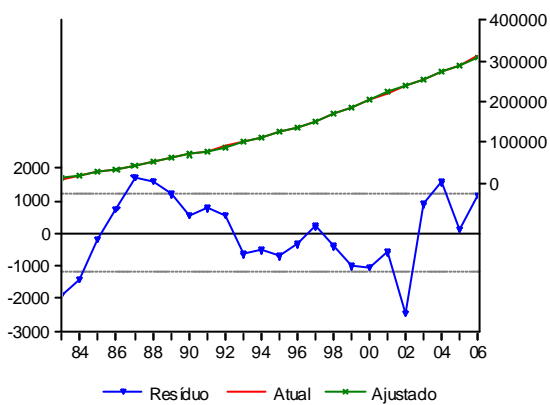
(b)

**Gráfico 36: Multico-integração entre receita e despesa do governo central do Peru no período de 1991-I a 2007-IV.**

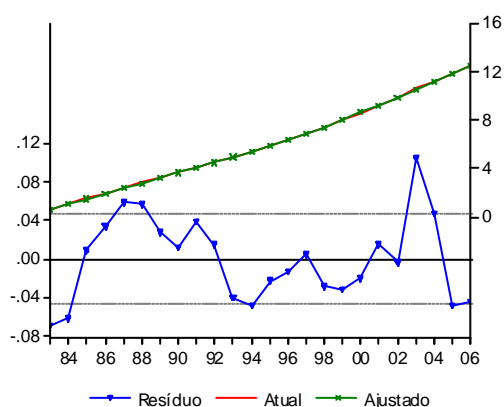
Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais em proporção do PIB e painel (b) em valores constantes.



(a)



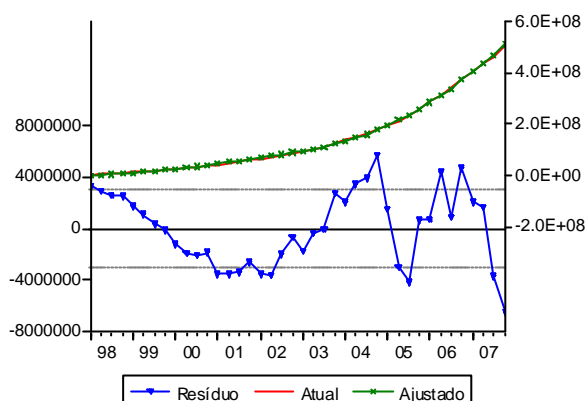
(b)



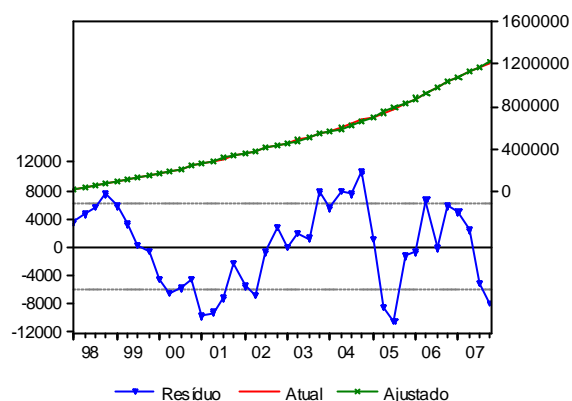
(c)

**Gráfico 37: Multico-integração entre receita e despesa do governo central do Uruguai no período de 1983 a 2006.**

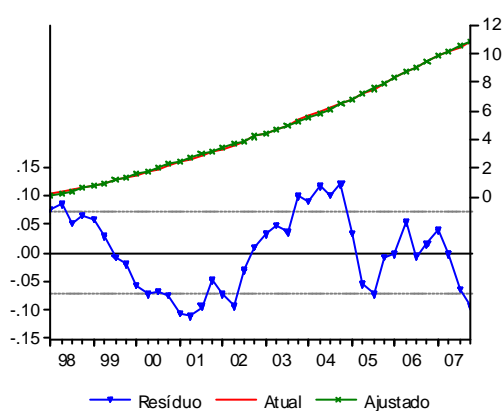
Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais em proporção do PIB, painel (b) em valores constantes e painel (c) em valores constantes em proporção do PIB.



