



Artigo Original

Regime fiscal e sustentabilidade da dívida pública brasileira – 1986 a 2006

250

Roseli da Silva¹, Ulisses Ruiz de Gamboa²

¹ Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto – Universidade de São Paulo (FEARP-USP).

² Associação Comercial de São Paulo. *Visiting Scholar* – Universidade da Califórnia em Los Angeles (UCLA).

Correspondência: Roseli da Silva – E-mail: roselisolva@fearp.usp.br

*Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Av. Bandeirantes, 3.900 - CEP: 14040-905 – Ribeirão Preto – SP – Brasil*

Resumo

O objetivo do artigo é avaliar a sustentabilidade da política fiscal brasileira, utilizando uma restrição orçamentária intertemporal para o setor público, que implica que a cointegração entre gasto fiscal e arrecadação fiscal é uma condição suficiente para um comportamento do governo “ricardiano”, dada a estacionariedade da taxa real de juros. Utilizam-se séries temporais longas que incluem períodos mais recentes que estudos anteriores (julho de 1986 a dezembro de 2006), o que permite avaliar os efeitos dos ajustes fiscais realizados principalmente a partir de 1998, bem como o comportamento de elevação dos gastos públicos. Aplica-se uma metodologia econométrica multivariada que possibilita a avaliação de efeitos de mudanças estruturais sobre a estabilidade do posto de cointegração ao longo da amostra, garantindo a robustez dos resultados para a amostra completa. Os resultados encontrados são coincidentes com a maioria da evidência empírica disponível para o caso brasileiro, ao confirmar que existe cointegração entre gasto e arrecadação com senhoriagem apenas na presença de senhoriagem como fonte adicional de receita.

Palavras-chave: restrição orçamentária intertemporal, sustentabilidade fiscal, senhoriagem, cointegração, quebras estruturais.

Abstract

The paper aims to assess the sustainability of fiscal policy in Brazil, using an intertemporal budget constraint for the public sector, which implies that the cointegration between expenditure and income taxes is a sufficient condition for a “Ricardian” behavior of the government, given the stationarity of real interest rate. Long term time series are used including more recent periods than previous studies

(July, 1986 to December, 2006), which allows evaluating the effects of fiscal adjustments made mostly from 1998 and the behavior of increasing public spending. A multivariate econometric methodology was applied, allowing the assessment of effects of structural changes on the stability of the cointegration rank over the sample, ensuring robustness of the results for the full sample. The results are in line with most of the available empirical evidence for Brazil, confirming that there is cointegration between spending and revenue only in presence of seigniorage as a source of additional revenue.

Keywords: intertemporal budget constraint, fiscal sustainability, seigniorage, cointegration, structural breaks.

Resumen El estudio tiene por objetivo evaluar la sostenibilidad de la política fiscal en Brasil, mediante una restricción presupuestaria intertemporal del sector público, lo que implica que la cointegración entre gastos e impuestos fiscales es una condición suficiente para un comportamiento “ricardiano” del gobierno, dada la estacionalidad de la tasa de interés real. Se utilizaron series de tiempo largas más recientes, incluidos los períodos de estudios anteriores (julio 1986 a diciembre 2006), que permitió evaluar los efectos de los ajustes fiscales en su mayoría de 1998 y el comportamiento de aumentar el gasto público. Se aplicó una metodología econométrica multivariante que permitió la evaluación de los efectos de los cambios estructurales en la estabilidad de la condición de cointegración sobre la muestra, para garantizar la solidez de los resultados para la muestra completa. Los resultados están en línea con la mayoría de la evidencia empírica disponible para Brasil, para confirmar que no hay cointegración entre el gasto y los ingresos sólo en presencia de señoreaje como fuente de ingresos adicionales.

Palabras-clave: restricción presupuestaria intertemporal, sostenibilidad fiscal, señoreaje, cointegración, cambios estructurales.

Introdução

O tema fiscal é recorrente no debate econômico brasileiro, reforçado a cada divulgação de estatísticas de gastos e arrecadação dos níveis de governo, que, invariavelmente, reforça um quadro fiscal preocupante quanto aos objetivos de manutenção da estabilidade fiscal.

O esforço fiscal que o país vem realizando, gerando superávits primários (arrecadação menos gastos, excetuando o pagamento de juros) da ordem quatro pontos percentuais do Produto Interno Bruto (PIB), não tem sido suficiente para cobrir a despesa com pagamento de juros da dívida pública, da ordem de 6,5 pontos percentuais do PIB.

A diferença é o déficit nominal (ou necessidade de financiamento do setor público), que, em doze meses acumulados até março de 2007, subiu para 2,36% do PIB, frente aos 2,18% referentes ao acumulado até fevereiro.

Além disso, os gastos da União têm crescido em termos reais nos últimos anos com uma composição desfavorável àqueles objetivos: as despesas correntes, que incluem também o pagamento de juros sobre a dívida pública, crescem enquanto que as despesas de capital, que incluem os investimentos, decrescem desde 2002.

Apenas em 2006 as despesas de capital crescem, mas quase que totalmente por conta da elevação em 141% de amortização da dívida.

Despesas em ascensão acompanhadas por arrecadações tributárias recordes: ano após ano a carga tributária total brasileira tem crescido, partindo de 27,9% do PIB em 1994 e atingindo 38,2% do PIB em 2006, considerando a metodologia anterior de aferição do PIB (sob a nova metodologia, a carga tributária de 2006 registrou 34,2% do PIB).

O resultado, em termos de estoques, é o de uma dívida líquida do setor público interna, como proporção do PIB, também crescente – em dezembro de 1994 era

21,3% do PIB e alcançou 47,6% do PIB em dezembro de 2006 (PIB medido segundo a metodologia antiga).

Em contrapartida, a dívida líquida do setor público total como proporção do PIB tem apresentado um comportamento de queda único na história econômica brasileira: causado pelo saldo negativo da dívida líquida do setor público externa, desde junho de 2006, mostrando uma posição credora em dólares explicada, basicamente, por: pagamento antecipado da dívida junto ao Clube de Paris e ao FMI; troca do *c-bond* e emissão de títulos em Reais (BRL 2016); recompra de *bradies* em mercado; e alongamento do prazo e rolagem de 76% dos vencimentos de 2006 e 2007.

Devido a essa evolução, principalmente da Dívida Líquida do Setor Público (DSLPL) interna, há que se perguntar se o governo brasileiro estaria seguindo um “esquema Ponzi”, isto é, se o valor descontado da dívida pública como fração do PIB superaria o valor presente dos superávits fiscais em relação ao PIB, o que tornaria a política fiscal brasileira insustentável num contexto intertemporal.

O governo estaria, portanto, realizando uma política fiscal não sustentável no longo prazo, o que acarretaria em alongamento da maturidade da dívida ou o *default* da mesma.

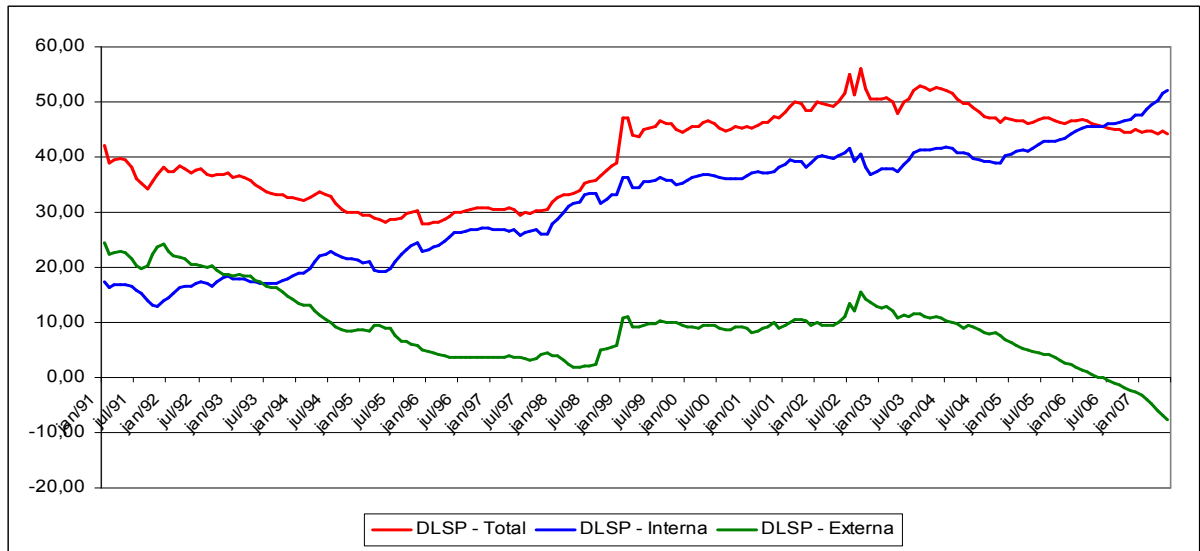


Gráfico 1. Evolução da Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) como proporção do Produto Interno Bruto (PIB). Brasil, 1986 a 2006.

A análise da sustentabilidade da política fiscal, a partir de uma abordagem intertemporal, deve basear-se em uma avaliação do comportamento de longo prazo de variáveis determinantes, tais como a variação da dívida pública, a arrecadação total e o gasto fiscal total.

O presente estudo realiza tal avaliação por meio de testes para a existência de cointegração entre a arrecadação total (com e sem senhoriagem) e o gasto total do governo brasileiro, utilizando séries de frequência mensal para o período que se inicia em julho de 1986 (primeiro dado disponível de arrecadação e gastos do Tesouro Nacional) e termina em dezembro de 2006.

