

Multicointegração e Políticas Fiscais: Uma Avaliação de Sustentabilidade Fiscal para Argentina, Brasil, México, Peru, Uruguai e Venezuela

Luís Antônio Sleimann Bertussi

Economista da Prefeitura Municipal de Passo Fundo, RS, Brasil

Divanildo Triches

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), Brasil

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 seis países latino-americanos utilizando um modelo de multicointegração, primeiramente apresentado por Granger e Lee (1989, 1990) e, posteriormente, desenvolvido por Engsted et alii (1997), Haldrup (1998) e Leachman et alii (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. Peru não satisfaz a restrição orçamentária intertemporal, porém demonstra a geração de superávits orçamentários.

Palavras-chave: Multicointegração, Restrição orçamentária intertemporal, Sustentabilidade fiscal

Classificação JEL: C22, E62, H62

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 played an important rule on the macroeconomic stabilization and on the economical cycles. Inside of this context, the present study has as aim to evaluate the sustainability of fiscal policy of six Latin America countries using the multicointegration methodology first apresented in Granger e Lee (1989, 1990) and, further, developed by Engsted et alii (1997) and Haldrup (1998) and Leachman et alii (2005). The results demonstrated that Brazil and Venezuela displayed a sustainable fiscal policy consistent with the cointegration model, satisfying an intertemporal budget constraint. The error correction model has demonstrated that the fittings of short period were accomplished in the spending flows. Brazil presented a larger speed of adjustment than Venezuela. Argentina, México and Uruguay did not satisfy an intertemporal budget constraint, displaying unsustainable fiscal policy. These countries had deficits as the rule. Peru did not satisfy an intertemporal budget constraint as well, but demonstrating budget surplus.

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 cumprida como aborda Barro (1979). 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 fragilidades 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.

* Recebido em setembro de 2010, aprovado em março de 2012. Agradecemos aos pareceristas da revista pelos seus valiosos comentários e sugestões que foram incorporados ao texto. Como de praxe, os eventuais erros remanescentes são de responsabilidade dos autores.

E-mail addresses: lbertussi@pmpf.rs.gov.br, dtriches@ucs.br, divanildot@unisinis.br

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. Esses países foram classificados 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 (2006). Nesse contexto, o artigo tem como objetivo investigar as políticas orçamentárias de seis países da América Latina, especificamente para os países Argentina, Brasil, México, Peru, Uruguai e Venezuela. Para isso, emprega-se um modelo de multicointegração 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. Em caso não exista uma relação de multicointegração entre fluxos e estoques as séries, será avaliada a relação de cointegração entre as variáveis de fluxo para testar a sustentabilidade orçamentária entre a despesa e a receita.¹

O modelo proposto por Leachman et alii (2005) avalia a relação de multicointegração para identificar se a resposta à política fiscal é apropriada para os déficit e para acumulação da dívida que seja sustentável em qualquer ambiente 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.

O padrão cíclico das despesas e receitas do governo indica a intertemporalidade do orçamento. Por meio da análise dos déficits e do endividamento, Bohn (1995, 1998) e Ball et alii (1998) verificaram que eles não eram suficientes para avaliar a sustentabilidade orçamentária. Os déficits persistentes e o aumento do

¹ 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).

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

endividamento não eram incontrolláveis; conseqüentemente, os déficits não eram insustentáveis. Portanto, o procedimento de Leachman et alii (2005) é justificável, pois a avaliação dos déficits e do endividamento pela posição orçamentária intertemporal não seria um critério adequado para examinar a sua sustentabilidade.

O artigo está composto por quatro seções, além dessa introdução. Na primeira, faz-se revisão dos testes de sustentabilidade fiscal e da dívida pública. Na segunda, apresenta-se o modelo econométrico de multicointegração e de cointegração que será utilizado na avaliação da restrição orçamentária intertemporal. A terceira seção traz a definição das variáveis, análise e a descrição dos resultados do teste de multicointegração para os países investigados. 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 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 co-integração 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 do 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 cointegradas 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 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, com isso os autores encontraram duas diferentes aplicações para os testes propostos:

- a) constataram que os dados orçamentários do governo federal dos Estados Unidos não apresentavam uma combinação linear e estacionária entre o estoque de dívida e os déficits líquidos dos juros; porém, a primeira diferença do estoque da dívida era estacionária, podendo, portanto, ser interpretado que o déficit seria sustentável;
- b) mostraram que os ativos externos em poder dos investidores não eram considerados insustentáveis, rejeitando a hipótese de insustentabilidade evidenciando o cumprimento da restrição orçamentária pelos EUA.

