

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

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 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.

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. 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 first presented in Granger and Lee (1989, 1990) and, further, developed by Engsted, Gonzalo and Haldrup (1997) and Haldrup (1998) and 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 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.

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

JEL Classification: E62; H62; C22.

* Mestre em Economia pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). Professor da Faculdade Planalto e 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. Professor e Pesquisador no Instituto de Pesquisa Econômicas e Sociais da Universidade de Caxias do Sul (IPES/UCS) e 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.

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 em que a restrição orçamentária intertemporal é cumprida¹. Nesse sentido, o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal (ROI) 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 agravamento da solvência fiscal em virtude da queda da taxa de crescimento e da piora dos indicadores fiscais (superávit primário, relação dívida-produto, entre outros).

Com isso, 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.

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. 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 artigo tem como objetivo geral investigar as políticas orçamentárias de sete países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México, Peru, Uruguai e Venezuela). Aplica-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.

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), consistindo na verificação da existência de uma relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e a dívida do governo. A

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

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. Ainda, 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.

O artigo está composto por quatro seções. Na primeira é apresentado uma 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 as 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 abordam-se as conclusões.

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

Hamilton e Flavin (1986) foram precursores na avaliação da restrição orçamentária intertemporal do governo, realizando dois tipos de testes para verificar a sustentabilidade do endividamento público norte-americano no período 1962-1984. O primeiro consistia em investigar, 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. O estudo de Wilcox (1989) que utilizou um modelo ARIMA e de Kremers (1989) que aplicou um modelo de co-integração e de correção de erros, concluíram que a política fiscal não seria sustentável, contrariando Hamilton e Flavin (1986).

Em particular, a solvência é obtida caso as séries não estacionárias se co-integrem, ressalta-se o procedimento adotado por Trehan e Walsh (1988), que utilizaram uma amostra de dados que compreendia o período de 1890 a 1986 e, mostraram 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. Os testes aplicados por Hakkio e Rush (1991), seguindo a metodologia de coitegração 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-integradas. Por fim, todos os testes rejeitaram a co-integração para o período de 1976:III a 1988:IV. 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, evidenciando o cumprimento da restrição orçamentária pelos EUA.

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. O autor 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 estudo desenvolvido revelou ainda que o governo deve satisfazer a restrição orçamentária intertemporal e, associado a isso, a uma condição de transversalidade² indiferentemente do nível de taxa de juros. As políticas que satisfaçam a essas condições serão consideradas sustentáveis.

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 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. Demonstraram que o Reino Unido e os Estados Unidos respeitavam o equilíbrio orçamentário intertemporal.

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. 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 incerto. 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, satisfazendo à ROI para a amostra de 1916 a 1995 e para vários subperíodos, apesar dos freqüentes déficits primários.

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. 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 implica numa 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, propondo 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. 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. 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.

Constata-se que para os países desenvolvidos existe uma ampla literatura disponível, ao passo que para os países em desenvolvimento, em especial para os latino-americanos, a literatura é mais

²A 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).

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. Para o Brasil, Gamboa e Silva (2004) avaliaram a sustentabilidade do endividamento público, verificando a existência de co-integração entre gastos e receitas fiscais no período compreendido entre julho de 1986 e outubro de 2003. O resultado obtido, pelos autores, demonstrou a co-integração entre gastos e receitas exclusive 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.

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 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).

Para os demais 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 período³, 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, 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. 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.

³ Os autores utilizaram o teste de co-integração de Johansen e as estatísticas ADF e Phillips-Perron.

3 O modelo de multicointegração

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.

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; Δ 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 $t+N = [\beta^N \mu'(C_{t+N}) / \mu'(C_t)]$. Esse processo, chamado de fator de desconto estocástico⁴, 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:

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

Substituindo-se por um período a frente por B_t 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) 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 $\{M_t^t\} = 1$. Demonstra, também, 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 (2) 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 (2) é igual a zero.

⁴ Ver Duffie (1996) para maior detalhamento.

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 (2) 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. Demonstraram 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 $(R_t, G_t, i_{t-1} B_{t-1})$ é co-integrado⁵ com vetor de co-integração $(1, -1, -1)$.

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

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

⁵ Veja-se Ahmed e Rogers (1995) para aprofundar informações.