A evidência empírica favorável para a cointegração com senhoriagem – um

resultado que reforça evidências realizadas para dados anteriores a 2000 – permite afirmar que a política fiscal aplicada é coerente com a hipótese de “equivalência ricardiana” e que, portanto, a dívida pública é sustentável em uma perspectiva de longo prazo, apesar da elevação observada nos gastos públicos após 2002, principalmente devido à disponibilidade de elevados volumes de senhoriagem antes da estabilização.

O artigo está dividido em cinco seções: a próxima seção apresenta uma breve resenha da literatura sobre testes para sustentabilidade de longo prazo da política fiscal, aplicando testes de raiz unitária e cointegração; na terceira seção desenvolve-se o modelo macroeconômico teórico e a metodologia econométrica a ser aplicada; a quarta seção reporta resultados empíricos

para o período considerado; as conclusões são apresentadas na quinta seção.

Sustentabilidade da política fiscal

Os precursores da análise de sustentabilidade da política fiscal em termos de valor presente foram Hamilton e Flavin (1986).

Os autores utilizaram um modelo intertemporal para a economia norte-americana e chegaram à conclusão de que a estacionariedade do superávit fiscal primário e do estoque da dívida pública garantem que a política fiscal norte-americana implementada durante o período 1960 a 1984 segue um “modelo ricardiano”, ou seja, é sustentável no longo prazo, uma vez que o governo respeita sua restrição orçamentária intertemporal.

Wilcox (1989), utilizando a mesma amostra dos autores anteriores, propõe um teste alternativo mais geral para avaliar a sustentabilidade da política fiscal norte-americana.

Se a trajetória esperada do valor presente da dívida pública converge para zero (é estacionária com média zero), então, é possível afirmar que a política fiscal é “ricardiana”.

Os resultados encontrados contradizem as conclusões anteriores para a amostra

completa e, especialmente, a sub-amostra que vai de 1975 a 1984.

Os resultados de Hamilton e Flavin (1986) também foram questionados por Kremers (1988), que apontou a presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos da equação estimada para realizar o teste ADF para presença de uma raiz unitária para a dívida pública norte-americana.

Ao incluir duas defasagens, o resultado do referido teste é revertido, apontando a não-estacionariedade daquela variável, concluindo que o governo norte-americano realizou uma política fiscal não sustentável durante o período 1960 a 1984.

Uma segunda geração de modelos adota como critério para a sustentabilidade da política fiscal a necessidade da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre dívida e superávit fiscal primário ou entre arrecadação fiscal e despesa fiscal totais, incluindo o pagamento de juros.

Assumindo-se que a taxa de juros real seja estacionária, a cointegração entre as variáveis passa a ser uma condição suficiente para o equilíbrio orçamentário fiscal intertemporal.

Seguindo tal abordagem, Haug (1991, 1995) estabeleceu que a cointegração entre o superávit fiscal primário e o estoque da

dívida pública defasado em um período é uma condição suficiente para concluir que o orçamento público está equilibrado em termos intertemporais.

Utilizando a mesma amostra dos casos anteriores, o referido autor rejeita a hipótese de não-cointegração entre as variáveis mencionadas, concluindo que a política fiscal norte-americana realizada durante o período em questão foi sustentável.

Hakkio e Rush (1991) estabeleceram que a condição necessária para que um governo obedeça a sua restrição orçamentária intertemporal é a cointegração entre a despesa fiscal total incluindo os juros reais da dívida pública e a arrecadação fiscal total.

Utilizando uma série de dados para a economia norte-americana mais ampla que nos casos anteriores (1950 a 1988), os autores rejeitam a hipótese de não-cointegração entre despesa e arrecadação fiscal para a amostra como um todo, ainda que, na sub-amostra 1964 a 1988, a maioria dos testes sugere que as séries não cointegram.

De qualquer forma, do ponto de vista intertemporal as duas alternativas dentro da segunda geração de modelos são equivalentes para avaliar a sustentabilidade da política fiscal no longo prazo.

Mais recentemente, Quintos (1995) estimou a sustentabilidade do déficit público norte-americano durante o período 1947 a 1992, considerando o possível impacto das mudanças estruturais ocorridas na política fiscal sobre a estabilidade do posto da cointegração.

O artigo mostra que a dívida pública norte-americana é sustentável até o começo dos anos 1980, quando uma mudança estrutural na política fiscal invalida a relação de longo prazo entre receitas e despesas públicas.

Apesar de não haver cointegração, a autora conclui que o comportamento da política fiscal norte-americana segue uma conduta “ricardiana” na medida em que a taxa de crescimento da dívida pública não exceda a taxa de crescimento do PIB, o que é chamado de *condição fraca para a sustentabilidade do déficit*.

Não obstante, também reconhece que tal *condição fraca* pode dificultar a possibilidade do governo financiar o excesso de despesas sobre receitas com emissão de títulos, devido ao maior risco de *default*.

A versão forte para a sustentabilidade requer cointegração entre despesas e receitas com vetor de cointegração $[1, -1]$ e a versão fraca para a sustentabilidade, requer $[1, \leq 1]$.

No caso brasileiro, Pastore (1995) examinou a estacionariedade da primeira diferença da dívida pública brasileira para uma amostra desde o primeiro trimestre de 1974 ao quarto trimestre de 1989, concluindo que a dívida pública total (interna e externa) foi sustentável (estacionária) devido à política monetária acomodativa praticada, que propiciou o uso da senhoriagem como uma forma adicional de arrecadação.

Rocha (1997) chegou à mesma conclusão anterior ao testar a cointegração entre arrecadação e despesa fiscais no período de janeiro de 1980 a julho de 1993, depois de concluir que a taxa de juros real é estacionária dentro do mesmo intervalo de tempo.

Os resultados confirmaram que as séries mencionadas somente cointegram quando se considera a senhoriagem do Banco Central como parte das receitas fiscais.

As evidências empíricas foram confirmadas por Issler e Lima (1998), que fizeram uma análise de cointegração entre as razões arrecadação fiscal em relação ao PIB e despesa fiscal em relação ao PIB, utilizando uma amostra anual mais ampla (1947 a 1992).

Luporini (2000) avaliou a sustentabilidade da política fiscal brasileira, testando a estacionariedade da razão dívida pública

em relação ao PIB ao redor da média zero. Usando uma amostra anual que compreende o período 1966 a 1996, a autora concluiu que a política fiscal é sustentável, embora obtenha o resultado contrário para uma sub-amostra que vai de 1981 a 1996.

A referida autora não considerou explicitamente a senhoriagem como fonte adicional de arrecadação, embora tenha reconhecido que a política monetária seguida permitiu que o governo se financiasse por meio da venda de títulos durante o período 1981 a 1996.

Em outro artigo, Luporini (2001) utilizou uma metodologia alternativa proposta por Bohn (1998), por meio da qual avaliou a sustentabilidade da dívida pública brasileira utilizando séries anuais da razão dívida-PIB e superávit fiscal primário para o período 1966 a 2000.

A idéia da nova metodologia é estimar por mínimos quadrados ordinários a relação entre o superávit fiscal primário e a razão dívida-PIB (dada a não-estacionariedade das séries consideradas): a relação deve ser positiva se a política fiscal é sustentável no longo prazo.

Adicionalmente, a referida autora estimou, também por mínimos quadrados ordinários, a relação entre a primeira-diferença da razão dívida-PIB e a razão

dívida-PIB – um coeficiente estimado negativo era esperado se existisse uma tendência de reversão à média, o que também evidenciaria um comportamento “ricardiano” por parte do governo.

No caso da primeira estimação, o coeficiente não foi estatisticamente significativo, enquanto na segunda estimação o coeficiente foi positivo e estatisticamente significativo, o que evidenciou que a política fiscal brasileira não foi sustentável durante o período considerado, mesmo quando os efeitos do ciclo econômico e dos aumentos temporários do gasto fiscal foram considerados.

No entanto, a avaliação da sustentabilidade da política fiscal deve ser tratada do ponto de vista intertemporal, e, portanto, não necessariamente uma ausência de resposta do superávit fiscal primário frente a variações da razão dívida-PIB ocorridas no mesmo período evidenciaria um comportamento explosivo da dívida pública.

Em tal sentido, o modelo empírico escolhido por Tanner e Ramos (2002) para analisar a possível existência de um regime fiscal “ricardiano” (ou de “dominância monetária”) para o caso brasileiro durante 1991 a 2000 também utiliza a abordagem anterior, mas considerando a resposta defasada do superávit primário às

variações da dívida pública. Além disso, os referidos autores utilizaram um modelo VAR para diferenciar os ajustes *ex-post* e *ex-ante* dos superávits primários às mudanças da dívida pública.

Os resultados obtidos não favorecem a existência de um comportamento “ricardiano” ou de um esquema de “dominância monetária” durante todo período, embora exista evidência de tal comportamento no sub-período 1995 a 1997.

A evidência empírica disponível no caso brasileiro mostra que a maioria dos estudos conclui que a dívida pública brasileira é sustentável no longo prazo, desde que se inclua a senhoriagem como parte da arrecadação.

Tal fato é perfeitamente compreensível do ponto de vista macroeconômico, posto que, durante várias décadas, o excesso de despesas sobre receitas fiscais foi monetizado, em um contexto de um Banco Central politicamente “dependente”, o que gerava elevadas taxas de inflação, culminando com a hiperinflação do final dos anos 1980.