As críticas aos modelos empíricos 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.³ As políticas que satisfaçam a essas condições serão consideradas sustentáveis intertemporalmente.

Ahmed e Rogers (1995) mostraram que os testes de cointegração permaneciam 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.

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

³ A principal suposição do modelo é que a condição de transversalidade representa a ocorrência de um jogo *Ponzi*, ou seja, é uma estratégia financeira que objetiva a rolagem da dívida inicial e dos juros para sempre. Em economias determinísticas (sem governo), a condição padrão de transversalidade exige que o valor presente dos ativos líquidos convirja, no futuro, para zero, sendo descontados a uma taxa que depende de uma distribuição de probabilidade da dívida futura. A incerteza e a existência do governo tornam esse argumento (determinístico) mais complexo. O principal problema é que as ações do governo podem não ser resultantes de um problema de otimização, conforme Bohn (1995).

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 tende a mostrar, 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.

O modelo de multicointegração foi usado por Leachman et alii (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 há também uma ampla literatura que trata da sustentabilidade fiscal. Para América Latina, em particular, os estudos empíricos são mais restritos. Ressalta-se ainda que esses países passaram por vários desequilíbrios fiscais ao longo dos anos 80 e 90 com quebras estruturais, muitas vezes relacionados aos processos de altas taxas de inflação. Gamboa e Silva (2004), por exemplo, avaliaram a sustentabilidade do endividamento público para economia brasileira. Como resultado, o estudo ratificou 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 co-integração 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 1944-1982.⁴

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 rejeitaram a hipótese da restrição orçamentária intertemporal para os países latino-americanos, indicando um esquema *Ponzi* de rolagem de dívida.

⁴ Outros estudos sobre a política fiscal brasileira podem ser encontrados em Bevilaqua e Garcia (2002), Bicalho (2005), Goldfajn (2002), Issler e Lima (2000), Luporini (2000, 2001), Rocha (1997), Simonassi (2007), Tanner e Samake (2008), entre outros.

Peru e Venezuela revelarem uma política pró-cíclica de dinâmica da dívida, com aumento de gastos e endividamento em períodos de crescimento econômico.

Por fim, Araóz (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. Eles concluíram 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. Modelo de Multicointegração

O modelo empregado neste estudo foi desenvolvido por Leachman et alii (2005) e 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.

No modelo de multicointegração, a presença da referida relação, indica que nesse sistema as duas variáveis estão interligadas por duas forças de equilíbrio, em vez de uma única relação de equilíbrio que caracteriza os sistemas convencionais de cointegração. Nos casos de multicointegração, o sistema é caracterizado por uma complexa relação de equilíbrio entre o fluxo e o estoque, o que não é muito comum nos modelos que avaliam o comportamento de variáveis econômicas intertemporalmente. Essa relação entre as variáveis está tipicamente associada com questões de controle ótimo, nas quais os níveis e as taxas de mudança das variáveis compreendidas no sistema são determinantes da função de resposta da política fiscal. Portanto, nos termos desse sistema de variáveis fiscais, a relação reflete os mecanismos de resposta da política governamental diante do aumento da dívida pública.⁵

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.

Desse modo, 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

⁵ Para outros detalhes sobre os estudos dos países selecionados e a evolução das variáveis são encontrados nos Anexos A e B.

desenvolvidas. Lee (1992), Engsted e Johansen (1997) e Engsted et alii (1997) apontaram que a presença de multicointegração invalida os métodos tradicionais para testes de cointegração. 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 co-integração $I(2)$.⁶ Os testes são realizados de forma simultânea em ambos os níveis de cointegração. Inicialmente, estima-se equação de regressão (1).

$$Y_t = K_0 X_t + K_1 \Delta X_t + \delta_1 t d + e_t \quad (1)$$

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 cointegração. Assim, existe um número de possíveis cointegrações, podendo ser relevante testar uma variedade de hipóteses. Entretanto, na maior parte das situações práticas, as variáveis $I(2)$ serão cointegradas com as de ordem $I(1)$, pelo menos. Assim, testa-se a hipótese nula de que as variáveis de ordem $I(2)$ cointegram com as de ordem $I(1)$, mas nenhuma cointegração ocorre quando e_t for $I(1)$. As distribuições dos testes estatísticos dependem do número de estimadores de ordem $I(1)$ e $I(2)$, m_1 e m_2 , respectivamente.⁷ Adicionalmente, os componentes determinísticos incluídos na equação (1) 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 alii (1997), para tendência e tendência quadrática.⁸

Na equação (1), 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

⁶ Primeiramente é estimado um sistema com as variáveis acumuladas 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 (1), dois critérios são utilizados: modelos de Akaike (AIC) e Schwarz Bayesian (SBC). Em equilíbrio o modelo AIC conduz a estruturas de defasagens mais longas. Consequentemente, sempre que o critério indica defasagens que diferem do ótimo, a defasagem mais curta é escolhida.

