

IPES Texto para Discussão

Publicação do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

Multicointegração e políticas fiscais: uma
avaliação de sustentabilidade fiscal para
América Latina

Luís Antônio Sleimann Bertussi – UNISINOS/UPF

Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS

Novembro de 2009

Texto nº 038



CENTRO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS, CONTÁBEIS
E COMÉRCIO INTERNACIONAL

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS E SOCIAIS

UNIVERSIDADE DE CAXIAS DO SUL

REITOR

Prof. Isidoro Zorzi

VICE-REITOR

Prof. José Carlos Avino

**CENTRO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS, CONTÁBEIS, E COMÉRCIO
INTERNACIONAL**

Prof^ª Maria Carolina Rosa Gullo

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS E SOCIAIS

Prof. Dr. Divanildo Triches

PROFESSORES PESQUISADORES

Divanildo Triches

Enrique Pereira de Almeida

Mosar Leandro Ness

Wilson Luís Caldart

AUXILIARES DE PESQUISA

Marli Teresinha Giani

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais e do Centro de Ciências Econômicas, Contábeis e Comércio Internacional da Universidade de Caxias do Sul, para divulgar, em versão preliminar, a produção científica e acadêmica de professores, alunos e, também, trabalhos apresentados em seminários e estudos feitos por pesquisadores e convidados de outras instituições.

ENDEREÇO PARA CORRESPONDÊNCIA

Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

Centro de Ciências Econômicas, Contábeis e Comércio Internacional

Universidade de Caxias do Sul

Rua Francisco Getúlio Vargas, 1130 – 95070-560, Caxias do Sul – RS

ou: Caixa Postal 1352 – CEP 95201-972, Bloco J – Sala 401

Telefone/ Fax (54) 3218 22 43

<http://www.ucs.br/ucs/institutos/ipes/publicacoes>

<http://www.ucs.br>

Multicointegração e políticas fiscais: uma avaliação de sustentabilidade para a América Latina

Versão 05.11.2009

Luís Antônio Sleimann Bertussi*
Divanildo Triches**

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. 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 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). Os resultados demonstram que o Brasil e a Venezuela apresentaram políticas fiscais sustentáveis e consistentes com o modelo de cointegração, 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 Peru não cumpre a restrição orçamentária intertemporal, porém demonstra que a geração de superávits orçamentários.

Palavras-chave: Multicointegração, restrição orçamentária intertemporal. sustentabilidade fiscal.

Title: Multicointegration and fiscal policy: an evaluation of sustainability for Latin America countries

Abstract

An economical question that the policymakers have been facing in the last decades, in Latin America, is the government's fiscal behavior and the consequent (un)sustainability of the public debt and your effects about the economy. 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 objective to evaluate the sustainability of fiscal policy of seven Latin America countries using the multicointegration methodology developed by Leachman et al (2005). 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

* Ms. em Economia pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos. Professor de Economia na Universidade de Passo Fundo. Economista da Prefeitura Municipal de Passo Fundo RS *E-mail*: lbertussi@pmpf.rs.gov.br.

** Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Pesquisador e diretor do Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais da Universidade de Caxias do Sul (Ipes /UCS) e Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos, PPGE/Unisinos *E mails*: dtriches@ucs.br. e divanildot@unisinos.br

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.

Keywords: Multicointegration. Intertemporal budget constraint. Fiscal sustainability

JEL Classification: E62; H62; C22

1 Introdução

A teoria neoclássica pressupõe o nivelamento dos tributos como uma forma de acomodar os choques transitórios sobre a atividade econômica, ao mesmo tempo, a restrição orçamentária intertemporal deve ser cumprida¹. Nesse sentido, o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal (ROI) permitiria aliviar os choques negativos ao longo tempo. Por outro lado, se essa restrição não fosse cumprida geraria insustentabilidade da dívida pública, agravando ainda mais as condições econômicas.

A dependência da América Latina de fontes externas de financiamento e as frequentes acelerações e desacelerações das atividades econômicas são algumas fragilidade da região diante do mercado financeiro internacional. Esse fato pode ser comprovado pela crise do México, e do efeito transbordamento das crises da Ásia, da Rússia para o Brasil e da Argentina ocorridos a partir de 1994 as quais provocaram interrupções no 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, os períodos em que ocorreu restrição ao crédito internacional acabaram induzindo políticas macroeconômicas restritivas, geralmente com reversões dos saldos em conta corrente e com o agravamento da solvência fiscal em virtude da queda da taxa de crescimento.

Com isso, uma questão macroeconômica relevante que os formuladores de políticas têm enfrentado, nas últimas décadas na América Latina, refere-se ao desequilíbrio fiscal e a conseqüente insustentabilidade da dívida pública. Assim, o passivo dos estados soberanos tem aumentado exponencialmente na maioria dos países latino-americanos, tornando-se algumas vezes insustentável no curto prazo e conduzindo-os a uma série de *defaults*. Durante o período de 1824 a 2001, a Argentina, o Brasil, o México e a Venezuela foram responsáveis por 32 casos de falta de pagamento ou renegociação de dívida, sendo classificados internacionalmente como *serial defaulters*, pois revelaram, em média, um episódio a cada seis anos.

Em 1970, a dívida consolidada dos países da América Latina representava cerca de 20% do PIB da região. Doze anos após, essa relação estava em 40%, em 1991, 116% e, em 2005, voltou para cerca de 45% do PIB. Os motivos do forte crescimento da dívida e seus efeitos sobre a economia dos países têm recebido atenção por parte dos estudos acadêmicos como apontam Cowan et al. (2006). Nesse contexto, o presente artigo tem como objetivo investigar as políticas orçamentárias de seis países da América Latina (Argentina, Brasil,

¹ Para maior detalhamento sobre esse tema veja-se em Barro (1979).

México, Peru, Uruguai e Venezuela). Para isso, um modelo de multicointegração é usado para testar a sustentabilidade fiscal do processo orçamentário por meio dos seus vários estados da natureza, ou seja, períodos de sucessivos déficits fiscais, períodos de superávits ou equilíbrios orçamentários.