(a)



(b)

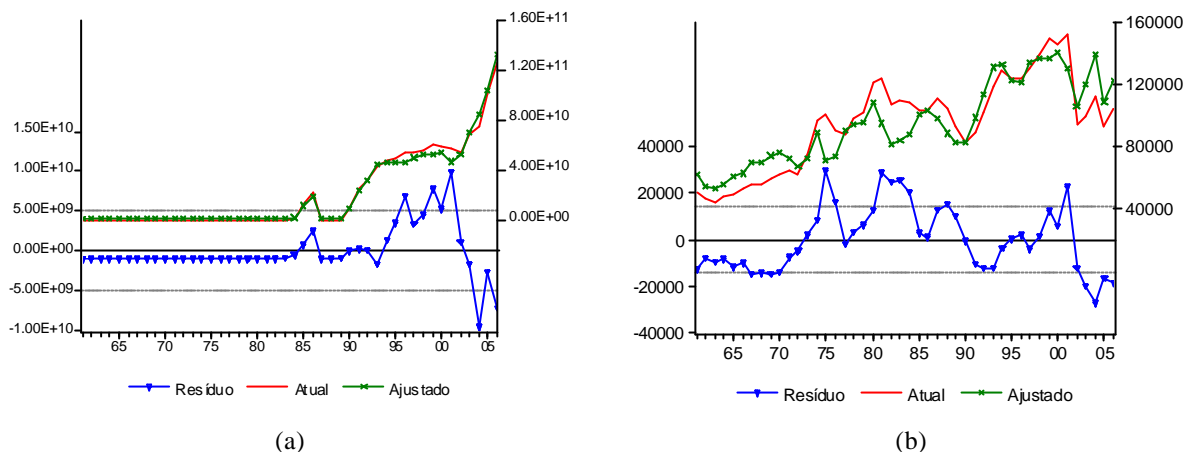


(c)

**Gráfico 38: Multicointegração entre receita e despesa do governo central da Venezuela no período de 1998-I a 2007-IV.**

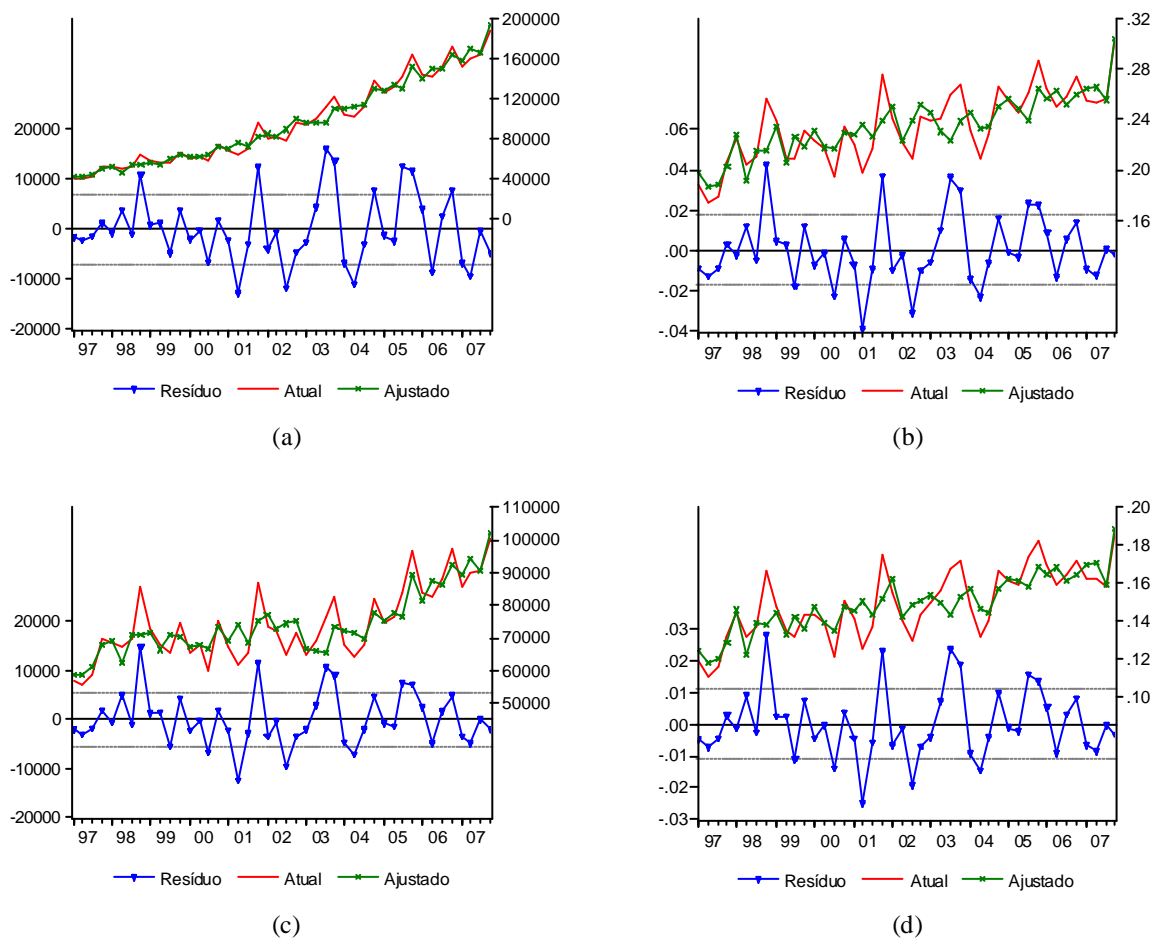
Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais, painel (b) em valores constantes e painel (c) em valores constantes em proporção do PIB.