No presente trabalho, busca-se verificar a sustentabilidade da política fiscal brasileira realizada em períodos mais recentes, de julho de 1986 a dezembro de 2007, o que permite considerar os efeitos do ajuste

fiscal e da Lei de Responsabilidade Fiscal (Brasil 2000), implementados a partir do Plano Real, mais efetivamente após 1999.

A hipótese principal do estudo é que o ajuste fiscal realizado a partir de 1998 (renegociação das dívidas de estados e municípios, aumento da carga tributária, Lei de Responsabilidade Fiscal e adoção de metas de superávit primário) possibilitou um comportamento fiscal compensatório suficiente para equilibrar intertemporalmente o passado de déficits primários persistentes, de tal forma a propiciar a sustentabilidade da política fiscal, ainda que desconsiderando o papel de receita adicional realizado pela senhoriagem pré-plano Real.

No entanto, as mudanças de regimes monetário, fiscal e cambial brasileiros ao longo do período em análise não podem ser desconsideradas, já que podem representar mudanças estruturais significativas nas séries temporais de receitas e despesas do governo.

Do ponto de vista econométrico, foi seguida a abordagem empregada por Rocha (1997) e Issler e Lima (1998), adicionada de uma avaliação sobre a possibilidade de mudança estrutural na relação de longo prazo, de acordo com Hansen e Johansen (1999) e Johansen *et al.* (2000), conforme explicitado na próxima seção.

A sustentabilidade da política fiscal brasileira foi examinada, então, por meio do teste de cointegração entre arrecadação e despesa fiscal total com e sem senhoriagem, o que, sob taxas de juros reais estacionárias, garante a sustentabilidade da política fiscal.

Modelo teórico e metodologia econométrica

O déficit público pode ser financiado, teoricamente, tanto por senhoriagem quanto por poupanças voluntárias, internas ou externas, por meio da venda de títulos de dívida pública.

Considerando que: B_t é a dívida pública real no início do período t ; G_t representa o gasto público real excluindo o pagamento dos juros sobre o estoque da dívida pública do período anterior (sob a hipótese de que a taxa real de juros seja fixa); T_t representa arrecadação fiscal total real sem senhoriagem; e r é a taxa de juros real.

O financiamento de déficits primários reais ($G_t - T_t$) por meio da venda de novos títulos da dívida implica aumento do estoque real de dívida do governo no período seguinte (B_{t+1}) e, conseqüentemente, maiores despesas financeiras (rB_t) para uma dada taxa real de juros (r).

Pode-se concluir, então, que o estoque de dívida varia conforme ocorra necessidade

$$B_{t+1} - B_t = G_t - T_t + rB_t \quad [1]$$

Considerando o pagamento dos juros da dívida pública como parte da despesa total real do governo, chega-se a uma versão mais compacta da equação anterior.

$$B_{t+1} - B_t = G_t^* - T_t \quad [2]$$

Onde:

$$G_t^* \equiv G_t + rB_t \quad [3]$$

Outra modificação que pode ser realizada, sem perder o sentido geral da Equação 2, é incluir a senhoriagem real (S_t) como elemento adicional da arrecadação real total, o que transforma a Equação 2 em:

$$B_{t+1} - B_t = G_t^* - (T_t + S_t) \equiv DF_t \quad [4]$$

A Equação 3 pode ser interpretada da seguinte forma: o déficit fiscal (DF_t) é idêntico à diferença entre o gasto fiscal real total e a arrecadação real total, que inclui

de financiamento real ($G_t - T_t + rB_t$), de acordo com a restrição orçamentária.

as receitas tributárias totais e a senhoriagem.

Assim, o déficit seria totalmente financiado pela acumulação de dívida pública.

A Equação 2 é a base para a análise da sustentabilidade da dívida pública. Assim, se o déficit fiscal é estacionário, o que evidenciaria uma política fiscal “ricardiana”, a dívida pública deve ser estacionária em primeiras diferenças.

A afirmação anterior é equivalente à existência de uma relação de longo prazo (cointegração) entre as séries temporais de gasto fiscal e arrecadação fiscal total (incluindo ou não a senhoriagem).

Como se pode notar, a Equação 2 evidencia a equivalência entre as distintas abordagens utilizadas para avaliar a sustentabilidade da política fiscal do ponto de vista macroeconômico, pois a estacionariedade da primeira diferença da dívida pública (déficit fiscal) implicaria na cointegração entre gasto e arrecadação fiscal total (com ou sem senhoriagem), e vive-versa. Todavia, do ponto de vista

econométrico, não parece adequada a abordagem que testa a estacionariedade da primeira diferença da dívida pública, pois os testes tradicionais para raiz unitária são válidos somente para séries que estejam no nível.

Intertemporalmente, a Equação 2 pode ser transformada em uma expressão que implica que o orçamento público está equilibrado quando a dívida fiscal é exatamente compensada pela soma esperada dos superávits futuros descontados, incluindo a senhoriagem, ou seja:

$$B_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t [T_{t+j} - G_{t+j}^*] \quad [5]$$

Onde $\rho = 1/(1+r)$ é a taxa de desconto intertemporal.

A Equação 5 é totalmente equivalente à anterior, na medida em que o governo não possa acumular dívidas infinitamente (“esquema Ponzi”), ou seja, na medida em que a típica “condição de transversalidade”, $\lim_{N \rightarrow \infty} E_t B_{t+N} = 0$, seja satisfeita.

A equação anterior também pode ser utilizada para entender a não-sustentabilidade da dívida pública no caso da existência de uma dinâmica

hiperinflacionária, como é mostrado em Barbosa (2003), onde a senhoriagem arrecadada, devido aos efeitos “Lafer-Cagan” e “Oliveira-Tanzi”, não é suficiente para financiar um déficit fiscal que cresce em forma explosiva.

A Equação 5 também oferece outra opção para verificar o equilíbrio de longo prazo da política fiscal: o governo estaria comprometido com sua restrição orçamentária intertemporal se o estoque de dívida pública e o superávit fiscal cointegram.

É a metodologia empregada por Haug (1991, 1995) ao analisar a sustentabilidade da dívida pública norte-americana.

Há que se considerar que a cointegração obtida considerando as receitas adicionais advindas da senhoriagem (Equação 4) implica sustentabilidade da dívida, mas não necessariamente responsabilidade fiscal, uma vez que o financiamento inflacionário da dívida poderia ser a causa de tal resultado.

Um modelo econométrico para testar a sustentabilidade da política fiscal pode ser formulado considerando, então, o processo estocástico conjunto de geração dos dados de gasto e arrecadação fiscal total (representados no vetor X_t), condicional à taxa real de juros. O processo conjunto pode ser representado genericamente por

uma função densidade de probabilidade (fdp) condicional bivariada Φ .

$$\Phi(X_t|r_t) \quad [6]$$

Onde $X_t = [G_t^* (T_t + S_t)]$

Sob a condição de estacionariedade da taxa real de juros, podemos assumir que a fdp conjunta condicional a r_t pode ser representada simplesmente pela fdp conjunta.

$$\Phi(X_t|r_t) \approx \Phi(X_t) \quad [7]$$

Se ambas as variáveis do vetor X forem integradas de primeira ordem ($I(1)$), ou seja, apresentarem uma raiz unitária, pode existir uma relação de longo prazo, expressa pelo vetor de cointegração, o que significa que, no caso, a primeira diferença da dívida pública (ou o déficit fiscal) é estacionária, portanto, sustentável.

Realizou-se a avaliação das condições de estacionariedade das séries temporais, considerando os problemas de baixo poder e distorção de tamanho dos tradicionais testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) e *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin* (KPSS), amplamente apontados na literatura sobre o assunto, via aplicação de testes mais robustos (Schwert 1989, De Jong *et al.*

1992, Cochrane 1991, Maddala e Kim 2003). O primeiro, desenvolvido a partir da linhagem ADF, que permite um estudo adequado da presença de componentes deterministas, foi o teste ERS ou DF-GLS (Elliott *et al.* 1996) que propõe uma modificação simples ao aplicar o ADF à série temporal previamente filtrada de seus componentes deterministas.

O segundo teste, proposto por Ng e Perron (1996, 2001), segue a metodologia não-paramétrica dos testes PP, em que a matriz de variância dos estimadores dos parâmetros da equação de teste é consistente com heterocedasticidade e autocorrelação.

Os autores propõem tratar os problemas associados aos testes usuais construindo estatísticas de testes para a série sem os componentes deterministas (estimados com uso de GLS, como no caso anterior).

Sendo as duas (N) variáveis em X integradas de primeira ordem ($I(1)$), ou seja, variáveis que apresentam uma tendência estocástica, pode existir uma relação de longo prazo entre elas que é expressa por até um ($N-1$) vetor de cointegração, o que significa que, no caso, a primeira diferença da dívida pública (ou o déficit fiscal) é estacionária, portanto, sustentável. A análise parte de um vetor autorregressivo (VAR) de ordem k .

$$X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad [8]$$

Onde μ_0 e μ_1 são os vetores com parâmetros linear e angular da tendência determinista, (t) , A_i , $i=1, \dots, k$, são as matrizes de coeficientes e $\varepsilon_t \sim \text{Niid}(0, \Sigma)$ com Σ expressando a matriz de variância-covariância, ou seja, o vetor de resíduos do VAR (ε_t) deve ser independente e normalmente distribuído.

Porém, para a validade assintótica das distribuições, basta que os resíduos sejam ruídos brancos (médias nulas, variâncias constantes e não autocorrelacionados – isto é, $\Sigma = \sigma^2 I$).

É possível, conforme a Equação 8, modelar componentes deterministas em conjunto.