⁷ Os valores críticos para o teste ADF dos resíduos da multicointegração são definidos em Engsted et alii (1997), sendo que as distribuições de probabilidade são dependentes do número de regressores $I(1)$ do modelo, m_1 , e do número de regressores de ordem $I(2)$, m_2 .

⁸ 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 co-integração de ordem $I(1)$ nos testes convencionais, a hipótese nula para os testes de multicointegração é 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.

presença de multicointegração, ou seja, quando e_t é $I(0)$, K_0 é uma estimativa da taxa superconsistente do primeiro fluxo de equilíbrio. Consequentemente, 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.

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 podem 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 alii (1998), o jogo *Ponzi*. Tal situação não será problemática a menos que as taxas de crescimento entrem em colapso.

Supondo-se que x_t e y_t são $I(1)$, sem tendência e co-integradas, de forma que $z_t = x_t - Ay_t$ é $I(0)$, segue-se que o nível de dívida, $D_t = \sum_{j=0}^t z_{t-j}$ será $I(1)$ e x_t e y_t serão multicointegrados se D_t e y_t também forem co-integrados. Segue-se que, segundo Granger e Lee (1989), $\omega_1 = (1 - D\Delta^{-1}, A\Delta^{-1})X_t$, onde $X_t = (x_t, y_t)'$. Portanto, a multicointegração permite duas co-integrações com diferentes níveis apenas entre duas séries.

Para um sistema de multicointegração bivariado, como mostraram Granger e Lee (1989), os modelos de mecanismos de correção de erro (ECM) podem ser representados segundo as equações (2) e (3).

$$\Delta x_t = -\gamma_1 z_{t-1} - \gamma_2 w_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_t^x \quad (2)$$

$$\Delta y_t = -\gamma_1 z_{t-1} - \gamma_2 w_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + e_t^y \quad (3)$$

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 co-integração defasados $z_t = x_t - Ay_t$ e $\omega_1 = x_t - DQ_t$. Para a multicointegração, ΔX_t e ΔY_t gerados por (2) e (3) 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-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 admitido como um teste adicional da hipótese de multicointegração.

O estudo utiliza nos termos da equação (1) as seguintes equações para o mecanismo de correção de erros:

$$\begin{aligned} \Delta despesa &= \alpha + \gamma_1 EC1_{t-1} + \gamma_2 EC2_{t-1} + \beta_1 \Delta despesa_{t-1} \\ &+ \beta_2 \Delta receita_{t-1} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta receita &= \alpha + \gamma_1 EC1_{t-1} + \gamma_2 EC2_{t-1} + \beta_1 \Delta despesa_{t-1} \\ &+ \beta_2 \Delta receita_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

onde $EC1$ é o resíduo da primeira relação de co-integração (despesa e receita) e $EC2$ é o resíduo da segunda relação de co-integração (receita e dívida). Quando não ocorrer a multicointegração prevista na equação (1), será estimado o mecanismo de correção de erros a partir da relação de co-integração entre as variáveis, representado pelas equações (6) e (7)

$$\Delta despesa = \alpha + \gamma_1 EC1_{t-1} + \beta_1 \Delta despesa_{t-1} + \beta_2 \Delta receita_{t-1} \quad (6)$$

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

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 de 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.

4. Análise e Descrição das Variáveis e dos Resultados do Teste de Multicointegração

O modelo de multicointegração permite avaliar a restrição orçamentária intertemporal, que consiste em avaliar a existência de uma relação de multicointegração entre as receitas, as despesas e a dívida do governo ou ainda analisar a sustentabilidade fiscal do processo orçamentário.⁹ As séries consideram

⁹ O software utilizado foi o Eviews 5.0.

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. A partir dessas séries temporais são derivadas as demais como resultado orçamentário e estoque de dívida. Todas as séries são medidas em termos reais e dessazonalizadas, com periodicidade anual ou trimestral, dependendo de sua disponibilidade. Além disso, elas são acumuladas de acordo com os procedimentos discutidos, previamente, na definição das variáveis que integram a equação (1).