O modelo proposto por Leachman et al. (2005) avalia, em primeiro lugar, a relação de multicointegração para identificar se a resposta a política fiscal é apropriada para os déficit e para acumulação da dívida que seja sustentável em qualquer cenário econômico.² Desse modo, essa metodologia permite examinar as relações entre o estoque e o fluxo que deveria caracterizar se o processo fiscal é sustentável quando as séries são não estacionárias. Em outras palavras, a multicointegração entre os gastos e a receitas governamentais caracteriza-se pelas condições conjuntas da cointegração entre a relação das despesas e das receitas e da cointegração entre o fluxo das receitas e dos gastos e estoque da dívida. No caso de multicointegração, o sistema é caracterizado por uma relação complexa de equilíbrio entre fluxos e estoques em modelos econômicos intertemporais. Tal relação está associada à questão de controle ótimo onde o nível e a taxa de variação das variáveis que fazem parte do sistema são determinantes das respostas de políticas.³ Em síntese, o teste consiste na verificação da existência de uma relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e a dívida do governo. Esse procedimento é justificável, pois a avaliação dos déficits e do endividamento pela posição orçamentária intertemporalmente, conforme Bohn (1995 e 1998) e Ball et al. (1998), não seria um critério adequado para examinar a sua sustentabilidade.

O artigo está composto por quatro seções. Na primeira, discute-se a revisão teórica relacionada à evolução das principais teorias utilizadas para testar a sustentabilidade da política fiscal. Na segunda, apresenta-se o método de pesquisa, sendo derivadas às características do modelo econométrico de multicointegração que será utilizado na avaliação da restrição orçamentária intertemporal. A terceira seção traz a análise e a descrição dos resultados do teste de multicointegração para os países investigados no estudo. Por fim, na quarta seção, abordam-se as conclusões.

2 Revisão dos testes de sustentabilidade fiscal e da dívida pública

A restrição orçamentária intertemporal do governo norte-americano, no período 1962-1984, foi avaliada, inicialmente, por Hamilton e Flavin (1986), usando dois tipos de testes para verificar a sustentabilidade do endividamento público. O primeiro consistia em investigar por meio do teste de raiz unitária, a hipótese de estacionariedade tanto da dívida como dos déficits (exclusive juros). Assim, 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 de raiz unitária. Esse resultado viria validar a hipótese de sustentabilidade da dívida pública dos Estados Unidos. O segundo teste visava testar a condição de *no-Ponzi-game*. Hamilton e Flavin (1986) utilizaram

² O detalhamento e desenvolvimento dos testes desse tema podem ser encontrados ainda em Ahmed e Rogers (1995), Bohn (1998), Friedman (2005), entre outros.

³ Multicointegração implica que num sistema bivariado $I(1)$ pode existir mais do que um vetor de cointegração, tal que o número dos vetores de cointegração e o número de tendências estocásticas não adiciona à dimensão do sistema como ocorre com modelos cointegrados de ordem $I(1)$. É um caso especial de cointegração polinomial que captura a relação das variáveis de fluxo e variáveis de estoque como abordam Granger e Lee (1989) e Engsted e Haldrup (1999).

o teste de bolhas racionais 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. O estudo de Wilcox (1989), empregando o modelo ARIMA, e de Kremers (1989) com um modelo de cointegração e de correção de erros, concluíram que a política fiscal não seria sustentável, contrariando, portanto, os resultados obtidos por Hamilton e Flavin (1986).

Em particular, a solvência é obtida caso as séries não estacionárias se cointegrem, ressalta-se o procedimento adotado por Trehan e Walsh (1988), que utilizaram uma amostra de séries temporal, compreendido pelo período de 1890 a 1986. Os autores mostraram que, a exigência de equilíbrio, em termos de valor presente do orçamento do governo é equivalente a cointegração entre as despesas totais de governo e as receitas derivadas de imposto e senhoriagem. Os testes de cointegração aplicados por Hakkio e Rush (1991) sugeriram que as receitas e despesas expressas em termos reais e *per capita* seriam co-integradas ao longo do período do segundo trimestre de 1950 ao quarto trimestre de 1988. Já para o primeiro trimestre de 1964 ao quarto trimestre de 1988 a maior parte dos testes sugeriu que as séries não são co-integradas. Por fim, todos os testes rejeitaram a cointegração para o período do terceiro trimestre 1976 ao quatro de 1988. Já os estudos de Trehan e Walsh (1991) testaram o equilíbrio orçamentário intertemporal do governo por meio da utilização de um modelo de mecanismo de correção de erros, os déficits (inclusive juros) foram incluídos como um termo de correção de erros, evidenciando o cumprimento da restrição orçamentária pelos EUA.

As críticas aos modelos empíricos até então apresentados para testar se a política fiscal do governo tem sido consistente com a restrição orçamentária intertemporal foram feitas por Bohn (1995). O autor derivou um modelo de equilíbrio geral e estocástico para avaliar a restrição intertemporal da política governamental e assumiu também que os indivíduos são avessos ao risco. O resultado do estudo desenvolvido mostrou que os governos devem satisfazer a restrição orçamentária intertemporal, associada uma condição de transversalidade indiferentemente do nível de taxa de juros.⁴ As políticas que satisfaçam a essas condições serão consideradas sustentáveis intertemporalmente.

Ahmed e Rogers (1995) mostraram que os testes de cointegração permanecem apropriados para se testar a sustentabilidade, sob certas condições, ou seja, se: i) as expectativas são racionais; ii) a utilidade marginal do consumo segue um passeio aleatório, o 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. O estudo desses autores demonstrou que tanto o Reino Unido, quanto os Estados Unidos respeitavam o equilíbrio orçamentário intertemporal.

⁴A 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 complexo. O principal problema é que as ações do governo podem não ser resultantes de um problema de otimização, conforme Bohn (1995).

Bohn (1998) propôs-se a avaliar se os governos tomam medidas corretivas ao observarem o crescimento do estoque da dívida. Ele demonstrou que as evidências nas ações de correção podem ser diretamente observadas no comportamento ou na resposta do resultado primário do governo em relação às mudanças na razão entre dívida e produto. A referida equação é uma aproximação de uma regra fiscal (ou função reação) do governo. Assim, se o resultado primário responder positivamente a acréscimos na dívida pública, então essa dívida pode ser admitida como sustentável. O teste demonstrou 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. Isso evidencia, portanto, que a política fiscal tem sido ativamente sustentável, no sentido de satisfazer à ROI para o período de 1916 a 1995 e para vários subperíodos, apesar dos frequentes déficits primários.