A adequada especificação do VAR é, então, a segunda etapa do trabalho empírico (a primeira é a verificação da ordem de integração), que utiliza critérios de informação para a seleção da defasagem adequada e testes específicos para a presença de componentes deterministas.

Na presença de séries temporais com raiz unitária (tendência estocástica), o VAR pode ser adequadamente reparametrizado e representado por:

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \Pi_k X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad [9]$$

Onde Δ representa a primeira diferença do vetor de variáveis X ; δ_0 e δ_1 são os vetores de constante e o coeficiente angular da tendência determinista (t) , que devem ser reinterpretados em relação à Equação 1: aqui, a presença da constante expressa a tendência linear determinista para as séries em nível e o coeficiente angular representa a tendência quadrática também para as séries em nível, o que generaliza as possibilidades de tendência

determinista no modelo empírico; o vetor de resíduos (ε_t) do VAR é $\varepsilon_t \sim \text{Niid}(0, \Sigma)$, com $\Sigma = \sigma^2 I$.

A análise de cointegração na metodologia proposta por Johansen (1991) é, então, realizada por meio de testes sobre o posto da matriz de coeficientes das variáveis em nível defasadas de 1 período, Π_k , que representa as propriedades de longo prazo do sistema, enquanto que Π_i , $i = 1, \dots, k-1$, representam o comportamento dinâmico de

curto prazo. Se o posto da matriz Π_k é nulo, o sistema é não estacionário, porém sem qualquer relação de longo prazo identificável e um modelo econométrico deve ser construído para as primeiras diferenças das variáveis; se o posto é pleno (neste caso, N-1), o sistema em nível já é estacionário; se o posto é reduzido (menor que N-1), há relações de longo prazo (vetores de cointegração) que tornam o sistema estacionário.

Para testar a existência e o número de vetores de cointegração, aplicou-se a estatística do traço (Johansen 1991), mais robusta na ausência de normalidade:

$$\text{traço} = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad [10]$$

Onde T é o tamanho da amostra; r = número de vetores de cointegração distintos, $\lambda_1, \dots, \lambda_N$ são as N correlações canônicas ao quadrado entre X_{t-p} e ΔX_t , em ordem descendente. Se o valor computado da estatística de traço é menor que o valor crítico não se rejeita a hipótese de r vetores de cointegração.

Entretanto, a ocorrência de mudanças estruturais nas séries temporais do modelo pode resultar em instabilidade das estatísticas de teste do traço, prejudicando a inferência sobre a presença de raiz unitária, o posto de cointegração e os parâmetros do espaço de cointegração.

Na presença de quebras, os testes baseados na metodologia de Johansen podem incorretamente inferir que não há, ou que há apenas um número limitado, de vetores de cointegração.

A literatura sobre mudanças estruturais ainda não aponta um consenso metodológico, nem há rotinas implementadas nos principais softwares para o tratamento do problema (Maddala e Kim 2003) no âmbito do procedimento de Johansen.

Seguindo Hansen (1992), Hansen e Johansen (1999), Mosconi (1998) e Johansen *et al.* (2000), implementaram-se testes de constância do posto de cointegração, que, recursivamente a partir de uma sub-amostra definida pelo usuário, recalcula o teste de posto adicionando um ponto amostral a cada vez. A estatística do traço, no caso, é dada por:

$$\text{traço} = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) - \left[p_1 \sum_{i=1}^{q_1} \ln(1 - \hat{\lambda}_{1,i}) + p_2 \sum_{i=1}^{q_2} \ln(1 - \hat{\lambda}_{2,i}) \right] \quad [11]$$

Onde T é subdividido entre as duas subamostras p_1 e p_2 .

A análise dos resultados dos testes recursivos é realizada por meio de dois modelos, denominados modelo R (parâmetros de curto prazo são fixos e computados para a amostra completa) e modelo Z (todos os parâmetros são re-estimados a cada observação adicional).

No caso de ocorrer conflito entre os resultados apontados por ambos os modelos, os autores sugerem que se dê preferência ao modelo R.

Os testes são padronizados pelo valor crítico e apresentados graficamente para facilitar a análise dos resultados: não se rejeita a hipótese nula (posto constante) para o posto r de cointegração se para o posto $r-1$ a hipótese nula é rejeitada, considerando todos os tamanhos amostrais.

Seguindo a mesma lógica, o espaço de cointegração $Sp(b^*)$ também é testado quanto à sua estabilidade ao longo da amostra.

No caso, mudanças estruturais aparecem como rejeição da hipótese nula (estabilidade), indicando que os parâmetros estimados para o vetor de cointegração mudam ao longo da amostra. Como o teste é realizado já sob a restrição de posto, um mesmo gráfico apresenta os testes para os modelos R e Z, cujos resultados dos testes

também são normalizados para seus respectivos valores críticos (Mosconi 1998:86).

A abordagem econométrica para inferir sobre a sustentabilidade da dívida pública brasileira adotada no presente trabalho consiste, então, em testar a cointegração entre gasto total fiscal e arrecadação total fiscal.

No entanto, dado o papel que a senhoriagem já desempenhou no caso brasileiro, será testada a cointegração entre as séries mencionadas, considerando a arrecadação fiscal com e sem senhoriagem, considerando os possíveis efeitos de mudanças estruturais sobre os resultados encontrados.

Resultados empíricos no caso brasileiro

Dados utilizados

Os dados utilizados são de frequência mensal para o período de julho de 1986 a dezembro de 2006 com uma amplitude suficiente para os testes de existência de uma relação de longo prazo e que permite uma melhor aproximação à dinâmica de curto prazo, sem perda de graus de liberdade significativa para a eficiência dos testes econométricos. A análise empírica foi implementada por meio dos *softwares* Eviews 5.0 e OxMetrics-PCGive 4.0.

A arrecadação total (T) é a série de receitas totais do Tesouro Nacional composta, primordialmente, pelas receitas federais fiscais; os gastos totais (G) são tomados pelas despesas totais do Tesouro Nacional, que incluem, além de despesas de custeio e investimentos, os benefícios previdenciários e os encargos da dívida mobiliária e da dívida contratada interna e externa.

Os dados referentes aos períodos em unidades monetárias distintas foram convertidos para reais e atualizados para valores constantes de dezembro de 2006, considerando como deflator o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI).

Tomou-se como *proxy* para a senhoriagem (S) arrecadada durante o mesmo período o imposto inflacionário, com alíquota dada pelo IGP-DI aplicada sobre o estoque real de moeda medido pelo agregado M1 (papel moeda em poder do público somado a depósitos à vista em bancos comerciais).

A senhoriagem também poderia ser aproximada pela variação real da base monetária, porém tal variação não necessariamente está associada ao financiamento do déficit fiscal, como apontam Issler e Lima (1998).

A *proxy* construída para o presente artigo foi comparada com três novas estimativas de imposto inflacionário realizadas pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), sem que se observasse qualquer diferença significativa. Adicionada às receitas totais, tem-se $T^* = T + S$, a arrecadação total com senhoriagem.

A taxa real de juros aplicável a títulos públicos, no caso brasileiro, é a taxa média mensal do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC), deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), taxa de inflação usada como meta para a política monetária.

A fonte de dados das séries é o Banco Central do Brasil. O Gráfico 2 ilustra o comportamentos das duas séries.

Estacionariedade da taxa de juros real

O primeiro passo para a avaliação das condições de sustentabilidade para a dívida pública é a avaliação da estacionariedade da taxa real de juros que, como apontado na seção anterior, é condição necessária para que a abordagem de cointegração entre os gastos e despesas totais seja suficiente para evidenciar a sustentabilidade da dívida pública.

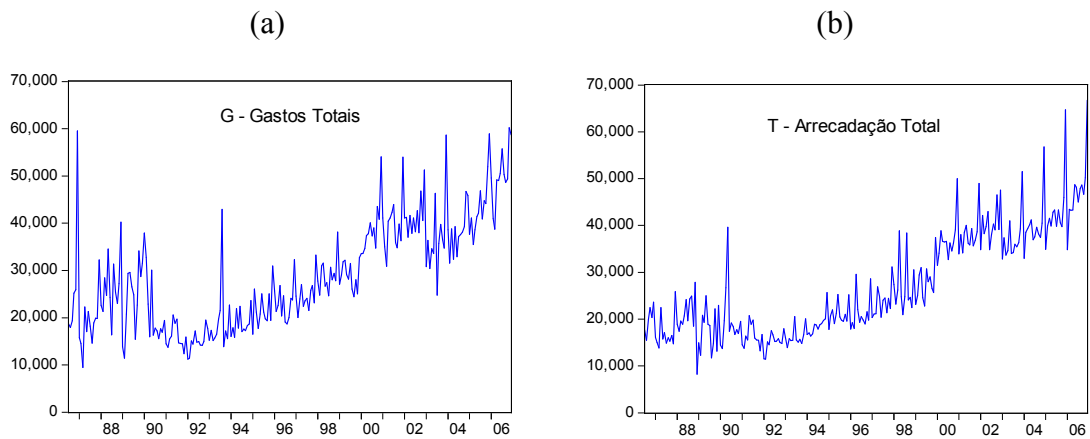


Gráfico 2. Gasto total (G) e arrecadação total (T) do Tesouro Nacional. Brasil, 1986 a 2006.