Assim, para 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 informações anuais, cobrindo o período de 1961 a 2006. Essas estatísticas foram obtidas do Ministério de Economia e Produção do governo federal da Argentina. As séries temporais para economia brasileira cobrem o período de 1997 a 2007, com periodicidade trimestral. Os resultados fiscais consolidados do governo federal foram extraídos da Secretaria do Tesouro Nacional. As séries referentes ao produto interno bruto e ao Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) são provenientes do IPEDATA

As séries de receita e despesa do governo federal do México referem-se a dados trimestrais, cujo período estende-se de 1990 a 2007. As referidas variáveis, bem como as séries do Índice de Preços ao Consumidor – IPC e do produto interno bruto estão disponíveis no Banco do México. As séries para o Peru foram obtidas do Banco Central de Reserva do Peru com periodicidade trimestral, abrangendo os anos de 1991 a 2007. Já as informações estatísticas Uruguai foram extraídas do Instituto Nacional de Estatística do Uruguai, abrangendo o governo central, para os anos de 1983 a 2006, com periodicidade anual. Para a Venezuela, as séries estão disponíveis no Banco Central da Venezuela e no Instituto Nacional de Estatística (INE), cobrindo o período de 1998 a 2007, com periodicidade trimestral.

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 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 2 apresenta os resultados do teste de multicointegração entre as variáveis de receita e despesa com a utilização de uma única equação, seguindo o procedimento da equação (3). A aplicação do teste de multicointegração para os países selecionados não demonstra a existência de multicointegração entre as

Tabela 1

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	$I(1), I(0)$	Δrt_cte	-5,03 ^a	-4,98 ^a	$I(0), I(0)$	0,41
	dt_cte	-1,83	-2,08	$I(1), I(1)$	Δdt_cte	-6,59 ^a	-6,64 ^a	$I(0), I(0)$	
Brasil	rt_cte	0,1	-1,09	$I(1), I(1)$	Δrt_cte	-11,27 ^a	-11,24 ^a	$I(0), I(0)$	2,83
	dt_cte	-0,09	-1,94	$I(1), I(1)$	Δdt_cte	-3,79 ^a	-3,86 ^b	$I(0), I(0)$	
México	rt_cte	0,97	-1,89	$I(1), I(1)$	Δrt_cte	-11,24 ^a	-11,42 ^a	$I(0), I(0)$	3,29
	dt_cte	4,78	-1,57	$I(1), I(1)$	Δdt_cte	-4,67 ^a	-23,81 ^a	$I(0), I(0)$	
Peru	rt_cte	0,93	-0,48	$I(1), I(1)$	Δrt_cte	-2,66 ^c	-2,99	$I(0), I(1)$	5,1
	dt_cte	-0,39	-1,61	$I(1), I(1)$	Δdt_cte	-4,82 ^a	-4,79 ^a	$I(0), I(0)$	
Uruguai	rt_cte	0,58	-3,04	$I(1), I(1)$	Δrt_cte	-2,79 ^c	-2,59	$I(0), I(1)$	2,48
	dt_cte	0,07	-2,9	$I(1), I(1)$	Δdt_cte	-5,26 ^a	-5,30 ^a	$I(0), I(0)$	
Venezuela	rt_cte	-0,17	-4,08 ^b	$I(1), I(0)$	Δrt_cte	-7,21 ^a	-7,16 ^a	$I(0), I(0)$	5,5
	dt_cte	-0,29	-2,57	$I(1), I(1)$	Δdt_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.

*As séries de receita e despesa foram acumuladas para produzir as séries $I(2)$ para avaliar a cointegração polinomial.

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 Akaike.¹⁰ A não-presença da relação de multicointegração indica que nesses sistemas as duas variáveis não estão interligadas por duas forças de equilíbrio, mas, sim, por uma única relação de equilíbrio que caracteriza os sistemas convencionais de co-integração.¹¹

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). Diante deste resultado, busca-se na próxima seção avaliar se as séries apresentam uma relação de cointegração das variáveis de fluxo.

¹⁰ Os resultados do teste ADF para os resíduos, apresentado na Tabela 2, foram gerados pelo critério de Schwarz Bayesian, o que decorre do fato de que tal critério apresentar as menores defasagens.