Um modelo de multicointegração foi usado por Leachman et al. (2005) para testar a sustentabilidade fiscal no processo orçamentário por meio dos seus vários estados da natureza, sejam períodos de déficits, sejam de superávits ou equilíbrio orçamentário. Esse procedimento consiste na verificação da existência de uma relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e a dívida do governo. Isso foi aplicado a 15 países industrializados (Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Reino Unido, Grécia, Itália, Suécia, Noruega, Holanda, Portugal, Espanha, Suíça e Estados Unidos) ao longo do período 1960 a 1998. Os resultados evidenciaram que, desses 15 países, apenas a Noruega e o Reino Unido apresentaram políticas fiscais sustentáveis.

Para os países desenvolvidos também há ampla literatura que trata da sustentabilidade fiscal. Já para América Latina, em particular, os estudos empíricos são mais restritos. Ressalta-se ainda que esses países vivenciaram várias experiências de desequilíbrios fiscais ao longo dos anos 80 e 90 com quebras estruturais, muitas vezes relacionados aos processos de altas taxas de inflação. Por exemplo, Gamboa e Silva (2004) avaliaram a sustentabilidade do endividamento público para economia brasileira. Como resultado, o estudo confirmou a existência de cointegração entre gastos e receitas fiscais, exclusive senhoriagem, no período compreendido entre julho de 1986 e outubro de 2003. Este fato poderia evidenciar que o ajuste fiscal realizado principalmente a partir de 1999 operou como um substituto para a monetização do déficit fiscal. Em outro estudo, com a utilização de testes de cointegração para o período de 1823 a 2004, Gamboa (2005) concluiu que em alguns períodos houve sustentabilidade como aquela verificada no período do Brasil-Império, além de outros subperíodos nos quais a sustentabilidade fiscal somente foi alcançada mediante estratégia de *default* ou renegociação, isto é, no intervalo de 1889-1943 e 1983-1993, ou mesmo, utilizando senhoriagem como no período 1944-1982.

Ghatak e Fung (2007) investigaram a sustentabilidade da política fiscal no Peru, nas Filipinas, África do Sul, Tailândia, e Venezuela, com séries temporais de 1970 a 2000, usando o modelo de cointegração de Engle e Granger (1987) e a função de reação da política fiscal de Bohn (1998). Os testes de raízes unitárias e de cointegração não confirmaram a hipótese 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.

Por fim, Aráoz et al. (2006) testaram a sustentabilidade fiscal no período de 1865 a 2002, para a Argentina. Os autores, seguindo a abordagem desenvolvida por Hamilton e Flavin (1986), consideram que os déficits seriam sustentados apenas se o valor presente da dívida pública fosse igual aos superávits futuros. Concluíram que os que a Argentina nunca

apresentou sustentabilidade fiscal forte; no máximo, ela foi fraca para alguns subperíodos e não-sustentabilidade para os anos de 1951 a 1989. Já com dados trimestrais de 1990 a 2002 os resultados teriam apontado para sustentabilidade de política fiscal fraca. Portanto, a sustentabilidade tenderia a piorar nos períodos em que a economia está fechada e melhorar quando a economia apresenta bons níveis de abertura econômica.

3 O modelo de multicointegração

O modelo de multicointegração usado para o estudo é baseado em Leachman et al. (2005). Assume-se um ambiente estocástico para testar a restrição orçamentária intertemporal⁵, ou seja, desenvolvem um conjunto de critério pelos quais os processos orçamentários governamentais podem ser considerados sustentáveis ao longo do tempo. Assim, admite-se que para todo período t existe um único e não negativo processo $\{M_t^{t+N}\}_{n=0}^{\infty}$. Esse processo, chamado de fator de desconto estocástico que é definido de modo que $\{M_t^t\}=1$ e, se $\{X_{t+N}\}_{n=0}^{\infty}$, então esse fator passa a ser uma seqüência de pagamentos aleatórios que iniciam no período t , seu valor em unidades de períodos t de consumo é $E_t \sum_{N=1}^{\infty} [M_t^{t+N} X_{t+N}]$.⁶ Nesse caso, E_t é o operador das expectativas racionais. Para derivar as relações do modelo a ser usado parte-se da restrição orçamentária do governo, a qual é expressa como:

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

onde 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 t e R é a receita total do governo; Δ é o operador da primeira diferença; E_t é o operador das expectativas racionais. Substituindo-se B_t em um período a frente e rearranjando a equação (1), obtém-se a seguinte relação de valor presente:

$$(1 + i_{t-1})B_{t-1} = E_t \sum_{N=0}^{\infty} M_t^{t+N} [R_{t+N} - G_{t+N}] + \lim_{N \rightarrow \infty} E_t [M_t^{t+N} B_{t+N}] \quad (2)$$

A equação (2) diz 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 esperado assintótico da dívida do governo. O termo limite no lado direito da equação (2) é não negativo, pois é assumido que o governo não permite que os indivíduos pratiquem contra o próprio governo um jogo *Ponzi*. 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 espera-se que as despesas e as receitas sejam sustentáveis se o termo limite no lado direito da equação (2) for igual a zero.

⁵ 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 nessa metodologia, Leachman et al. (2005) propuseram 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).

⁶ Para maior detalhamento do modelo, veja-se Duffie (1996)

Nesse sentido, a soma dos superávits correntes e o valor presente esperado e descontado dos superávits futuros irão se igualar ao montante necessário para saldar 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 $\lim_{N \rightarrow \infty} [B_{t+N} / (1+i)^{t+N}] = 0$. O valor esperado do termo de limite na equação (2) é, portanto, igual a zero. Assumindo essa condição e dados não-estacionários, esta restrição exige a cointegração, ou seja, uma relação de equilíbrio de longo prazo entre despesa e receita com um coeficiente de cointegração menor ou igual a um.