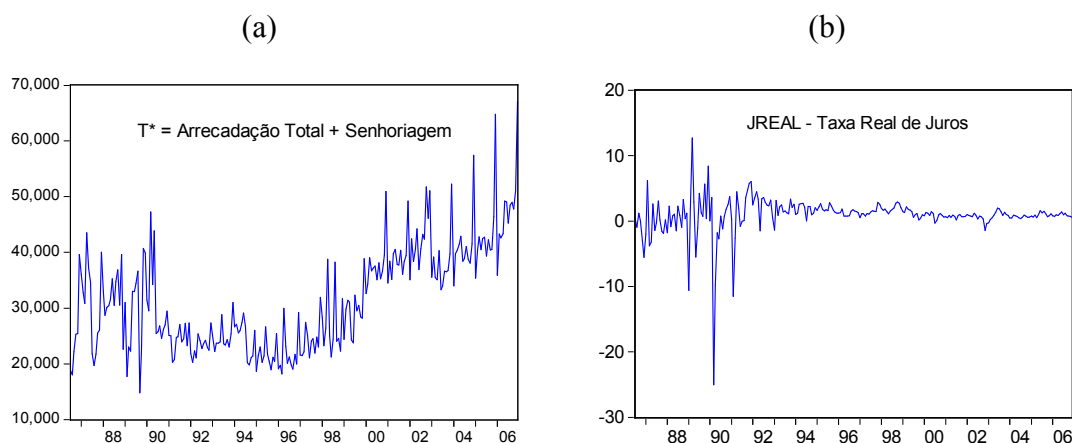


Gráfico 3. Arrecadação total com senhoriagem (T*) e taxa de juros real. Brasil, 1986 a 2006.

Como se pode observar pelo Gráfico 3(b), a taxa real de juros apresenta um comportamento bastante estável, oscilando em torno de uma média histórica de 0,96% ao mês, porém com uma variabilidade maior no período pré-Real (até junho de

1994), sugerindo um comportamento heterocedástico.

O correlograma desta série (Anexo A) mostra um comportamento típico de séries estacionárias. As Tabelas 1 e 2 resumem os resultados dos testes para raiz unitária.

Tabela 1. Teste DF-GLS para taxa real de juros: Especificações e resultados. Brasil, 1986 a 2006.

Hipótese nula: há raiz unitária		
Especificação: com constante, 13 defasagens (MAIC)		
ERS - DF-GLS		-2,37
Valores críticos	1%	-2,57
(Mackinnon, 1996)	5%	-1,94
	10%	-1,61

Tabela 2. Testes Ng-Perron para taxa real de juros: Especificações e resultados. Brasil, 1986 a 2006.

Hipótese nula: há raiz unitária			
Especificação: com constante, 13 defasagens (MAIC)			
Estimador de f_0 : AR "destrendado"-GLS			
		Mza	MZt
Ng-Perron		-4,51	-1,5
Valores críticos	1%	-13,8	-2,58
assintóticos.	5%	-8,1	-1,98
(Ng-Perron, 2001)	10%	-5,7	-1,62

Os resultados dos testes são ambíguos, uma vez que o DF-GLS aponta a inexistência de raiz unitária para níveis de 5% e 10% de significância, enquanto o Ng-Perron mostra a não rejeição da hipótese nula para qualquer nível de significância.

Os resultados dos testes são bastante sensíveis à especificação adequada e como, no caso da metodologia não-paramétrica, não se tem acesso ao comportamento dos resíduos padronizados da equação de teste, avaliou-se a seleção das defasagens pelos critérios AIC, SIC e HQ tradicionais e modificados, sendo que todos, exceto SIC, revelaram a adequação da 13ª defasagem.

Nesse ponto, há que se considerar a possibilidade de que a taxa de juros real

esteja sujeita a um processo de quebra estrutural ou de mudança de regime, que possa influenciar tais resultados ambíguos.

Seguiu-se o trabalho, observando que tal possibilidade pode ser avaliada mais detalhadamente em trabalhos futuros e que, em se tratando de um pré-teste, pode-se relaxar o nível de significância de tais testes.

Sustentabilidade da política fiscal: Análise de cointegração

Previamente à realização dos testes de cointegração, são apresentados os testes sobre a estacionariedade das séries fiscais, com o objetivo de avaliar individualmente

as características dos processos estocásticos que as geraram: especificação dos componentes deterministas e das defasagens representativas da memória das séries. A especificação adequada de ambos os testes requer a inclusão de tendência determinista linear e constante para as três séries com defasagens. Isso significa que processo gerador de cada uma deve conter

uma tendência determinista quadrática, uma vez que, por ambos os testes, não se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária para o nível de significância de 5%. As defasagens necessárias para a correta especificação dos testes apontam para a possibilidade de haver sazonalidade significativa nas séries temporais analisadas.

Tabela 3. DF-GLS e Ng-Perron para G, T e T*. Brasil, 1986 a 2006.

	G	T	T*
Defasagens (MAIC)	11	13	12
DF-GLS	-1,079	-0,952	-1,911
Ng-Perron	-1,102	2,643	-0,071
Valor Crítico, para $\alpha = 5\%$ teste DF-GLS			-2,923
Valor Crítico, para $\alpha = 5\%$ teste Ng-Perron			-17,3

Sustentabilidade com senhoriagem

Inicialmente, foi testada a cointegração entre o gasto fiscal total e a arrecadação fiscal total que inclui a senhoriagem, ou seja, a cointegração entre G e T*, utilizando a metodologia de Johansen (1991), já que a evidência em estudos anteriores aponta para a sustentabilidade da política fiscal apenas com a inclusão da senhoriagem.

O primeiro passo foi definir especificação adequada do VAR irrestrito correspondente.

Considerando as informações sobre as séries obtidas com as aplicações dos testes para raiz unitária, partiu-se de um VAR com 15 defasagens, presença de tendência determinista e *dummies* sazonais. Todos os sistemas estimados e comparados a partir daí utilizam o mesmo tamanho de amostra, a partir de outubro de 1987.

Os critérios de informação levam a escolhas distintas entre os sistemas e foram avaliados em conjunto com a análise do vetor de resíduos, de modo que estes se aproximem o máximo possível de ruídos brancos (Tabela 4).

Tabela 4. Critérios de decisão para especificação do VAR irrestrito: G* e T*.

Estatística	Defasagem	Análise dos resíduos vetoriais
SC	2	Autocorrelacionados e não heterocedásticos
H-Q	4	Não autocorrelacionados e não heterocedásticos
AIC	6	Não autocorrelacionados e não heterocedásticos
F-Hendry	13	Não autocorrelacionados e não heterocedásticos

Considerando-se, ainda, o critério da parcimônia, optou-se por adotar o VAR com seis defasagens, tendência linear e *dummies* sazonais como o sistema adequado para captar as relações dinâmicas entre G e T* – as raízes da matriz companheira (Anexo B) mostram que, de fato, parece haver 1 vetor de cointegração e as demais raízes encontram-se dentro do círculo unitário, garantindo a estabilidade dinâmica do sistema. Adicionalmente, avaliando individualmente as defasagens, a sexta é significativa ao sistema.

O próximo passo foi avaliar o posto de cointegração, por meio da metodologia de Johansen (1991), resultando na rejeição da hipótese de não cointegração entre gasto total (G) e arrecadação total com senhoriagem (T*).

O vetor de cointegração é representado por: $G_{t-1} = 0,883T_{t-1}$.

Foi necessário re-estimar o modelo recursivamente para observar as condições de estabilidade para o posto de cointegração. Eval1 é o primeiro autovalor (posto 1) e Eval2 é o segundo (posto dois) – há a normalização da região de rejeição = 1 (Gráfico 4).

Tanto os testes sobre o modelo R (parâmetros de curto prazo do modelo de correção de erros fixos, calculados para a amostra completa) quanto para o modelo Z (todos os parâmetros recalculados ao longo da amostra, para o modelo restrito) mostram a não rejeição da constância do posto unitário para todos os períodos amostrais.

Tabela 5. Teste do posto de cointegração: G e T*.

H0: rank<=	Teste	Traço [Prob]
0	22.474	[0.011] *
1	3.3450	[0.067]

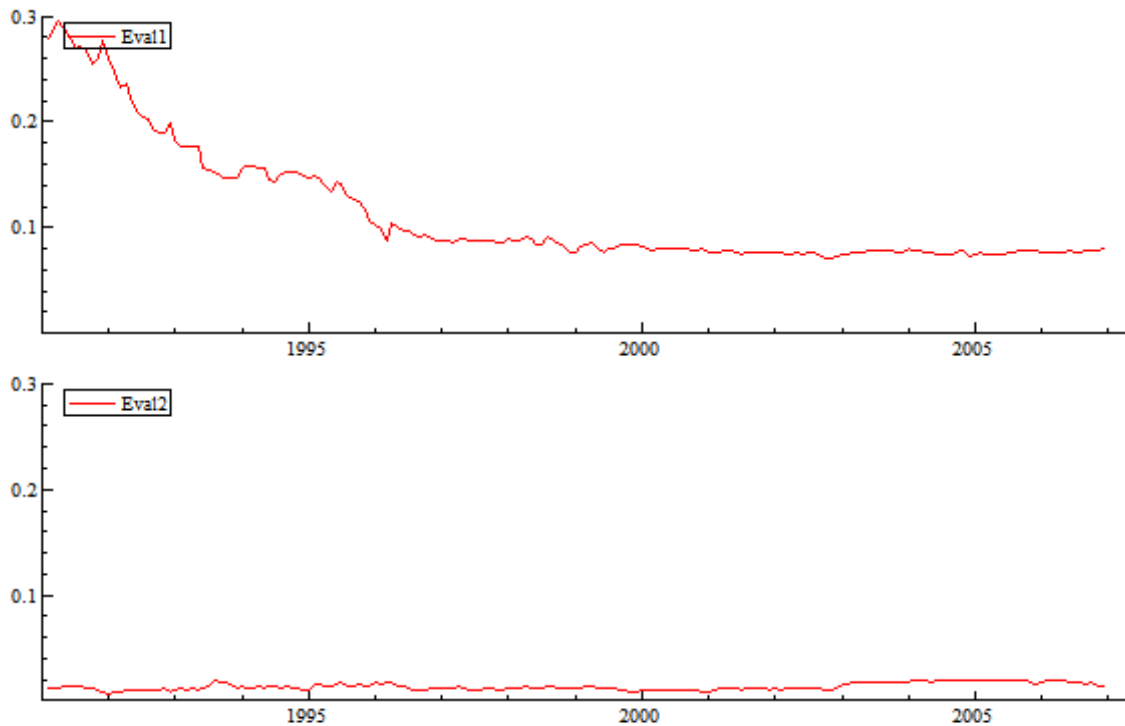


Gráfico 4. Estabilidade do posto de cointegração entre gastos e tributos com senhoriagem – modelo R (nível de significância = 95%). Brasil, 1986 a 2006.