¹¹ A não estacionariedade dos resíduos, conforme reporta a Tabela 2, 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 2

Teste de multicointegração com uma única equação(*)

País	Y_t	K_0	K_1	Constante Tendência		ADF**	DW
				δ_0	δ_1		
Argentina	<i>cte_acum</i>	0,87	-0,57	-86283,51	31554,24	-1,74	0,08
Brasil	<i>cte_acum</i>	1,05	0,95	-52429,05	3932,22	-2,88	0,73
México	<i>cte_acum</i>	1,08	0,32	-69019,04	-13382,09	-0,98	0,78
Peru	<i>cte_acum</i>	0,83	-1,18	64,41	1476,58	-2,67	0,57
Uruguai	<i>cte_acum</i>	1,3	-1,17	12078,83	-1604,81	-2,77	0,87
Venezuela	<i>cte_acum</i>	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.

* Com base na equação $Y_t = K_0 X_t + K_1 \Delta X_t + \delta_0 + \delta_1 td + e_t$, 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.

**Teste ADF dos resíduos inclui intercepto e tendência. Os valores críticos para a estatística ADF dos resíduos foram obtidos em Engsted e Johansen (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 $n = 40$.

4.2. Teste de co-integração de Engle-Granger

Com a rejeição da existência de multicointegração para os países investigados, realizou-se o teste convencional de cointegração proposto por Engle e Granger (1987) entre despesas e receitas do governo.¹² 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 ou 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 3), 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,

¹² Na presença de uma relação de cointegração $A(\lambda)$ será uma estimação consistente do(s) coeficiente(s) de co-integração, 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 3

Teste de co-integração de Engle-Granger(*)

País	Despesa	α	A	ADF^{**}	DW
Argentina	<i>cte</i>	24687,41	0,89	-2,25	0,47
Brasil	<i>cte</i>	2712,66	1,07	-4,81	1,76
México	<i>cte</i>	-9621,61	1,08	-1,81	2,39
Peru	<i>cte</i>	1724,33	0,74	-2	1,82
Uruguai	<i>cte</i>	219,2	1,11	-2,3	0,87
Venezuela	<i>cte</i>	6015,66	0,84	-5,9	1,9

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.

* Com base na equação $despesa = \alpha_0 + A receita$.

**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 $n = 40$.

fato observado com 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, os resultados dos testes aplicados para o Brasil são consistentes com aqueles obtidos por Gamboa e Silva (2004) e Gamboa (2005), 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 dependência¹³ 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,

¹³ Para maiores informações, vejam-se Anshasy et alii (2006).

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 adotando medidas que buscassem a sustentabilidade fiscal.

4.3. 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 4 demonstra os resultados do modelo de correção de erros.

Tabela 4

Modelo de correção de erros#

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

Nota: Os valores entre colchetes referem-se à estatística *t* de Student; * nível de significância com $\alpha = 0,10$, ** nível de significância com $\alpha = 0,05$; R^2 é o coeficiente de determinação.

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

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

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

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

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 avaliadas, evidenciando que a relação de equilíbrio é condicionada por correções no fluxo de despesas, não no fluxo das receitas. No entanto, observa-se nas séries de dados que os ajustes da despesa ocorrem em concomitância com o aumento real da receita, adequando a despesa ao aumento real da receita orçamentária. Para o Brasil esse resultado já era esperado em virtude da Lei de Responsabilidade Fiscal, a qual determina o equilíbrio entre a receita e a despesa com regra de equilíbrio fiscal. Essa conclusão é suportada pela 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).

Ainda os resultados demonstram que 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.

4.4. 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 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 Araóz (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.

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, 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.

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.

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. Observa-se, contudo, nas séries temporais a existência de uma relação entre o aumento real da receita e readequação do total de despesa a esse aumento de receita.

Por fim, 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 bibliográficas

- Ahmed, S. & Rogers, J. H. (1995). Government budget deficits and trade deficits: Are present value constraints satisfied in long-term data? *Journal of Monetary Economics*, 36:351–374.
- Anshasy, A., Bradley, M. D., & Joutz, F. L. (2006). Oil prices, fiscal policy and Venezuela's economic growth. Technical report, Department of Economics The George Washington University, Washington, DC. 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.
- Araóz, M. F. (2006). Fiscal sustainability and crises: The case of Argentina. In de Economía Política, A. A., editor, *XXXIX Annual Meeting*, La Plata. Disponível em: http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2006/Araoz_Cerro_Meloni_SoriaGenta.pdf. Acesso em: 30 abr. 2008.
- Ball, L., Elmendorf, D. W., & Mankiw, N. G. (1998). The deficit gamble. *Journal of Money, Credit and Banking*, 30:699–720.
- Barro, R. J. (1979). On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, 87:940–971.
- Bicalho, A. (2005). Teste de sustentabilidade e ajuste fiscal no Brasil pós-Real. Master's thesis, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas.
- Bohn, H. (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27:257–271.
- Bohn, H. (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113:949–963.
- Cowan, K. (2006). Sovereign debt in the Americas: New data and stylized fact. Working Paper 577, IADB Research Department.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55:251–276.