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 juros⁶. 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 $h_t = (D_t - \lambda R_t) \sim I(0)$. 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 ν_G e ν_R das equações (21) e (22) possam ser representados como:

$$\nu_{R,t} = \Delta W_t + \nu_{R1,t} \quad , \quad (3)$$

$$\nu_{G^*,t} = \Delta W_t + \nu_{G^*1,t} \quad , \quad (4)$$

onde W_t é $I(1)$ e $\nu_{z^*,t}$ 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 (3) e (4) 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 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 ν_R e ν_G forem representados como:

$$\nu_{R,t} = \Delta W_t + \alpha_1 \Delta^2 W_t + \nu_{R2,t} \quad , \quad (5)$$

$$\nu_{G^*,t} = \Delta W_t + \alpha_2 \Delta^2 W_t + \nu_{G^*2,t} \quad , \quad (6)$$

onde $\Delta^2 W_t = W_t + W_{t-2} - 2W_{t-1}$, $\nu_{R2,t}$ e $\nu_{G^*2,t}$ são processos $I(-2)$, e α_1, α_2 satisfazem $\alpha_1 - \alpha_2 \neq 0$. Neste caso, R_t e D_t serão co-integrados com vetor de co-integração $(1, -[\alpha_1 - \alpha_2]^{-1})$. As equações (5) e (6) 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 acelerando⁷. 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 $\{G_{t+j}^*(I_{t+j})\}_{j=0}^\alpha$, onde I_{t+j} representa as

⁶ Observe-se que, se (x_t, y_t, z_t) são $CI(1,-1)$ com vetor de co-integração $(-1, \alpha_1, \alpha_2)$, $(x_t, \alpha_1 y_t + \alpha_2 z_t)$ 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.

⁷ 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.

informações disponíveis no período t . Pela manipulação da taxa de impostos, o controle do governo deve minimizar a receita R_t no período t :

$$L_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \zeta^j \left[(R_{t+j} - G_{t+j}^*(I_{t+j}))^2 + \varphi_1 (D_{t+j} - \kappa G_{t+j}^*(I_{t+j}))^2 + \varphi_2 (R_{t+j} - R_{t+j-1})^2 \right] \quad (7)$$

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 (5) e (6). 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.

3.1 O modelo de multicointegração e o mecanismo de correção de erros para a América Latina

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. Desse modo, desenvolvem 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 estoque⁸.

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 λ máximo ($\lambda \max$) e o estatística traço utilizado nos procedimentos de Johansen (1988). Adicionalmente, Gonzalo e Lee (1998)

⁸ Veja-se Granger e Lee (1990) e Engsted e Haldrup (1999).

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

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 multicointegração deveria caracterizar o sistema de variáveis fiscais. A primeira co-integração captura a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis fluxo (despesa e receita), ao passo que a segunda co-integração reflete a correspondente relação de estoque-fluxo (receita e dívida). Essas relações, combinadas, conduzem o sistema de variáveis para o equilíbrio de longo prazo.

A multicointegração 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 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 co-integração. Portanto, 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 multicointegração⁹ implica uma forma particular de co-integração $I(2)$. Portanto, os testes são realizados simultaneamente em ambos os níveis de co-integração. Inicialmente, requer-se a estimação da seguinte equação de regressão,

$$Y_t = K_0 X_t + K_1 \Delta X_t + \delta_0 + \delta_1 td + e_t \quad (8)$$

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 ΔX_t poderia ser substituído por ΔY_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

⁹ 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.

número de estimadores de ordem $I(1)$ e $I(2)$, m_1 e m_2 respectivamente. Adicionalmente, os componentes determinísticos incluídos na equação (8) 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 quadrática¹⁰.

Na equação (8), as variáveis Y_t e X_t são $I(2)$ por construção, ao passo que ΔX_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 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 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 $O_p(T^{-1})$. O desempenho da política fiscal será sustentável independentemente das condições econômicas se K_0 e K_1 forem 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 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.

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

$$\Delta x_t = -\gamma_1 z_{t-1} - \gamma_2 w_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_t^x \quad (9)$$

$$\Delta y_t = -\gamma_1 z_{t-1} - \gamma_2 w_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_t^y \quad (10)$$

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

¹⁰ 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.

$\omega_1 = x_t - DQ_t$. Para a multicointegração, ΔX_t e ΔY_t gerados por (9) e (10) atendem à necessária condição 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-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 multicointegração¹¹.

4 Análise e descrição dos resultados do teste de multicointegração

O modelo de multicointegração¹² 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. As séries¹³ 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 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 real¹⁴.