**ANEXO D - Representação gráfica dos resultados da Tabela 03 - Teste de Co-integração<sup>56</sup>.**



**Gráfico39: Co-integração entre receita e despesa do setor público não financeiro da Argentina no período de 1961 a 2006.**

Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais e painel (b) em valores constantes.

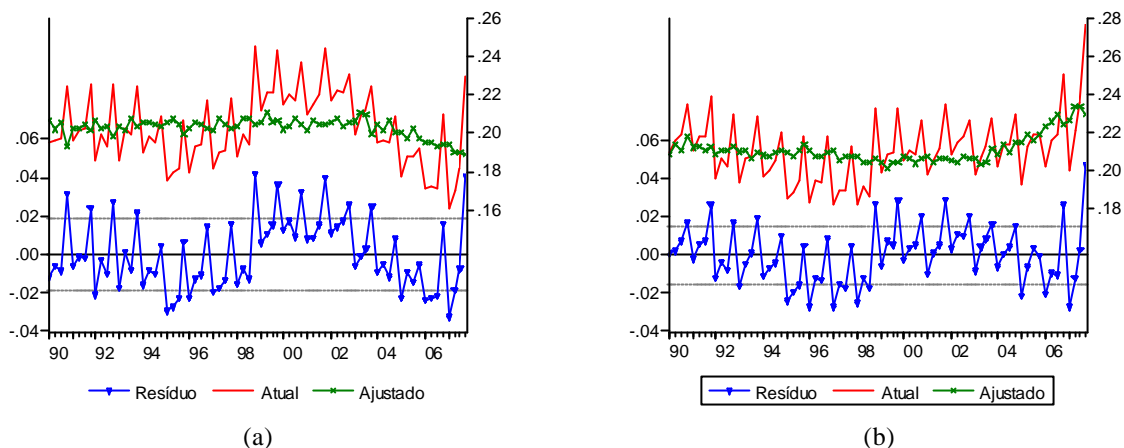


**Gráfico 40: Co-integração entre receita e despesa do governo federal do Brasil no período de 1997-I a 2007-IV.**

Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais, painel (b) em valores nominais em proporção do PIB,