- Engle, R. F. & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35:143–159.
- Engle, R. F. & Yoo, B. S. (1991). Cointegration of economic time series: A survey with new results, in long run economics relation. In *Readings in Cointegration*. Oxford University Press, Oxford.
- Engsted, T., Gonzalo, J., & Haldrup, N. (1997). Testing for multicointegration. *Economic Letters*, 56:259–66.
- Engsted, T. & Haldrup, N. (1999). Multicointegration in stock-flow models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61:237–254.
- Engsted, T. & Johansen, S. (1997). Granger’s representation theorem and multicointegration. *European University Institute Working Paper Eco*, 97.
- Flood, R. P. & Garber, P. M. (1980). Gold monetization and gold discipline. Working Paper 1980, NBER.
- Friedman, B. M. (2005). Deficits and debt in the short and long run. Working Paper 11630, NBER.
- Gamboa, U. R. (2005). Dívida pública brasileira, default e a “Nova Equivalência Ricardiana”: Um exercício cliométrico do Brasil – Império a Época Atual. Technical report, IPE/USP. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A050.pdf>. Acesso em: 11 ago. 2007.
- Gamboa, U. R. & Silva, R. (2004). Nova evidência sobre a sustentabilidade da política fiscal brasileira: Co-integração, quebras estruturais e senhoriagem. In *Seminários Bacen-USP de Economia Monetária e Bancária*.
- Ghatak, S. & Fung, J. R. S. (2007). Is fiscal policy sustainable in developing economies? *Journal of Development Economics*, 11:518–530.
- Goldfajn, I. (2002). Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil não é sustentável? Nota Técnica 25, Banco Central do Brasil.
- Granger, C. W. J. & Lee, T. H. (1989). Investigation of reproduction, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, 4:145–159.
- Granger, C. W. J. & Lee, T. H. (1990). Multicointegration, in advances in econometrics. In Rhodes Jr, G. F. & Fomlsey, L. B., editors, *Cointegration, Spurious Regression and Unit Roots*, pages 71–84. JAI Press, New York.
- Hakkio, C. S. & Rush, M. (1991). Is the budget deficit “too large”? *Economic Inquiry*, 29:429–445.
- Haldrup, N. (1994). The asymptotics of single equation cointegration regressions with $i(1)$ and $i(2)$ variables. *Journal of Econometrics*, 63:153–181.
- Haldrup, N. (1998). An econometric analysis of $i(2)$ variables. *Journal of Econometric Surveys*, 12.
- Hamilton, J. D. & Flavin, M. A. (1986). On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing. *American Economic Review*, 76:808–819.
- Issler, J. V. & Lima, L. R. (2000). Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: Time-series evidence from 1947-92. *Journal of Development Economics*, 62:131–147.
- Johansen, S. (1995). A statistical analysis of cointegration for $i(2)$ variables. *Econometric Theory*, 11:25–59.
- Kremers, J. (1989). U.S. federal indebtedness and the conduct of fiscal policy. *Journal of Monetary Economics*, 23:219–38.

- Leachman, L., Bester, A., Rosas, G., & Lange, P. (2005). Multicointegration and sustainability of fiscal practices. *Economic Inquiry*, 43:454–466.
- Lee, T. H. (1992). Stock-flow relations in housing construction. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54.
- Luporini, V. (2000). Sustainability of the Brazilian fiscal policy and central bank independence. *Revista Brasileira de Economia*, 54:201–226.
- Luporini, V. (2001). A sustentabilidade da dívida mobiliária federal brasileira: Uma investigação adicional. *Análise Econômica*, 19:69–84.
- Rocha, F. (1997). Long-run limits on the Brazilian government debt. *Revista Brasileira de Economia*, 51:447–470.
- Simonassi, A. G. (2007). Função de resposta fiscal, múltiplas quebras estruturais e a sustentabilidade da dívida pública no Brasil. In ANPEC, editor, *XXXV Encontro Nacional de Economia*. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A059.pdf>. Acesso em: 28 abr. 2008.
- Tanner, E. & Samake, I. (2008). Probabilistic sustainability of public debt: A vector autoregression approach for Brazil, Mexico and Turkey. *IMF Staff Papers*, 55:149–182.
- Trehan, B. & Walsh, C. (1988). Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:425–444.
- Trehan, B. & Walsh, C. (1991). Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23:206–223.
- Wilcox, D. (1989). The sustainability of government deficits: Implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21:291–306.