Contudo 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 , $\lim_{N \rightarrow \infty} [B_{t+N} / (1+i)^{t+N}] = 0$, não necessariamente implica que $\lim_{N \rightarrow \infty} E_t [M_t^{t+N} B_{t+N}] = 0$. O problema, nesse caso, é a identificação do fator de desconto correto que seja a função da condição de cada estado. Desse modo, 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 cointegração ainda são apropriados e que o fator de desconto e o prêmio de risco sobre a receita e a despesa do governo, o $\lim_{N \rightarrow \infty} E_t [M_t^{t+N} B_{t+N}]$ é assegurado, se o sistema $(R_t, G_t, i_{t-1} B_{t-1})$ for cointegrado com vetor de cointegração $(1, -1, -1)$.⁷

Um critério adicional para testar a sustentabilidade é supor um 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 (cointegração). 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 cointegração S_t e x_t terão de ser co-integradas, ou seja, $\omega_t = (S_t - \lambda x_t) \sim I(0)$ portanto, a variável ω_t é uma medida de desvios de curto prazo da relação de equilíbrio entre S_t e x_t .

Para avaliar o desempenho fiscal dos países selecionados para a América Latina, segue-se o modelo proposto por Leachman et al. (2005). Assim, o primeiro passo consiste na relação de cointegração entre o fluxo de despesa e receita; o segundo avalia a relação de cointegração 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. Em estudos desenvolvidos por Zhou (2001) e Gonzalo e Lee (1998), os testes para cointegração 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 cointegração dos resíduos é mais robusto do que o λ máximo ($\lambda \max$) e a

⁷ Os estudos de Ahmed e Rogers (1995), Granger e Lee (1989 e 1990), Haldrup (1998) e Engsted e Haldrup (1999) fazem uma abordagem mais detalhada.

estatística “traço” utilizado nos procedimentos de Johansen (1988). Adicionalmente, Gonzalo e Lee (1998) afirmaram 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. A condição previamente discutida é de que $x_t \sim I(1)$ e $y_t \sim I(1)$, os quais podem ter uma relação de multicointegração. Na presença de uma relação de multicointegração, $A(\lambda)$ será uma estimação consistente do(s) coeficiente(s) de multicointegração, convergindo para os verdadeiros valores a uma taxa de $O_p(T^{-1})$.

Assim sendo, a multicointegração é uma forma especial de cointegração $I(2)$. 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 multicointegração não haviam sido totalmente desenvolvidas. Lee (1992), Engsted e Johansen (1997) e Engsted et al. (1997) apontaram que a presença de multicointegração invalida os métodos tradicionais para testes de cointegração. Portanto, Engsted et al. (1997) indicaram um procedimento de uma única equação para testar a multicointegração, o qual possui propriedades estatísticas favoráveis. De forma distinta daquela proposta por Granger e Lee (1990), os testes estatísticos para as distribuições utilizadas são bem conhecidos os quais são uma extensão do procedimento de dois estágios para o caso de variáveis $I(2)$. Portanto, emprega-se metodologia, 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 cointegração $I(2)$.⁸ Portanto, os testes são realizados de forma simultânea em ambos os níveis de cointegração. Inicialmente, estima-se equação de regressão (3).

$$Y_t = K_0 X_t + K_1 \Delta X_t + \delta_0 + \delta_1 td + e_t \quad (3)$$

onde 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 ΔX_t poderia ser substituído por ΔY_t . Realiza-se o teste de e_t para a ordem de cointegração. 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 cointegração ocorre quando e_t for $I(1)$. As

⁸ 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. Para ADF(L) os valores calculados de z_t e w_t são descritos com os valores críticos modificados em Engle e Yoo (1987). A obtenção do 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 (8), 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.

distribuições dos testes estatísticos dependem do número de estimadores de ordem $I(1)$ e $I(2)$, m_1 e m_2 respectivamente. Adicionalmente, os componentes determinísticos incluídos na equação (3) irão afetar as distribuições. Os valores críticos para as várias combinações de 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.⁹

Na equação (3), as variáveis Y_t e X_t são $I(2)$ por construção, ao passo que ΔX_t é $I(1)$. Para o presente caso Y representa a série da despesa acumulada; X representa a série da receita acumulada e ΔX 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. Conseqüentemente, o escalar 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 $O_p(T^{-1})$. O desempenho da política fiscal será sustentável independentemente das condições econômicas se K_0 e K_1 forem positivos.

Granger e Lee (1989) mostraram que para um sistema de multicointegração bivariado os modelos de mecanismos de correção de erro (ECM) podem ser representados pelas equações (4) e (5).

$$\Delta x_t = -\gamma_1 z_{t-1} - \gamma_2 w_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_t^x \quad (4)$$

$$\Delta y_t = -\gamma_1 z_{t-1} - \gamma_2 w_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_t^y \quad (5)$$

As mudanças em x_t e y_t estão relacionadas com as defasagens dos erros de cointegração, na qual variações em X_t estão relacionadas com o par de erros de cointegração defasados $z_t = x_t - Ay_t$ e $w_t = x_t - DQ_t$. Para a multicointegração, ΔX_t e ΔY_t gerados por (4) e (5) atendem à condição requerida de que, pelo menos, um componente de cada par de γ_1 e γ_2 seja diferente de zero. A inclusão do segundo termo de correção de erro w_{t-1} 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 admitido como um teste adicional da hipótese de multicointegração.

O presente estudo utiliza nos termos da equação (3) as seguintes equações para o mecanismo de correção de erros:

$$\Delta \text{ despesa} = \alpha + \gamma_1 EC1_{t-1} + \gamma_2 EC2_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{ despesa}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{ receita}_{t-1} \quad (6)$$

$$\Delta \text{ receita} = \alpha + \gamma_1 EC1_{t-1} + \gamma_2 EC2_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{ despesa}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{ receita}_{t-1} \quad (6')$$

onde $EC1$ é o resíduo da primeira relação de cointegração (despesa e receita) e $EC2$ é o resíduo da segunda relação de cointegração (receita e dívida). Quando não ocorrer a

⁹ Se não for possível aceitar a multicointegração, seqüencialmente é testada a cointegração convencional, ou seja, testa-se a validade da hipótese nula. Quando não for possível aceitar a hipótese para cointegração 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-cointegração dado que $e_t \sim I(2)$ podem ser construídos, a princípio, mas não estão disponíveis atualmente. Veja-se Haldrup (1998) para maiores detalhes dessas discussões.

multicointegração prevista na equação (3), será estimado o mecanismo de correção de erros a partir da relação de cointegração entre as variáveis, representado pelas seguintes equações:

$$\Delta \text{ despesa} = \alpha + \gamma_1 EC1_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{ despesa}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{ receita}_{t-1} \quad (7)$$

$$\Delta \text{ receita} = \alpha + \gamma_1 EC1_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{ despesa}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{ receita}_{t-1} \quad (7')$$

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, γ_1 , captura o ajustamento para o equilíbrio a longo prazo; caso esse coeficiente seja estatisticamente significativo, representará a proporção do desequilíbrio da variável dependente num período que será corrigido no período seguinte, ao passo que os coeficientes β_1 e β_2 capturam as perturbações de curto prazo sobre a variável dependente.