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 o intercepto em cada série.

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)	
	rt_cte_pib	-3,18 ^b	-3,98 ^b	I(0), I(0)	Δ rt_cte_pib	-7,01 ^a	-5,57 ^a	I(0), I(0)	
	dt_cte_pib	-3,20 ^b	-3,16	I(0), I(1)	Δ dt_cte_pib	-8,46 ^a	-8,37 ^a	I(0), I(0)	

¹¹ Para maiores discussões ver Engsted e Haldrup (1999).

¹² O software utilizado foi o Eviews 5.0.

¹³ 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 se referem ao período de 1961 a 2006, abrangendo o setor público não financeiro; para o Brasil, se referem ao governo federal, de 1997 a 2007; para o Chile, são referentes ao período de 1990 a 2007, abrangendo o governo central; para o México, se referem ao período de 1990 a 2007, abrangendo o governo federal; para o Peru, de 1991 a 2007, abrangendo o governo central; para o governo central do Uruguai, as séries são do período de 1983 a 2006; para o governo central da Venezuela, se referem à 1998 a 2007.

¹⁴ 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.

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

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 %
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)	
	rt_cte_pib	-1,12	-6,59 ^a	I(1), I(0)	Δ rt_cte_pib	-8,12 ^a	-8,00 ^a	I(0), I(0)	
	dt_cte_pib	0,03	-6,00 ^a	I(1), I(0)	Δ dt_cte_pib	-5,91 ^a	-5,72 ^a	I(0), I(0)	
Chile	rt_cte	4,46	-0,11	I(1), I(1)	Δ rt_cte	-1,77	-2,58	I(1), I(1)	5,49
	dt_cte	3,71	3,37	I(1), I(1)	Δ dt_cte	-0,62	-18,22 ^a	I(1), I(0)	
	rt_cte_pib	1,99	1,41	I(1), I(1)	Δ rt_cte_pib	-2,50	-9,59 ^a	I(1), I(0)	
	dt_cte_pib	-0,57	-1,29	I(1), I(1)	Δ dt_cte_pib	-4,17 ^a	-4,76 ^a	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)	
	rt_cte_pib	-0,10	-5,82 ^a	I(1), I(0)	Δ rt_cte_pib	-10,44 ^a	-10,39 ^a	I(0), I(0)	
	dt_cte_pib	2,44	-3,78 ^b	I(1), I(0)	Δ dt_cte_pib	-20,70 ^a	-22,10 ^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)	
	rt_cte_pib	-0,72	-1,29	I(1), I(1)	Δ rt_cte_pib	-4,18 ^a	-4,18 ^a	I(0), I(0)	
	dt_cte_pib	-4,47 ^a	-4,34 ^a	I(0), I(0)	Δ dt_cte_pib	-5,02 ^a	-5,11 ^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)	
	rt_cte_pib	0,06	-2,45	I(1), I(1)	Δ rt_cte_pib	-4,41 ^a	-4,68 ^a	I(0), I(0)	
	dt_cte_pib	-1,01	-2,77	I(1), I(1)	Δ dt_cte_pib	-4,81 ^a	-4,84 ^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)	
	rt_cte_pib	-1,27	-5,14 ^a	I(1), I(0)	Δ rt_cte_pib	-7,54 ^a	-7,47 ^a	I(0), I(0)	
	dt_cte_pib	-1,35	-4,73 ^a	I(1), I(0)	Δ dt_cte_pib	-3,58 ^b	-6,88 ^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; dt_cte, a despesa em valores constantes; rt_cte_pib, a razão receita constante-produto; e, dt_cte_pib a razão despesa constante-produto.

O teste ADF para as séries de receita e despesa, dos países avaliados, apresentou, em geral, raiz unitária quando utilizado somente o intercepto¹⁵. Quando considerado o intercepto e a tendência, as séries em valores constantes¹⁶ são I(1). E, as séries em relação ao PIB são estacionárias para a Argentina (receita); Brasil, México e Venezuela (receita e despesa); e Peru (despesa).

4.2 Teste de multicointegração

A Tabela 02 apresenta os resultados do teste de multicointegração entre as variáveis de receita e despesa¹⁷ com a utilização de uma única equação, seguindo o procedimento da equação (8).

¹⁵ Para a Argentina a receita e a despesa em relação ao PIB são estacionárias e para o Peru, a série de despesa.

¹⁶ Com exceção da série de receita para a Argentina e Venezuela.