ANEXO A – Ilustração Gráfica das Séries de Receita, Despesa e Resultado Fiscal dos Países da América Latina Selecionados

Fig. 1. Séries de receita, despesa e resultado fiscal do setor público não financeiro da Argentina, no período de 1961 a 2006 (em valores constantes)

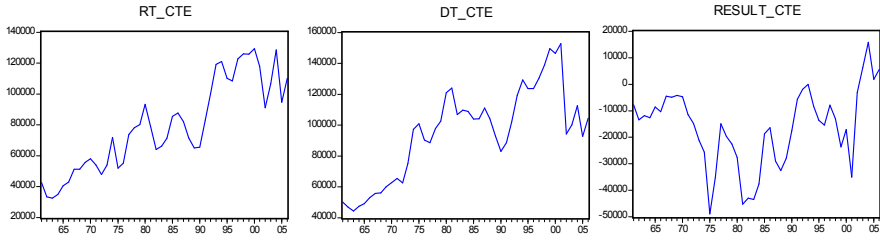


Fig. 2. Séries de receita, despesa e resultado fiscal do governo federal do Brasil no período de 1997-I a 2007-IV (em valores constantes)

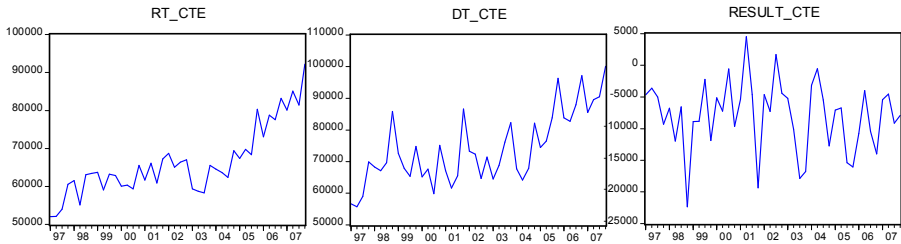


Fig. 3. Séries de receita, despesa e resultado fiscal do governo federal do México no período de 1990-I a 2007-IV (em valores constantes)

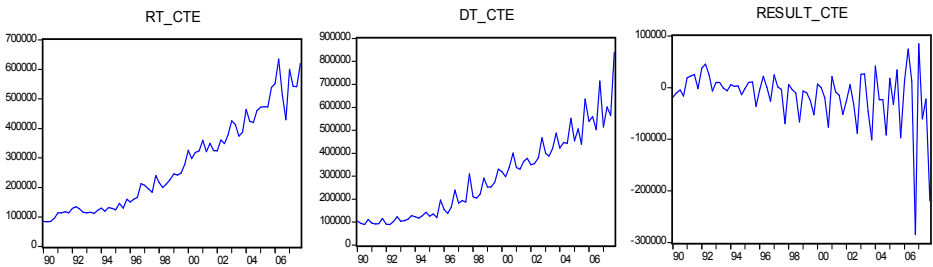


Fig. 4. Séries de receita, despesa e resultado fiscal do governo central do Peru no período de 1991-I a 2007-IV (em valores constantes)

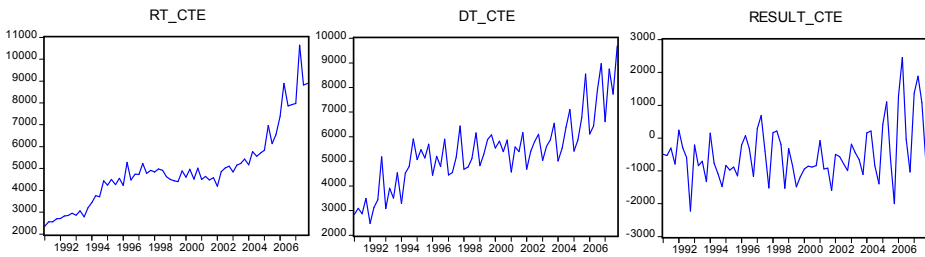


Fig. 5. Séries de receita, despesa e resultado fiscal do governo central do Uruguai no período de 1983 a 2006 (em valores constantes)