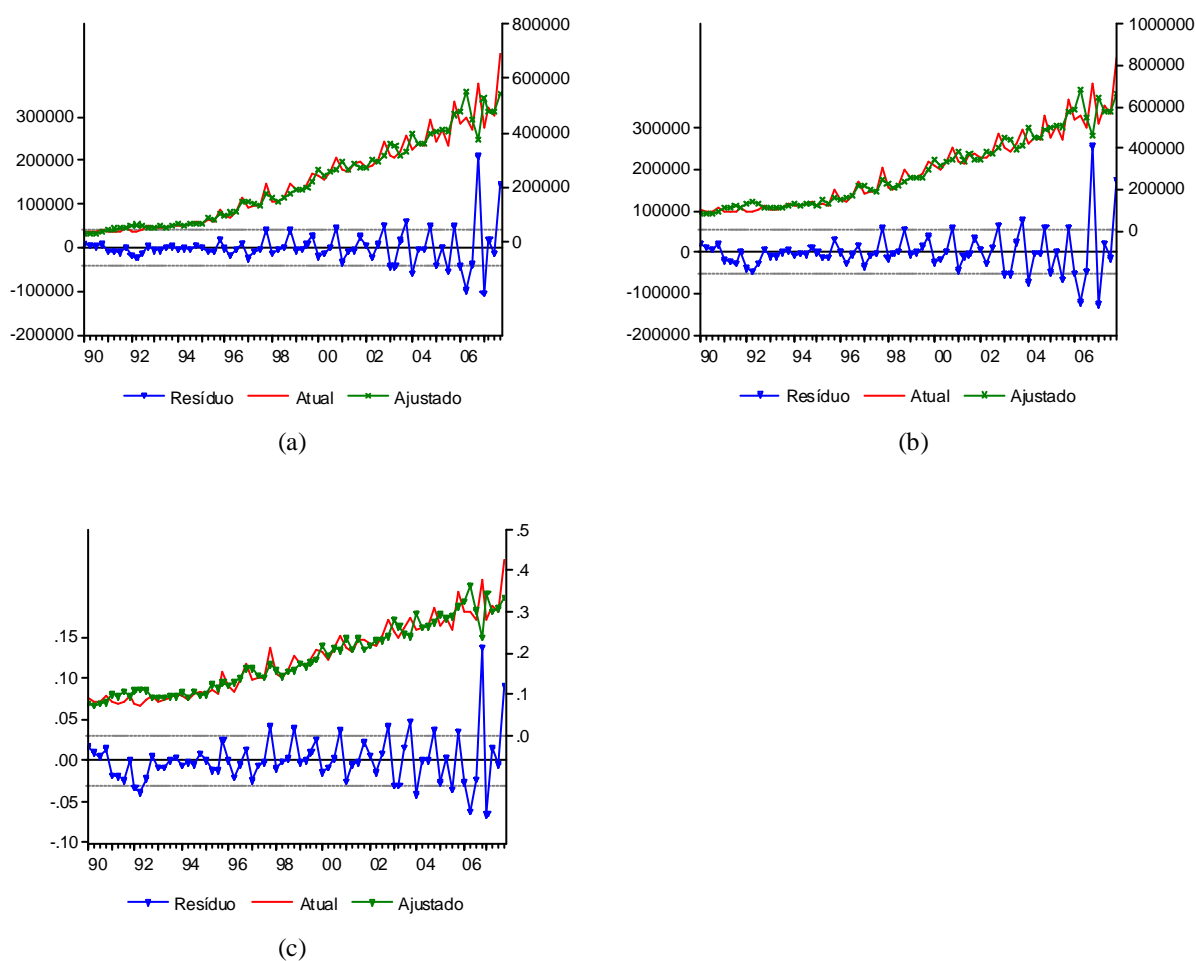
<sup>56</sup> Fonte: dados da pesquisa e aplicação do modelo de Co-integração.

painel (c) em valores constantes e painel (d) em valores constantes em proporção do PIB.



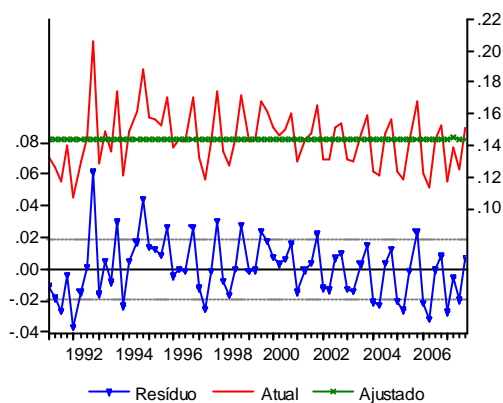
**Gráfico 41: Co-integração entre receita e despesa do governo central do Chile no período de 1990-I a 2007-IV.**

Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais em proporção do PIB e painel (b) em valores constantes em proporção do PIB.