Para o teste de teste de cointegração de Engle-Granger e a consequente geração dos resíduos, denominados $EC1$ e $EC2$, nas equações (6), (6'), (7) e (7') utilizam-se as seguintes relações de cointegração:

$$\text{despesa} = \alpha_0 + A \text{ receita} \quad (8)$$

$$\text{receita} = \alpha_1 + \lambda_1 \text{dívida} \quad (9)$$

4 Análise e descrição dos resultados do teste de multicointegração

O modelo de multicointegração permite 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.¹⁰ As séries consideram a receita e a despesa total, incluindo-se juros pagos e recebidos. 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 de 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, 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 despesa¹¹.

As séries macroeconômicas, de receita e despesa, foram obtidas em bancos de dados oficiais (bancos centrais, institutos de pesquisas e ministérios da fazenda e economia) dos órgãos governamentais de cada país pesquisado. Para a Argentina, as séries referem-se ao período de 1961 a 2006, abrangendo o setor público não financeiro; para o Brasil, dizem respeito ao governo federal, de 1997 a 2007. No caso do Peru, essas séries abrangem o governo central no período de 1991 a 2007. Para as economias uruguaia e venezuelana as séries receita e despesa são do governo central, cobrindo os períodos 1983 a 2006, 1998 a 2007, respectivamente.

4.1 Testes de raiz unitária e de multicointegração

Os resultados do teste ADF para todas as séries de receita e despesa em nível e em primeira diferença são reportados na Tabela 1. O teste ADF foi realizado para identificar a

¹⁰ O software utilizado foi o Eviews 5.0.

¹¹ 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.

presença de raiz unitária com e sem tendência, utilizando-se o intercepto em cada série. O teste ADF para as séries de receita e despesa, dos países avaliados, apresentou, em geral, raiz unitária quando utilizado somente o intercepto. Quando for considerado o intercepto e a tendência, as séries em valores constantes são I(1), com exceção da série de receita para a Argentina e Venezuela.

A Tabela 02 mostra os resultados do teste de multicointegração entre as variáveis de receita e despesa¹² com a utilização de uma única equação, seguindo o procedimento da equação (8). 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. As regressões apresentaram resíduos não estacionários quando aplicado o teste ADF, utilizando-se o critério Schwarz Bayesian e Akaike¹³. A não-presença¹⁴ 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 cointegração.

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

País	Séries em nível	τ_{μ}	τ_t	I(.)	Séries em 1º dif.	τ_{μ}	τ_t	I(.)	Taxa média de variação do PIB em %
Argentina	rt_cte	-1,49	-3,43 ^c	I(1), I(0)	Δ rt_cte	-5,03 ^a	-4,98 ^a	I(0), I(0)	0,41
	dt_cte	-1,83	-2,08	I(1), I(1)	Δ dt_cte	-6,59 ^a	-6,64 ^a	I(0), I(0)	
Brasil	rt_cte	0,10	-1,09	I(1), I(1)	Δ rt_cte	-11,27 ^a	-11,24 ^a	I(0), I(0)	2,83
	dt_cte	-0,09	-1,94	I(1), I(1)	Δ dt_cte	-3,79 ^a	-3,86 ^b	I(0), I(0)	
México	rt_cte	0,97	-1,89	I(1), I(1)	Δ rt_cte	-11,24 ^a	-11,42 ^a	I(0), I(0)	3,29
	dt_cte	4,78	-1,57	I(1), I(1)	Δ dt_cte	-4,67 ^a	-23,81 ^a	I(0), I(0)	
Peru	rt_cte	0,93	-0,48	I(1), I(1)	Δ rt_cte	-2,66 ^c	-2,99	I(0), I(1)	5,10
	dt_cte	-0,39	-1,61	I(1), I(1)	Δ dt_cte	-4,82 ^a	-4,79 ^a	I(0), I(0)	
Uruguai	rt_cte	0,58	-3,04	I(1), I(1)	Δ rt_cte	-2,79 ^c	-2,59	I(0), I(1)	2,48
	dt_cte	0,07	-2,90	I(1), I(1)	Δ dt_cte	-5,26 ^a	-5,30 ^a	I(0), I(0)	
Venezuela	rt_cte	-0,17	-4,08 ^b	I(1), I(0)	Δ rt_cte	-7,21 ^a	-7,16 ^a	I(0), I(0)	5,50
	dt_cte	-0,29	-2,57	I(1), I(1)	Δ dt_cte	-7,74 ^a	-7,65 ^a	I(0), I(0)	

Nota: τ_{μ} com constante e sem tendência e τ_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. Sendo que: rt_cte representa a receita em valores constantes e dt_cte, a despesa em valores constantes.

¹² As séries de receita e despesa foram acumuladas para produzir as séries I(2). Conforme Engsted et al. (1997), esse procedimento objetiva criar a possibilidade de avaliar uma cointegração polinomial com um aprofundamento das relações de longo prazo, ou seja, relações com dois níveis diferentes entre duas séries.

¹³ 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.

¹⁴ 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. Com isso, não é possível avaliar a relação fluxo e estoque, ou seja, da relação de cointegração entre a série de receita e dívida, com a respectiva geração dos resultados do teste ADF para os resíduos.

Tabela 02: Teste de multicointegração com uma única equação.¹

País	Y_t	K_0	K_1	Constante δ_0	Tendência δ_1	ADF^2	DW
Argentina	cte_acum	0,87	-0,57	-86283,51	31554,24	-1,74	0,08
Brasil	cte_acum	1,05	0,95	-52429,05	3932,22	-2,88	0,73
México	cte_acum	1,08	0,32	-69019,04	-13382,09	-0,98	0,78
Peru	cte_acum	0,83	-1,18	64,41	1476,58	-2,67	0,57
Uruguai	cte_acum	1,30	-1,17	12078,83	-1604,81	-2,77	0,87
Venezuela	cte_acum	0,88	-0,24	-4225,97	-5611,81	-2,23	0,54

Nota: DW é o teste de Durbin-Watson com valores críticos definidos em Engle e Yoo (1987). Sendo que: cte_acum representa as séries em valores constantes.