Gráfico 5. Estabilidade do posto de cointegração entre gastos e tributos com senhoriagem – modelo Z (nível de significância = 95%). Brasil, 1986 a 2006.

Conclui-se, portanto que há um vetor de cointegração para o período completo de análise, reforçando a evidência de sustentabilidade da política fiscal brasileira no período considerado.

Resta saber se o parâmetro para a relação de longo prazo é estatisticamente igual ou menor a 1, para que se tenha então evidências sobre o tipo de sustentabilidade.

Assim, realizou-se teste de restrição sobre o espaço de cointegração, impondo que o coeficiente de T^* seja unitário [1, -1].

O teste sobre a restrição revelou $\mathcal{N}_1 = 0,787$ com valor de probabilidade de 37,5%, o que leva à não rejeição da hipótese nula e à obtenção de evidências favoráveis à sustentabilidade forte.

Sustentabilidade sem senhoriagem

Finalmente, aplicaram-se os mesmos procedimentos anteriores para testar a cointegração entre gasto total (G) e arrecadação total sem considerar a senhoriagem como receita adicional (T).

Tabela 6. Critérios de decisão para defasagens do VAR irrestrito: G^* e T^* .

Estatística	Defasagem	Análise dos resíduos vetoriais
SC	3	Autocorrelacionados e não heterocedásticos
H-Q	3	Autocorrelacionados e não heterocedásticos
AIC	6	Não autocorrelacionados e não heterocedásticos
F-Hendry	12	Não autocorrelacionados e não heterocedásticos

Em relação aos termos deterministas do VAR irrestrito, novamente, optou-se por uma especificação com tendência linear nos dados e sem constante ou tendência linear no vetor de cointegração, de acordo com a análise conjunta de termos

deterministas e posto de cointegração e a análise gráfica das séries (Anexo D), que confirmou a estabilidade da especificação.

Em seguida, avaliou-se a ocorrência de cointegração, com resultados (Tabela 7).

Tabela 7. Teste do posto de cointegração: G e T.

H0: rank \leq	Teste do Trace	[Prob]
0	38.402	[0.000] **
1	3.0342	[0.082]

O teste de cointegração de Johansen (1991) também levou à rejeição da hipótese de não-cointegração entre o gasto total e a receita que não inclui a senhoriagem: a razão de verossimilhança é rejeitada para a hipótese de não-cointegração (posto nulo), ao passo que o posto unitário não é rejeitado. O vetor de cointegração é representado por: $G_{t-1} = 1,316T_{t-1}$.

As condições de estabilidade, tanto do posto de cointegração quanto dos parâmetros do vetor, tornaram necessária re-estimação do modelo recursivamente. Assim como na sub-seção anterior, a constância do posto de cointegração também foi testada para a cointegração sem senhoriagem como receita adicional (Gráficos 6 e 7), modelos R e Z, respectivamente.

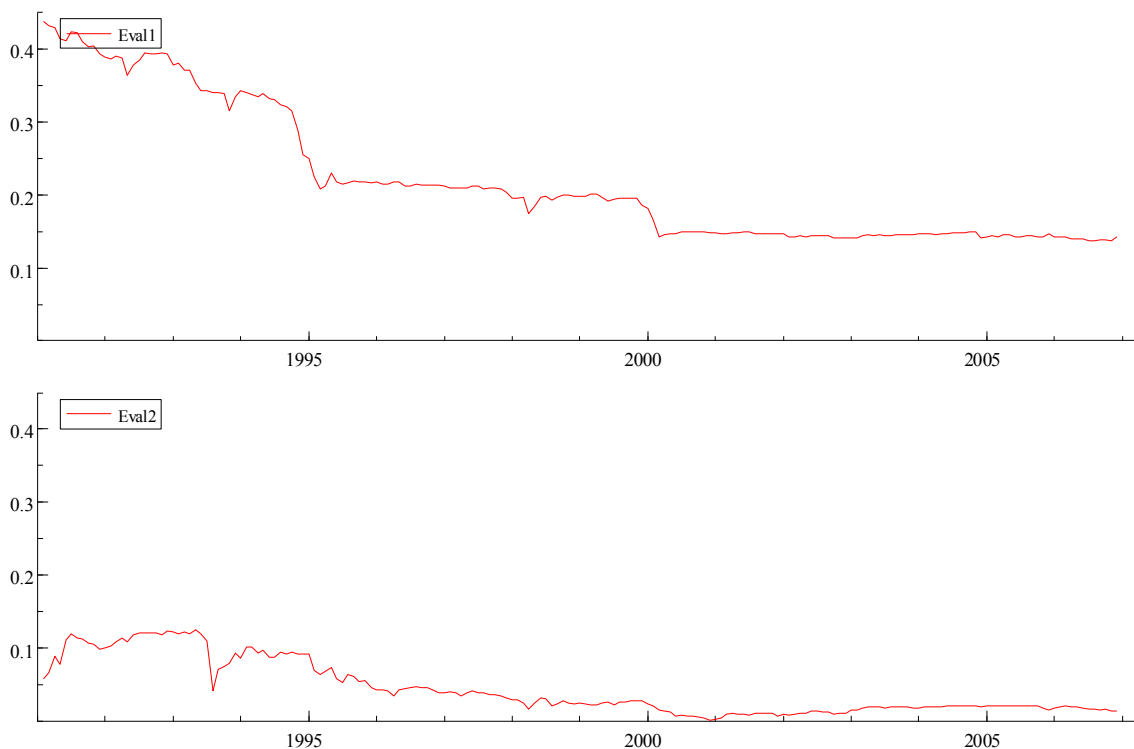


Gráfico 6. Estabilidade do posto de cointegração entre gastos e tributos sem senhoriagem – modelo R (nível de significância = 95%). Brasil, 1986 a 2006.

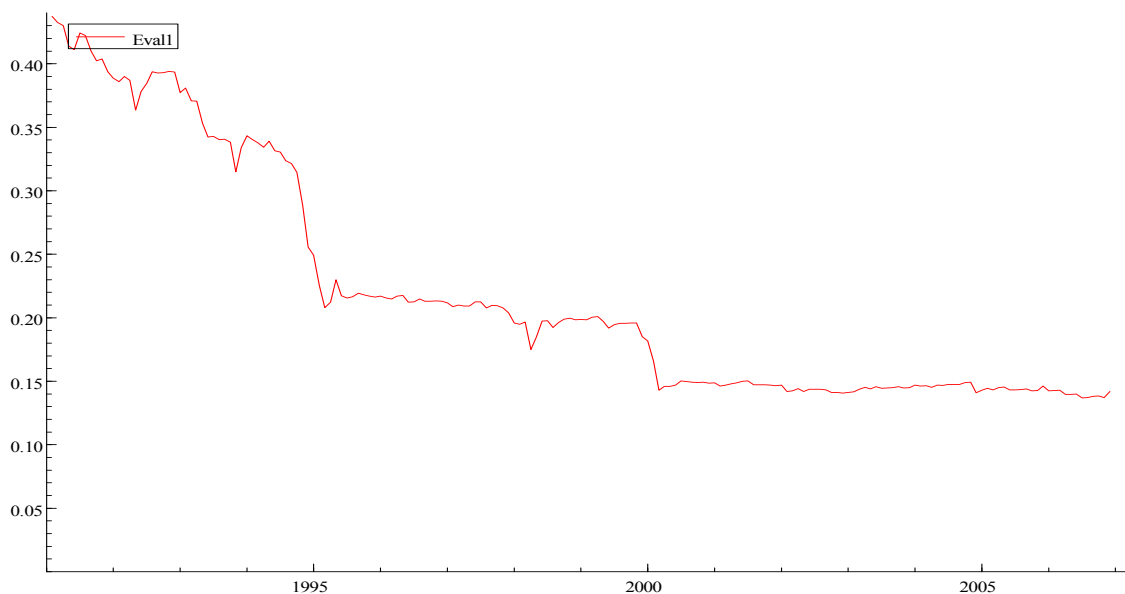


Gráfico 7. Estabilidade do posto de cointegração entre gastos e tributos sem senhoriagem – modelo Z (nível de significância = 95%). Brasil, 1986 a 2006.

A ausência de senhoriagem como receita adicional, conforme testes de constância de posto, não apresentou influência significativa sobre o teste de cointegração, que não permitiu rejeitar a ocorrência de um vetor de cointegração.