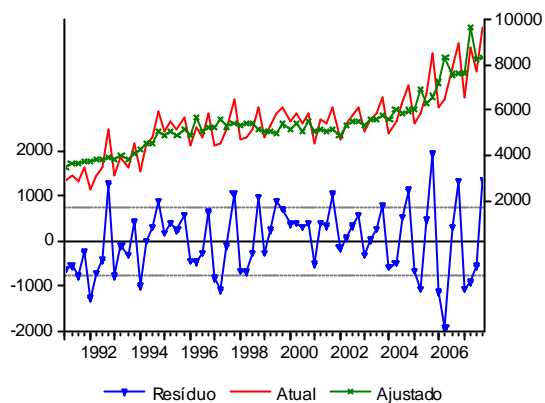


**Gráfico 42: Co-integração entre receita e despesa do governo federal do México no período de 1990-I a 2007-IV.**

Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais, painel (b) em valores constantes e painel (c) em valores constantes em proporção do PIB.



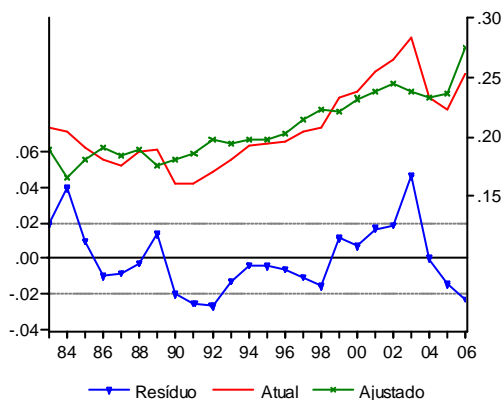
(a)



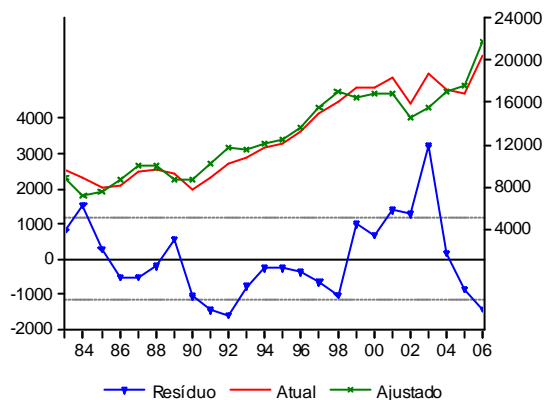
(b)

**Gráfico 43: Co-integração entre receita e despesa do governo central do Peru no período de 1991-I a 2007-IV.**

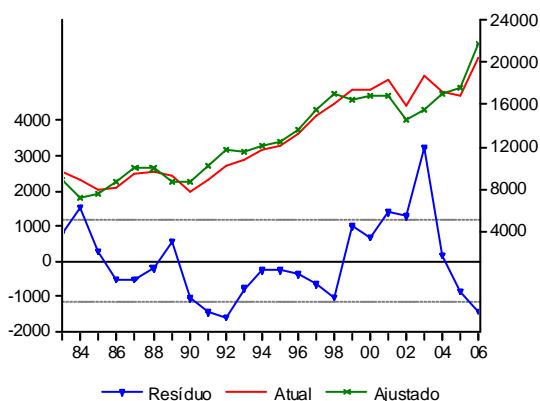
Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais em proporção do PIB e painel (b) em valores constantes .



(a)



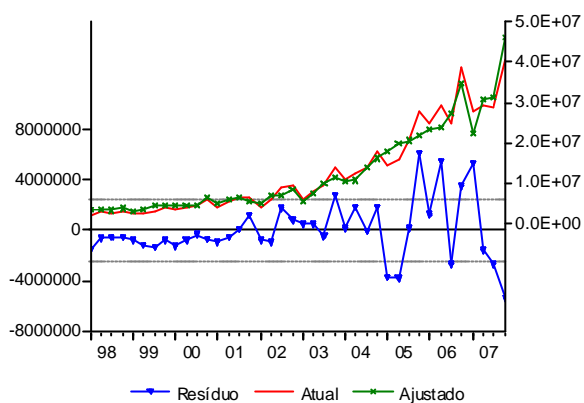
(b)



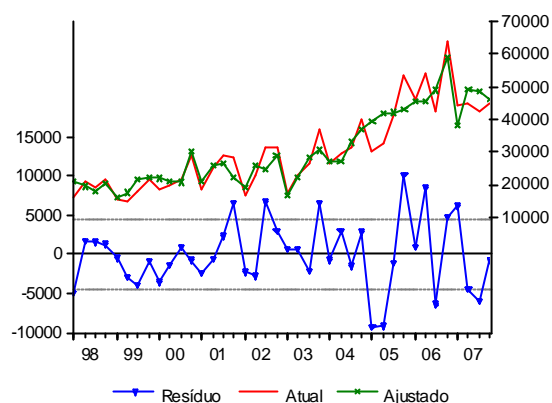
(c)