¹Com base na equação $Y_t = K_0X_t + K_1\Delta X_t + \delta_0 + \delta_1td + e_t$, na qual, sendo $Y_t \sim I(2)$, $X_t \sim I(2)$, td é a tendência e ΔX_t é a receita em nível.

² 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 $n = 44$, México $n = 72$, Peru $n = 68$, Uruguai $n = 24$ e Venezuela $n = 40$.

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 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).

4.2 Teste de cointegração de Engle-Granger

Com a rejeição da existência de multicointegração para os países investigados, realizou-se o teste convencional de cointegração¹⁵ proposto por Engle e Granger (1987) entre despesas e receitas do governo. Os resultados são apresentados na Tabela 03. O teste de Engle-Granger indica que há presença de cointegração entre as variáveis fiscais do Brasil e da Venezuela, evidenciando 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.

¹⁵ Na presença de uma relação de cointegração $A(\lambda)$ será uma estimação consistente do(s) coeficiente(s) de cointegração, convergindo para os verdadeiros valores a uma taxa de $O_p(T^{-1})$. A cointegração entre as séries de despesa e receita captura a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis fluxo.

Tabela 03: Teste de cointegração de Engle-Granger¹.

País	Despesa	α	A	ADF ²	DW
Argentina	cte	24687,41	0,89	-2,25	0,47
Brasil	cte	2712,66	1,07	-4,81	1,76
México	cte	-9621,61	1,08	-1,81	2,39
Peru	cte	1724,33	0,74	-2,00	1,82
Uruguai	Cte	219,20	1,11	-2,30	0,87
Venezuela	cte	6015,66	0,84	-5,90	1,90

Nota: DW é o teste de Durbin-Watson com valores críticos definidos em Engle e Yoo (1987). Sendo que: cte representa as séries em valores constantes.

¹Com base na equação $despesa = \alpha_0 + A \text{ receita}$.

² 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 $n=50$, $\alpha = 0,05$ o valor é -3,29, para $\alpha = 0,10$ o valor é -2,90, para $n = 100$, $\alpha = 0,05$ o valor é igual a -3,17 e $\alpha = 0,10$ o valor é -2,91. As séries têm o seguinte número de observações: Argentina $n = 46$, Brasil $n = 44$, México $n = 72$, Peru $n = 68$, Uruguai $n = 24$ e Venezuela $n = 40$.

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. Atualmente, a questão da sustentabilidade da política fiscal ocupa posição de destaque, principalmente a partir do Plano Real e da crise cambial de 1999, 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 manutenção dessa política pelo atual governo a sustentabilidade da política fiscal. Nesse sentido, o teste aplicado para o Brasil, no presente estudo, revela-se em linha com os demais estudos¹⁶ 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, no qual o país tem praticado um aumento de despesa, com déficits orçamentários sucessivos e um aumento do nível de endividamento.

No caso da Venezuela, o resultado do teste de cointegração 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, em dados trimestrais. A dependência¹⁷ da economia venezuelana em relação aos preços internacionais do petróleo tem se aprofundado desde a 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

¹⁶ Gamboa e Silva (2004) e Gamboa (2005), dentre outros.

¹⁷ Para maiores informações vejam-se Anshasy et al. (2006).

para as receitas do governo está em torno de 65%, no longo prazo, o aumento das receitas do governo em virtude do setor petrolífero conduzirá ao aumento dos seus gastos. 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.

4.3 Modelo de correção de erros

Como os resíduos da relação de cointegração 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 erros¹.

País	Série		α	γ_1	β_1	β_2	R^2
Brasil	Cte	ΔD	1449,08 [1,21]	-0,95** [-3,28]	0,28 [1,32]	-0,75** [-2,28]	0,31
		ΔR	1354,29** [2,21]	0,09 [0,66]	0,10 [0,96]	-0,70** [-4,17]	0,36
Venezuela	Cte	ΔD	1072,00 [1,03]	-1,08** [-3,23]	-0,14 [-0,61]	-0,21 [-0,79]	0,45
		ΔR	1265,84 [1,28]	-0,09 [-0,29]	-0,27 [-1,24]	-0,27 [-1,09]	0,31

Nota: Os valores entre colchetes referem-se 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.

¹A estimação dos modelo de correção de erros utilizou como base as seguintes equações:

$$\Delta \text{despesa} = \alpha + \gamma_1 EC1_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{despesa}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{receita}_{t-1} \text{ e}$$

$$\Delta \text{receita} = \alpha + \gamma_1 EC1_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{despesa}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{receita}_{t-1}$$

onde EC1 é o resíduo da primeira relação de cointegração, $\text{despesa} = \alpha_0 + A \text{ receita}$.

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 γ_1 nas equações normalizadas pela despesa e pela não-significância do γ_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* de Barro (1979).

O Brasil e a Venezuela apresentam coeficientes de ajustamento de longo prazo, γ_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. Esse resultado demonstra que ambos os países tem adotado 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, destacando-se que o ajuste fiscal é realizado com ênfase na despesa e não da receita.

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

Para os demais países avaliados – Argentina, México, Peru e Uruguai – não há evidência de uma relação de cointegração 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.

Para a Argentina, evidencia-se a não-sustentabilidade da política fiscal do setor público argentino no período avaliado, coincide, 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 resultado do teste de cointegração, para o México, demonstra não existir um equilíbrio de longo prazo entre a receita e a despesa, evidenciando que o governo central mexicano 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.

Para o Peru não se evidenciou uma relação de equilíbrio de longo prazo das séries fiscais. As séries de receita e despesa revelam uma relação de déficit orçamentário moderado até o ano de 2005, com aumento do estoque de dívida. 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. 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.

O resultado do teste de cointegração para o Uruguai 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.

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 de significativa relevância.

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 consequência, registraram-se elevadas taxas de inflação e uma sucessão de crises financeiras relacionadas ao aumento do estoque de dívida e *defaults*.