O teste de restrição sobre o espaço de cointegração, impondo que o coeficiente de T seja unitário, [1,-1] também foi realizado.

O teste sobre a restrição revelou com valor de probabilidade de 0,36%, o que levou à rejeição da hipótese nula e à obtenção de evidências não favoráveis à sustentabilidade forte. Assim, há que se ressaltar que a política fiscal implementada no Brasil tem obedecido a um comportamento “ricardiano” do ponto de

vista intertemporal, apenas quando se incluiu a senhoriagem como parte da arrecadação fiscal, corroborando as evidências recentes e contrariando resultados anteriores obtidos pelos autores com dados até outubro de 2003, em que a mesma metodologia foi aplicada (Gamboa e Silva 2004).

O resultado pode ser um reflexo do comportamento recente dos gastos públicos, descrito na introdução do trabalho, suplantando o maior esforço fiscal a partir da implementação do plano Real em 1994 e, principalmente, a partir de 1998, com o ajuste fiscal de estados e municípios brasileiros e o aumento da carga tributária, requerendo novamente a participação da receita adicional de

senhoriagem para que o comportamento “ricardiano” seja revelado pelos dados fiscais.

Considerações finais

As condições de sustentabilidade intertemporais da política fiscal, ou do endividamento público, são fundamentais para a estabilidade macroeconômica e, assim, o tema é recorrente e requer reavaliações empíricas ao longo do tempo.

O presente trabalho ofereceu evidências de que as séries de gasto total e arrecadação total cointegram, o que implica que a política fiscal brasileira foi sustentável durante o período compreendido entre julho de 1986 e dezembro de 2006.

Em outras palavras, durante o período, o governo brasileiro obedeceu a uma restrição orçamentária intertemporal, igualando o estoque da dívida pública existente ao valor presente dos superávits futuros esperados.

O resultado confirmou a grande maioria da evidência empírica disponível para o caso brasileiro. Mais importante, resgatou-se a relevância da senhoriagem como fonte adicional de receita para o atendimento da restrição orçamentária intertemporal do governo.

De fato, mostrou-se que, no caso do modelo empírico que não inclui a senhoriagem como fonte de arrecadação, durante o período analisado, a cointegração entre receitas e despesas públicas existe, porém os parâmetros do vetor de cointegração não atendem às condições de sustentabilidade fraca ou forte.

Isto significa, especificamente, que a senhoriagem é fonte de receita essencial para a o alcance da sustentabilidade no período.

O Gráfico 8 mostra o comportamento anual da senhoriagem ao longo da amostra. Isso poderia ser um reflexo do comportamento recente, após 2002, de crescentes gastos públicos e evidencia que, do ponto de vista intertemporal, os recentes esforços de estabilização fiscal ainda não são suficientes para que se reconheça, por meio dos dados fiscais, um comportamento “ricardiano” por parte do governo brasileiro.

Em síntese, reafirmam-se os resultados dos trabalhos realizados anteriormente para o caso brasileiro, que não utilizaram observações posteriores a 2000, ano em que foi promulgada a Lei de Responsabilidade Fiscal e foi assinado o último contrato de reestruturação de dívida estadual.

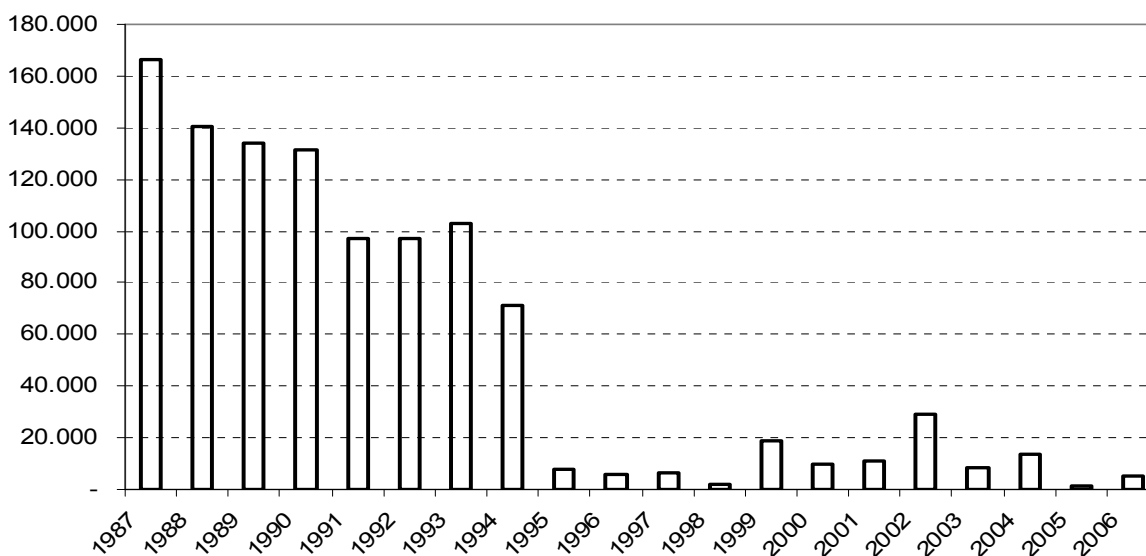


Gráfico 8. Senhoriagem real anual em milhões de reais. Brasil, 1986 a 2006.

Portanto, não é estranho concluir que a senhoriagem, durante grande parte do período anterior a 2000, fazia o papel do ajuste fiscal ao garantir o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal do governo brasileiro. A inclusão de três anos adicionais na amostra em que os gastos públicos cresceram acentuadamente contribuiu para a evidência de importância da senhoriagem para o atendimento da restrição orçamentária intertemporal do governo. Merecem destaque, ainda, como temas de próximos estudos, as evidências

ambíguas para a estacionariedade da taxa real de juros, que talvez possa ser conclusivamente avaliada com testes para raiz unitária que ofereçam como hipótese alternativa regimes de mudança markoviana e uma reavaliação sobre a sustentabilidade para uma sub-amostra que compreenda apenas o período pós-Real, em que a senhoriagem se torna insignificante e, assim, se pode avaliar o papel tanto das reformas fiscais pós-1998 quanto o comportamento fiscal recente do governo brasileiro.

Referências

Banco Central do Brasil. *Sistema Especial de Liquidação e Custódia (SELIC)*. Brasília: BACEN, 2010.

Barbosa FH. A estabilização inacabada. *Rev Econ Mackenzie*. 2003, 1(1):12-26.

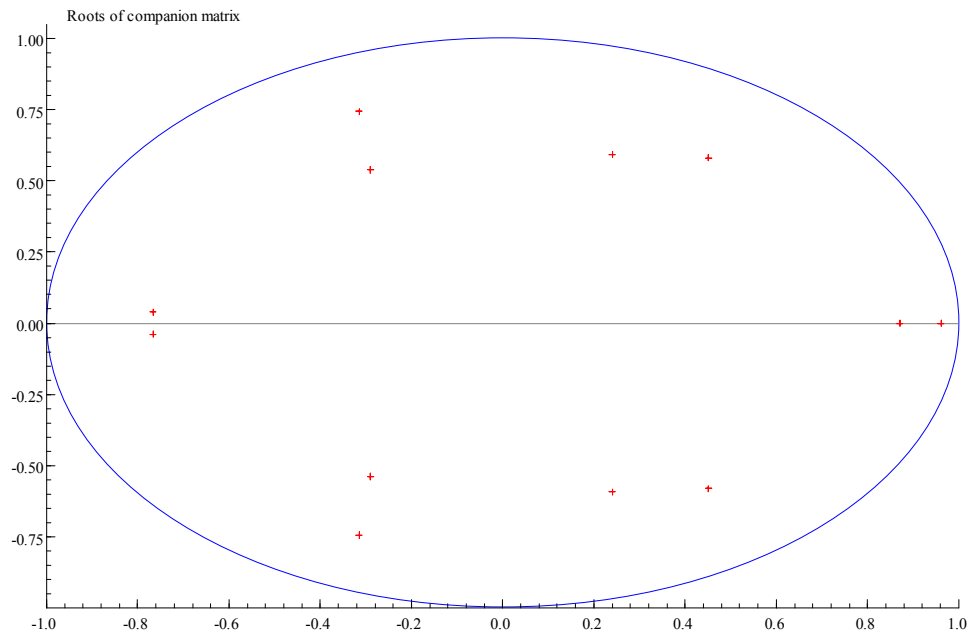
- Bohn H. The behavior of U.S. public debt and deficits. *Quart J Economics*. 1998, 113(3):949-63.
- Brasil. *Lei Complementar 101, de 04 de maio de 2000*. Brasília: Presidência da República, 2000.
- Cochrane JH. A critique of the application of unit root tests. *J Econ Dynamics and Control*. 1991, 15:275-384.
- De Jong DN, Nankervis JC, Savin NE, Whiteman CH. The power problems of unit root tests for time series with autoregressive errors. *J Econometrics*. 1992, 53:323-42.
- Dickey D, Fuller WA. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*. 1981, 49(4):1057-72.
- Elliott G, Rothenberg TJ, Stock JH. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*. 1996, 64:813-36.
- Gamboa UR, Silva R. *Nova evidência sobre a sustentabilidade da política fiscal brasileira: Cointegração, quebras estruturais e senhoriagem*. Seminários BACEN-USP de Economia Monetária e Bancária. São Paulo: IPE-USP, 2004.
- Goldfajn I, Guardia E. *Fiscal rules and debt sustainability in Brazil*. Banco Central do Brasil Technical Notes 39, 2003.
- Hakkio C, Rush M. Is the budget deficit too large? *Econ Inquiry*. 1991, 29(3):429-45.
- Hamilton J, Flavin M. On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing. *Am Econ Rev*. 1986, 76(4):808-19.
- Hansen BE. Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes. *J Business & Econ Stat*. 1992, 10(3):45-59.
- Hansen H, Johansen S. Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR-models. *Econometrics J*. 1999, 2:306-33.
- Haug A. Cointegration and government borrowing constraints: Evidence for the United States. *J Business & Econ Stat*. 1991, 9(1):97-101.
- Haug A. Has federal budget deficit policy changed in recent years? *Econ Inquiry*. 1995, 29:429-45.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). *Base de dados*. Rio de Janeiro: IPEA, 2010.
- Issler JV, Lima LR. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: Time-series evidence from 1947-92. *Ensaio Econ EPGE*. 1998, 306.