¹⁷ 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 co-integração polinomial com um aprofundamento das relações de longo prazo, ou seja, relações com dois níveis diferentes entre duas séries.

Tabela 02: Teste de multicointegração com uma única equação¹.

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
	cte_acum_pib	1,14	0,42	-0,03	-0,0032	-2,41	0,52
Chile	cte_acum_pib	0,01	1,38	-0,25	0,20	-2,36	0,37
México	cte_acum	1,08	0,32	-69019,04	-13382,09	-0,98	0,78
	cte_acum_pib	1,11	0,43	-0,05	-0,01	-3,09	0,62
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
	cte_acum_pib	1,60	-1,58	0,81	-0,20	-2,73	0,91
Venezuela	cte_acum	0,88	-0,24	-4225,97	-5611,81	-2,23	0,54
	cte_acum_pib	0,83	-0,07	-0,11	0,06	-1,66	0,31

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 e cte_acum_pib, as séries acumuladas em relação ao produto.

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

A aplicação do teste 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 ADF¹⁸. A não-presença¹⁹ 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.

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).

4.3 Teste de co-integração de Engle-Granger

Com a rejeição da existência de multicointegração para os países investigados, realizou-se o teste convencional de co-integração proposto por Engle e Granger (1987) entre despesas e receitas do governo. Os resultados são apresentados na Tabela 03.

¹⁸ Utilizando-se o critério Schwarz Bayesian e Akaike, sendo que os resultados do teste ADF para os resíduos, apresentado na Tabela 02, foram gerados pelo critério de Schwarz Bayesian, pelo fato de que tal critério apresentar as menores defasagens.

¹⁹ 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 co-integração entre a série de receita e dívida, com a respectiva geração dos resultados do teste ADF para os resíduos.

Tabela 03: Teste de co-integração 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
	cte_pib	0,0089	1,05	-4,81	1,70
Chile	cte_pib	0,16	0,17	-2,07	1,80
México	cte	-9621,61	1,08	-1,81	2,39
	cte_pib	-0,0065	1,08	-1,93	2,32
Peru	cte	1724,33	0,74	-2,00	1,82
Uruguai	Cte	219,20	1,11	-2,30	0,87
	cte_pib	-0,03	1,22	-2,45	0,92
Venezuela	cte	6015,66	0,84	-5,90	1,90
	cte_pib	0,06	0,80	-5,46	1,73

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 e cte_pib, as séries em valores constantes em relação ao produto.

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 $n = 44$, 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, 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.

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, 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 estudos²⁰ 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 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

²⁰ Gamboa e Silva (2004) e Gamboa (2005), dentre outros.

resultado demonstra que, em média, as receitas foram maiores do que as despesas no período de 1998 a 2007, em dados trimestrais.

A dependência²¹ 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%, 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.

4.4 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 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
	Cte_pib	ΔD	0,0019 [1,02]	-1,06** [-4,54]	0,56** [3,01]	-0,68** [-2,78]	0,37
		ΔR	0,0018 [1,66]	0,02 [0,15]	0,27** [2,51]	-0,72** [-4,96]	0,45
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
	Cte_pib	ΔD	0,0050 [0,60]	-0,71** [-2,45]	-0,24 [1,13]	-0,07 [-0,32]	0,36
		ΔR	0,0063 [0,79]	0,14 [0,52]	-0,31 [-1,55]	-0,26 [-1,18]	0,29

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:

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

onde EC1 é o resíduo da primeira relação de co-integração, $despesa = \alpha_0 + A receita$.

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

²¹ Para maiores informações vejam-se Anshasy et al. (2006).

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).

Os resultados demonstram que o Brasil apresenta 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. 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, 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, 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.

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 Aráoz 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.

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. 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.

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.

Para o México, o resultado do teste de co-integração 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 co-integração 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 conseqüência, 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, 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. 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 co-integração 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. Já o Chile e o Peru não cumprem a restrição orçamentária intertemporal, porém observa-se que a política fiscal têm 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.

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://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 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.aaep.org.ar/anales/works/works2006/Araoz_Cerro_Meloni_SoriaGenta.pdf. Acesso em: 30 abr. 2008.

BALL, Laurence; ELMENDORF, Douglas W; MANKI, 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.

_____. 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.

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

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 senhoriação*. 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.
- _____. *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.
- 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.
- _____. 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 indebtness 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.
- _____. 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.