Os resultados da aplicação do teste de multicointegração para avaliar a sustentabilidade da política fiscal de sete países da América Latina (Argentina, Brasil, 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. Nesse sentido, não é possível afirmar que haja um equilíbrio orçamentário intertemporal diante dos diversos cenários macroeconômicos, ou seja, de crescimento econômico ou recessão.

Por fim, os resultados obtidos com aplicação do teste de multicointegração para os países da América Latina mostram que o Brasil e a Venezuela apresentam cointegração das variáveis fiscais, portanto 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. O Peru não cumpre a restrição orçamentária intertemporal, porém observa-se que a política fiscal 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 o governo peruano.

Referências

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.

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://www.be.wvu.edu/div/econ/Seminar1> Acesso em: 30 abr. 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.aep.org.ar/anales/works/works2006/Araoz_Cerro_Meloni_SoriaGenta.pdf. Acesso em: 30 abr. 2008.

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. On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 5, p. 940-971, Oct. 1979.

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

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

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

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

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. 259-66, 1997.

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

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: cointegração, 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.
- GONAZLO, J.; LEE T. H. Pitfalls in testing for long run relationships. *Journal of Econometrics*, v. 86, p. 129-154, 1998.
- 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.
- GRANGER, C. W. J.; LEE T. H. *Multicointegration, in advances in econometrics: cointegration, spurious regression and unit roots*. Edited by G. F. Rhodes, Jr. and I. B. Fomlly. 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.
- 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.
- JOHANSEN, Soren. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12. p. 231-54, 1988.
- JOHANSEN, Soren. A statistical analysis of cointegration for I(2) variables. *Econometric Theory*, Cambridge University Press. v. 11, n. 1. p. 25-59, Mar. 1995.
- KREMERS, Jeroen. U.S. federal indebtedness and the conduct of fiscal policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 23, p. 219-38, 1989.
- LEE, Tae Hwy. 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.
- 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.

TREHAN, Bharat; WALSH, Carl. 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.

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.

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

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

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.

ANEXO B - Representação gráfica das séries de receita, despesa e resultado.

País: Argentina

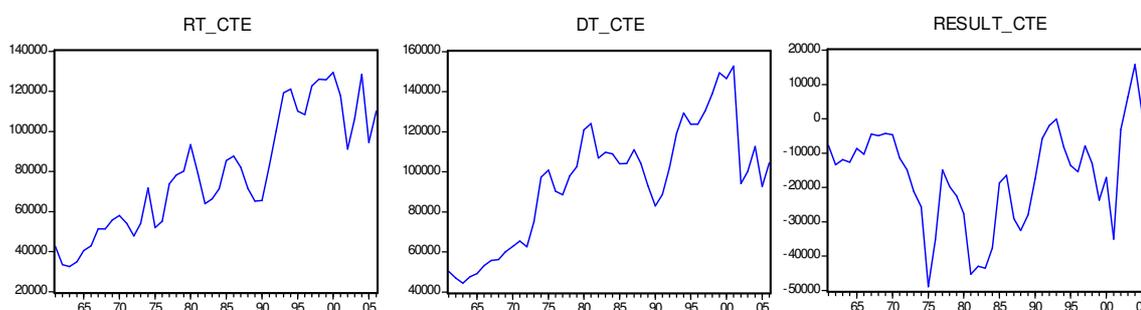


Gráfico 01: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do setor público não financeiro da Argentina no período de 1961 a 2006.

País: Brasil

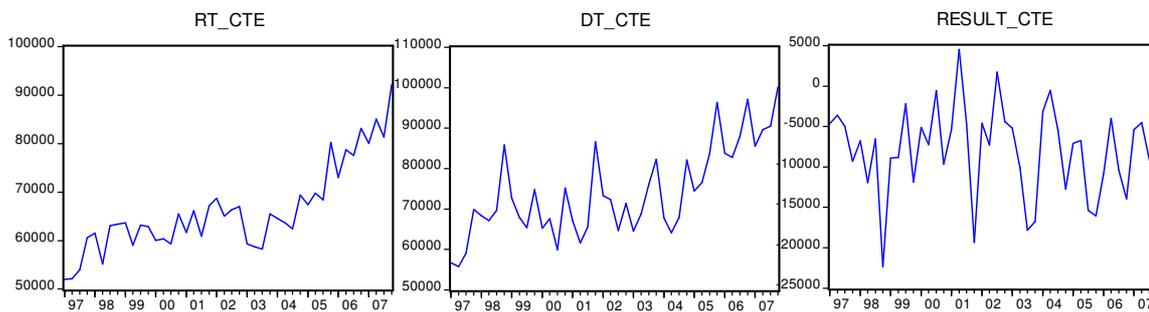


Gráfico 02: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo federal do Brasil no período de 1997-I a 2007-IV.

País: México

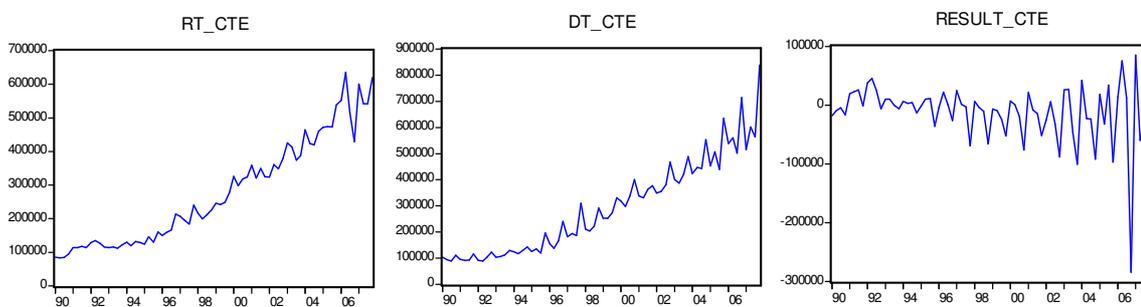


Gráfico 03: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo federal do México no período de 1990-I a 2007-IV.