**Gráfico 44: Co-integração entre receita e despesa do governo central do Uruguai no período de 1983 a 2006.**

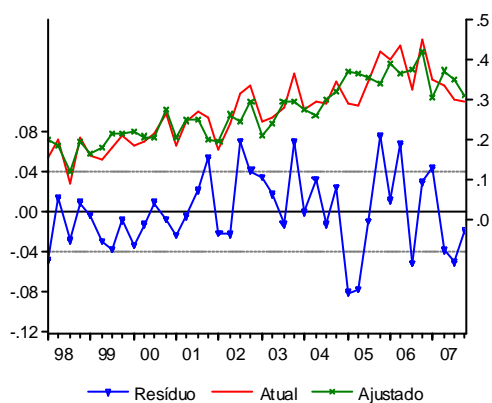
Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais em proporção do PIB, painel (b) em valores constantes e painel (c) em valores constantes em proporção do PIB.



(a)



(b)



(c)

**Gráfico 45: Co-integração entre receita e despesa do governo central da Venezuela no período de 1998-I a 2007-IV.**

Nota: painel (a) se refere a dados em valores nominais, painel (b) em valores constantes e painel (c) em valores constantes em proporção do PIB.

## ANEXO E – Resultado do teste de co-integração da relação fluxo e estoque

**Tabela 05: Teste de co-integração de Engle-Granger da relação fluxo e estoque<sup>1</sup>.**

Receita	<i>a</i>	<i>I</i> <sub>1</sub>	<i>ADF</i> <sup>2</sup>	<i>DW</i>
<b>Argentina</b>				
Nom	3,08E+09 (3,026E+09) [1,25]	-1,42 (0,13) [-10,50]	-4,03	0,37
Cte	40673,73 (3897,39) [10,43]	-0,09 (0,0078) [-11,76]	-3,21	0,78
<b>Brasil</b>				
Nom	36632,43 (1314,09) [27,87]	-0,27 (0,0059) [-47,04]	-2,58	1,75
nom_pib	0,17 (0,0033) [52,14]	-0,06 (0,054) [-11,57]	-6,25	1,96
Cte	53281,96 (1403,27) [37,96]	-0,07 (0,0071) [-10,76]	-1,22	0,97
cte_pib	0,11 (0,0019) [57,75]	-0,06 (0,0048) [-12,39]	-6,93	2,14
<b>Chile</b>				
nom_pib	0,20 (0,0044) [46,74]	0,0018 (0,0004) [3,71]	0,36	0,78
cte_pib	0,19 (0,0077) [24,47]	0,07 (0,01) [6,38]	-0,93	0,27
<b>México</b>				
Nom	120425,60 (7006,99) [17,18]	-0,53 (0,02) [-22,55]	-0,60	0,70
Cte	201673,70 (7775,36) [25,93]	-0,46 (0,02) [-21,04]	-1,97	0,71
cte_pib	-0,14 (0,0044) [33,48]	-0,35 (0,02) [-16,35]	-4,24	0,67
<b>Peru</b>				
nom_pib	0,11 (0,0022) [5,207]	0,0024 (0,0004) [5,35]	-1,80	0,83
Cte	2606,97 (275,17) [9,47]	-0,10 (0,01) [-9,64]	0,02	0,32



Tabela 05: Teste de co-integração de Engle-Granger da relação fluxo e estoque (continuação).

Receita	$\mathbf{a}$	$\mathbf{I}_1$	$ADF^2$	$DW$
<b>Uruguai</b>				
nom_pib	0,14 (0,0042) [34,30]	-0,12 (0,01) [-10,16]	-3,34	1,29
Cte	6865,18 (660,83) [10,38]	-0,28 (0,03) [-8,26]	-3,12	0,58
cte_pib	0,34 (0,01) [23,64]	-0,14 (0,01) [-8,21]	-2,66	1,10
<b>Venezuela</b>				
nom	3728560 (3007329) [1,23]	-0,82 (0,23) [-3,54]	1,14	0,33
cte	10928,97 (3269,59) [3,34]	-0,35 (0,05) [-6,13]	-2,96	0,63
cte_pib	0,12 (0,01) [6,94]	-0,27 (0,03) [-8,32]	-4,27	1,17

Fonte: Com base nas séries de receita, despesa e resultado definidas conforme Anexo A e B.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio-padrão, entre colchetes à estatística  $t$  de Student; DW é o teste de Durbin-Watson com valores críticos definidos em Engle e Yoo (1987).