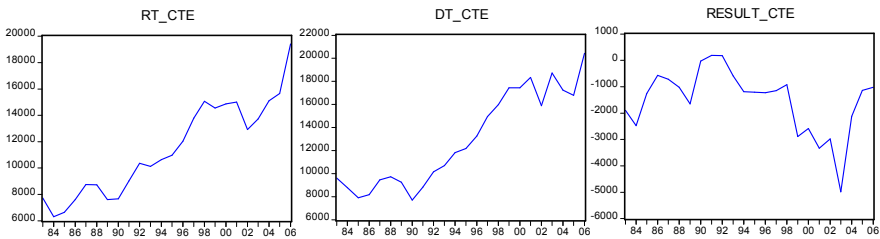
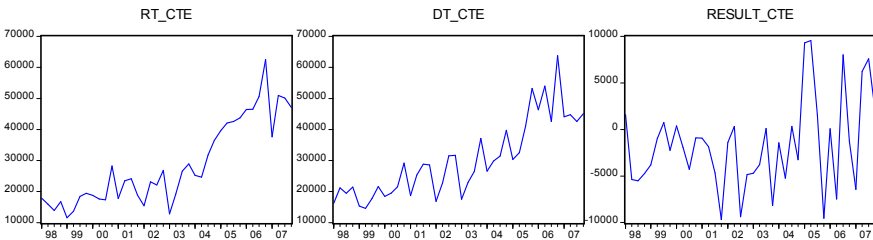


Fig. 6. Séries de receita, despesa e resultado fiscal do governo central do Venezuela no período de 1998-I a 2007-IV (em valores constantes)



ANEXO B – Resumo dos Modelos Aplicados para a América Latina

Teste: autor	Período	Modelo	Resultado	Observações
Rocha (1997)	1980 a 1993 (Brasil)	Co-integração com teste de EG e Johansen	Sem receita de senhoriação não co-integração (não satisfaz a RO), com a inclusão as séries co-integram	Série de gasto utilizou uma <i>proxí</i> fraca, pois não inclui a aquisição de bens e desconsidera o sistema previdenciário.
Issler e Lima (2000)	1947-1992 (Brasil)	Co-integração com teste de EG e Johansen	Sustentável somente com a inclusão da receita de senhoriação	
Lupporini (2000 e 2001)	1966-2006 1981-1998 (Brasil)	Estacionariedade da série, teste ADF e Phillips Perron	Estacionariedade da série (1966-06). Não rejeita raiz unitária (1981-1998).	Utilizou a série da DPMFI em proporção do PIB, a condição de sustentabilidade exigia que a série descontada da dívida fosse um processo estacionário com média zero.
Bicalho (2005)	1997-2004 (Brasil)	Hakkio Hush (1991) e Bohn (1998)	Testes apontam sustentabilidade, com demonstração de ajuste fiscal	Avaliou a razão DL SP/PIB
Simonassi (2008)	1991-2006 (Brasil)	Função resposta fiscal com quebras estruturais	Política fiscal sustentável	Mudança na estrutural na política fiscal a partir de maio de 1995.
Ghatak e Fung (2007)	1970-2000 (Peru e Venezuela)	Co-integração (EG) e função de reação fiscal de Bohn (1998)	Políticas pró-cíclicas de endividamento, não sustentáveis	Ambos estão adotando medidas para estabilizar a relação dívida e produto.
Aráoz et al. (2006)	1865-2002 (Argentina)	Seguiram Hamilton e Flavin (1986), ou seja, cointegração (Johansen).	O país nunca apresentou sustentabilidade fiscal forte, no máximo fraca.	De 1990 a 2002 apontaram para sustentabilidade fiscal fraca. Não sustentabilidade de 1951 a 1989.
Ewing e Payne (1998)	1954-1993 (Chile)	Co-integração (EG)	Relação bidirecional de causalidade, sendo sincronizado o sistema fiscal.	Chile deveria cortar gastos fiscais e aumentar as receitas.
Tanner e Samake (2008)	1999-2005 (México)	Vetor autoregressivo com variáveis macroeconômicas e fiscais (retrospectiva).	Consideraram a política fiscal sustentável.	Prospectivamente utilizaram a técnica de Monte Carlo para simular o superávit primário necessário para manter o equilíbrio na relação dívida e produto.

Fonte: elaboração do autor. * Testes para países latino-americanos.