- Johansen S, Mosconi R, Nielsen B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *Econometrics J*. 2000, 3:216-49.
- Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian vector autoregressions. *Econometrica*. 1991, 59:1551-80.
- Kremers J. Long-run limits on the US federal debt. *Econ Letters*. 1988, 28:259-62.
- Lee J, Mark CS. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Rev Econ Stat*. 2003, 85(4):1082-9.
- Luporini V. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence. *Rev Bras Economia*. 2000, 54(2):201-26.
- Luporini V. *The behavior of the Brazilian federal domestic debt*. Texto para Discussão 161, CEDEPLAR/FACE/UFGM, 2001.
- Maddala GS, Kim IM. *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- Mosconi R. MALCOLM: *The theory of practice of cointegration analysis in RATS*. Venice: Ca' Foscari, 1998.
- Ng S, Perron P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*. 2001, 69:1519-54.
- Ng S, Perron P. Useful modifications to some finite sample distributions associated with a first-order stochastic difference equation. *Econometrica*. 1996, 45:463-85.
- Pastore AC. Déficit público e a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriação e inflação: Uma análise do regime monetário brasileiro. *Rev Econometria*. 1995, 14(2):177-234.
- Quintos CE. Sustainability of the deficit process with structural shifts. *J Business & Econ Stat*. 1995, 13(4):409-17.
- Rocha F. Long-run limits on the Brazilian government debt. *Rev Bras Economia*. 1997, 51(4):447-70.
- Schwert GW. Tests for unit root: A Monte Carlo investigation. *J Business & Econ Stat*. 1989, 7:149-57.
- Tanner E, Ramos A. *Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: Evidence from Brazil 1991-2000*. IMF Working Paper 02/05, 2002.
- Wilcox D. The sustainability of government deficits: Implications of the present-value borrowing constraint. *J Money, Credit and Banking*. 1989, 21(3):291-306.

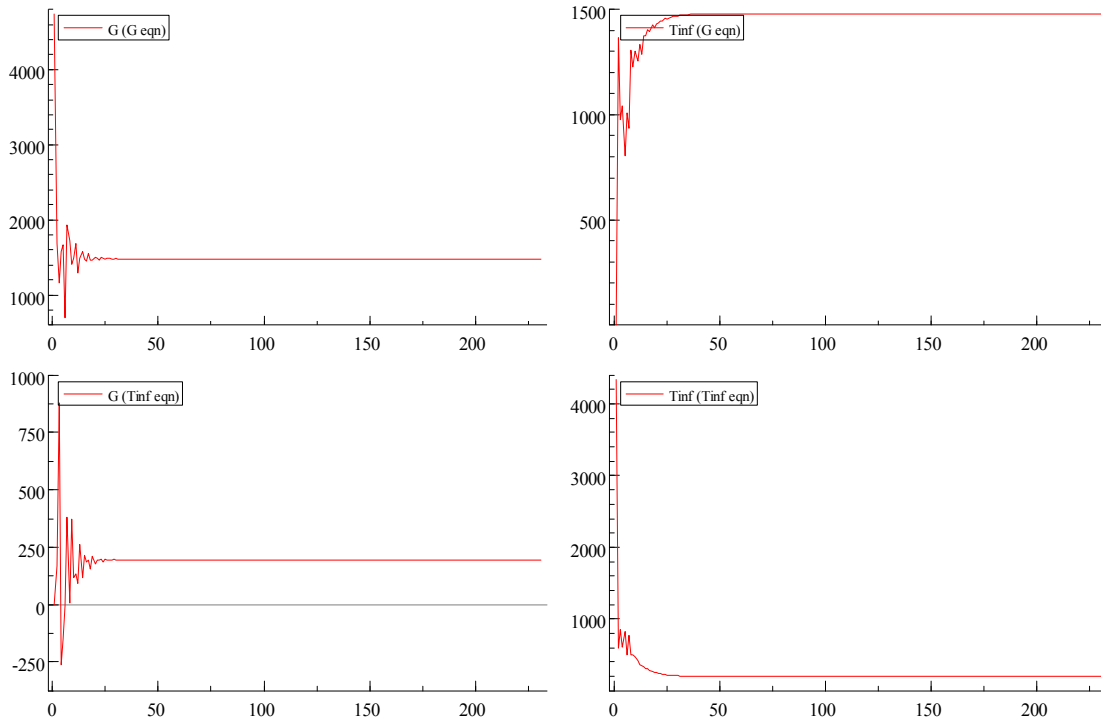
Anexo A. Correlograma da série taxa de juros real (Jreal). Brasil, 1986 a 2006.

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.247	0.247	15.228	0.000		
2	-0.029	-0.096	15.431	0.000		
3	-0.010	0.022	15.459	0.001		
4	0.116	0.119	18.877	0.001		
5	0.055	-0.008	19.648	0.001		
6	-0.010	-0.011	19.676	0.003		
7	0.022	0.038	19.797	0.006		
8	-0.039	-0.075	20.188	0.010		
9	-0.002	0.026	20.189	0.017		
10	0.214	0.229	31.994	0.000		
11	0.217	0.107	44.197	0.000		
12	-0.067	-0.138	45.354	0.000		
13	-0.146	-0.079	50.949	0.000		
14	0.154	0.191	57.152	0.000		
15	0.113	-0.033	60.538	0.000		
16	0.002	-0.000	60.539	0.000		
17	-0.041	0.004	60.989	0.000		
18	-0.054	-0.087	61.760	0.000		
19	-0.040	-0.017	62.191	0.000		
20	-0.096	-0.122	64.669	0.000		
21	0.020	-0.012	64.783	0.000		
22	0.043	0.079	65.289	0.000		
23	-0.174	-0.142	73.546	0.000		
24	-0.032	0.044	73.832	0.000		
25	0.172	0.108	82.001	0.000		
26	0.152	0.067	88.398	0.000		
27	-0.098	-0.088	91.047	0.000		
28	-0.036	0.038	91.418	0.000		
29	0.091	0.107	93.762	0.000		
30	0.065	0.033	94.958	0.000		
31	-0.030	-0.041	95.207	0.000		
32	0.007	0.020	95.220	0.000		
33	0.067	0.093	96.500	0.000		
34	-0.003	0.058	96.501	0.000		
35	0.021	-0.067	96.634	0.000		
36	0.116	-0.014	100.56	0.000		

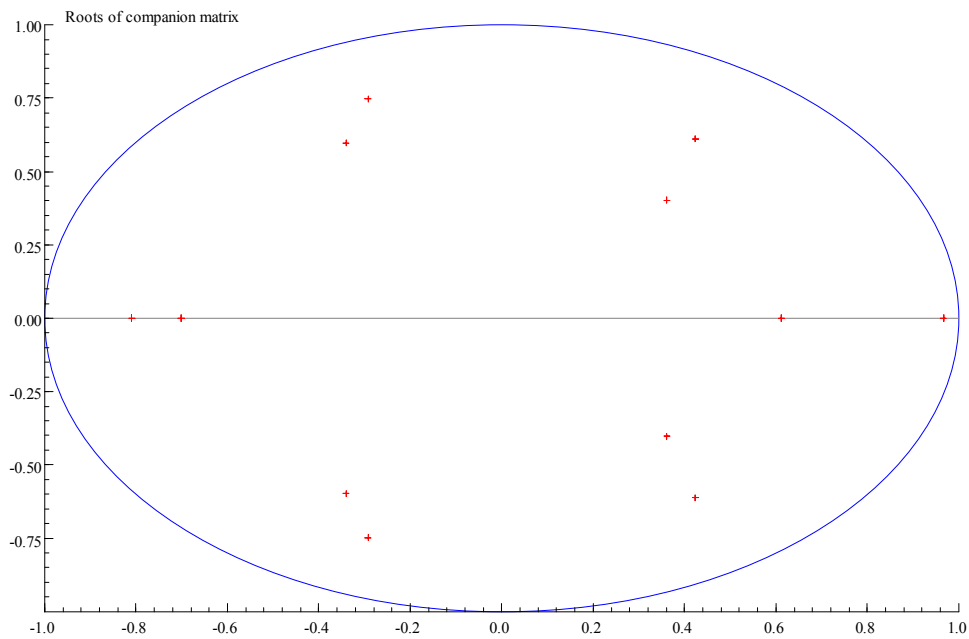
Anexo B. VAR para G e T* com seis defasagens – Raízes da matriz companheira.



Anexo C. VECM para G e T* com seis defasagens – Função de resposta ao impulso (choque de 1 DP).



Anexo D. VAR para G e T com seis defasagens – Raízes da matriz companheira.



Anexo E. VECM para G e T com seis defasagens – Função de resposta ao impulso (choque de 1 DP).