País: Peru

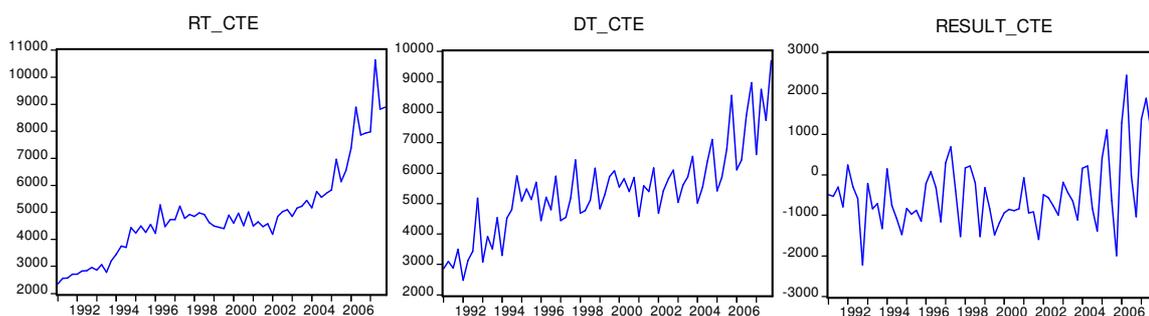


Gráfico 04: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo central do Peru no período de 1991-I a 2007-IV.

País: Uruguai

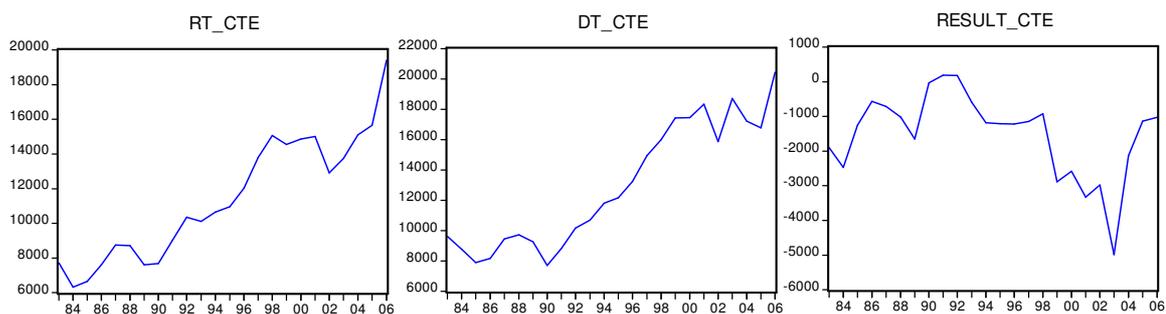


Gráfico 05: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo central do Uruguai no período de 1983 a 2006.

País: Venezuela

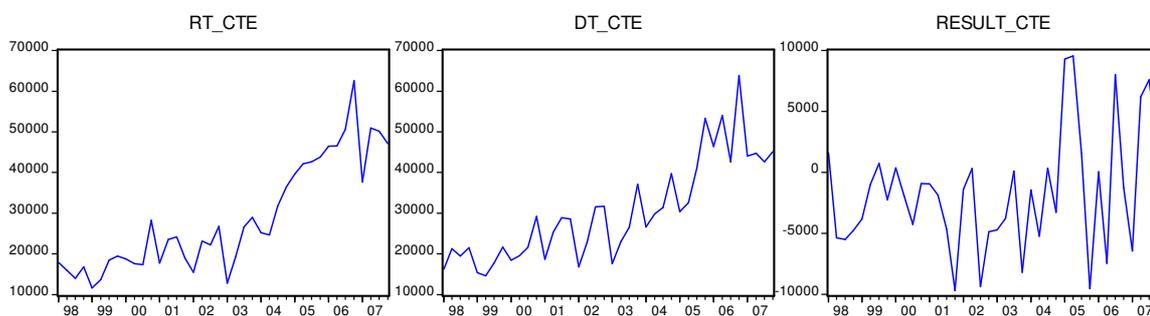


Gráfico 06: Séries de receita, despesa e resultado em valores constantes do governo central da Venezuela no período de 1998-I a 2007-IV.

Universidade de Caxias do Sul

Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

- 030 – mar. 2009** – Empresas transnacionais e os investimentos estrangeiros diretos: uma análise comparativa entre os países selecionados a partir dos anos 90
Janete Pezzi – DECE/UCS, Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS
- 031 – abr. 2009** – Análise do desempenho das exportações brasileiras de açúcar e as restrições da União Européia a partir de 1995
Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS; Soraia Santos da Silva DECE/UCS
- 032 – maio. 2009** – **Reflexões sobre as barreiras não tarifárias às exportações na cadeia de carne bovina brasileira**
Sheila Zardo da Silva – UCS **Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS; Guilherme Malafaia – PPGA/UCS**
- 033 – jun. 2009** – **Mercado acionário e o desempenho dos ativos financeiros no Brasil com a análise técnica**
Anderson de Paula – UNISINOS, Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS
- 034 – jul. 2009** – **As alterações do mercado de trabalho na indústria de transformação em Caxias do Sul após a crise financeira de 2008**
Adalberto Ayjara Dornelles Filho – CCET-UCS; David Gustavo Dalponte – Observatório do Trabalho-UCS; Lodonha Maria Portela Coimbra Soares – CECI-UCS; Luciane Sgarbi S. Grazziotin – CEFÉ-UCS; Moisés Waismann – CECI-UCS; Natalia Pietra Méndez – CECH-UCS; Vânia Beatriz Merlotti Herédia - CECH-UCS
- 035 – ago. 2009** – **O efeito *pass-through* e as regras de política monetária no Brasil: uma análise bayesiana**
Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS; Carlos E. Schönerwald da Silva – PPGE/UNISINOS
- 036 – set. 2009** – **As exportações nos estados da Região Sul do Brasil por intensidade tecnológica entre 1996 a 2007**
Alexander Nunes Leitzke PPGE/UNISINOS; Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS
- 037 – out. 2009** – **A análise do orçamento familiar da cidade de Caxias do Sul**
Wilson Luís Caldart – IPES/UCS; Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS
- 038 – nov. 2009** – **Multicointegração e políticas fiscais: uma avaliação de sustentabilidade fiscal para Argentina, Brasil, México, Peru, Uruguai e Venezuela.**
Luís Antônio Sleimann Bertussi – UNISINOS/UPF; Divanildo Triches – IPES/UCS/PPGE/UNISINOS