<sup>1</sup>Com base na equação  $receita = \mathbf{a}_1 + \mathbf{I}_1 \text{dívida}$ .

<sup>2</sup> Teste ADF dos resíduos inclui intercepto e tendência. Os valores críticos para a estatística ADF dos resíduos foram obtidos em Engle e Yoo (1987), sendo: para  $n = 50$ ,  $\mathbf{a} = 0,05$  o valor é -3,29, para  $\mathbf{a} = 0,10$  o valor é -2,90, para  $n = 100$ ,  $\mathbf{a} = 0,05$  o valor é igual a -3,17 e  $\mathbf{a} = 0,10$  o valor é -2,91. Sendo que, Argentina  $n = 46$ , Brasil  $n = 44$ , Chile  $n = 72$ , México  $n = 72$ , Peru  $n = 68$ , Uruguai  $n = 24$  e Venezuela  $n = 40$ .

## ANEXO F – Multicointegração: valores críticos para estatística ADF

**Tabela 06: Valores críticos para a estatística ADF dos resíduos do teste de multicointegração.**

		<i>Probabilidades</i>							
		$m_2 = 1$				$m_2 = 2$			
$m_1$	$T$	.01	.025	.05	.10	.01	.025	.05	.10
0	25	-5,21	-4,72	-4,29	-3,88	-5,81	-5,25	-4,83	-4,41
	50	-4,66	-4,33	-4,01	-3,67	-5,14	-4,77	-4,45	-4,10
	100	-4,55	-4,18	-3,90	-3,59	-4,93	-4,56	-4,31	-3,98
	250	-4,41	-4,08	-3,83	-3,51	-4,81	-4,49	-4,20	-3,91
	500	-4,33	-4,04	-3,78	-3,49	-4,75	-4,42	-4,14	-3,84
1	25	-5,60	-5,10	-4,71	-4,30	-6,24	-5,68	-5,21	-4,80
	50	-5,11	-4,70	-4,42	-4,08	-5,62	-5,22	-4,89	-4,51
	100	-4,85	-4,54	-4,26	-3,94	-5,23	-4,90	-4,62	-4,29
	250	-4,73	-4,43	-4,19	-3,89	-5,11	-4,77	-4,50	-4,20
	500	-4,73	-4,42	-4,15	-3,87	-5,05	-4,74	-4,48	-4,18
2	25	-6,09	-5,57	-5,14	-4,69	-6,70	-6,17	-5,70	-5,22
	50	-5,47	-5,07	-4,74	-4,38	-5,98	-5,53	-5,17	-4,79
	100	-5,21	-4,86	-4,58	-4,26	-5,59	-5,19	-4,93	-4,62
	250	-5,07	-4,79	-4,51	-4,20	-5,35	-5,07	-4,80	-4,51
	500	-5,00	-4,73	-4,48	-4,18	-5,34	-5,02	-4,75	-4,46
3	25	-6,47	-5,95	-5,53	-5,08	-7,19	-6,63	-6,08	-5,89
	50	-5,89	-5,43	-5,13	-4,76	-6,23	-5,81	-5,48	-5,12
	100	-5,52	-5,18	-4,91	-4,59	-5,97	-5,58	-5,25	-4,92
	250	-5,38	-5,05	-4,78	-4,74	-5,69	-5,37	-5,07	-4,80
	500	-5,34	-5,04	-4,78	-4,50	-5,67	-5,33	-5,06	-4,76
4	25	-6,95	-6,37	-5,90	-5,44	-7,61	-6,93	-6,43	-5,91
	50	-6,35	-5,85	-5,47	-5,10	-6,64	-6,18	-5,82	-5,41
	100	-5,86	-5,49	-5,20	-4,89	-6,09	-5,76	-5,50	-5,16
	250	-5,66	-5,35	-5,08	-4,77	-5,95	-5,61	-5,34	-5,04
	500	-5,63	-5,31	-5,06	-4,76	-5,92	-5,56	-5,29	-5,02

Fonte: Engsted et al. (1997).

# Livros Grátis

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

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

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

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

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