

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

Recebido em: 2/8/2015

Avaliado em: 17/9/2015

Aprovado em: 19/10/2015

## Dívida Pública e Política Monetária no Brasil

Isadora Gonçalves Costa<sup>1</sup> e José Coelho Matos Filho<sup>2</sup>

**Resumo:** Este estudo, usando testes de cointegração de Johansen e de causalidade de Granger, verifica a existência de dominância fiscal e monetária na economia brasileira, no período de 2002 a 2013, com resultados que apontam um regime de dominância monetária, segundo a conceituação proposta em Sargent e Wallace (1981). Além disso, os resultados sugerem que a autoridade monetária, no curto prazo, não consegue influenciar a trajetória da dívida pública.

**Palavras-chave:** dominância fiscal, dominância monetária, cointegração, causalidade de Granger.

**Abstract:** This study, using cointegration test of Johansen and Granger causality test, checks for fiscal and monetary dominance in the Brazilian economy in the period 2002 to 2013, with results that point to a monetary dominance regime, according to the concept proposed in Sargent and Wallace (1981). In addition, the results suggest that the monetary authority in the short term, cannot influence the trajectory of public debt.

**Keywords:** fiscal dominance, monetary dominance, cointegration, Granger causality.

### 1. Introdução

Considerando o histórico de descontrole inflacionário na economia brasileira, no decorrer do século XX, principalmente na década de 1980 e início da década de 1990, estudos sobre as causas da inflação

---

<sup>1</sup> Bacharel em Economia pela Universidade Federal do Ceará.

<sup>2</sup> Doutor em Economia, docente da Universidade Federal do Ceará.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

na economia brasileira são temas recorrentes. Seguindo essa linha, CARDOSO (1988) e GIAMBIAGI (1997) consideram relevantes os desequilíbrios fiscais do setor público no processo inflacionário brasileiro. Nesse contexto, avaliar os efeitos inflacionários da política fiscal brasileira, parece um tema relevante.

O processo inflacionário das décadas de 1980 e 1990 só foi razoavelmente controlado em 1994, com a implementação do chamado Plano Real que, apesar do seu sucesso inegável no controle dos aumentos de preços, foi uma obra inacabada, visto que, do ponto de vista da questão fiscal, longe de apresentar solução definitiva, transferiu o problema para o futuro (BARBOSA, 2003).

A pergunta que emerge dos parágrafos precedentes é: qual é a importância dos problemas fiscais sobre o comportamento da inflação brasileira atual e como avaliar essa importância? Esse estudo tenta responder a essa questão utilizando a metodologia do Teste de Causalidade de Granger para verificar se os descompassos fiscais, no período entre 2002 e 2013, têm significância estatística na explicação do processo inflacionário e verificar se existe dominância fiscal na economia brasileira. Se a presença de dominância fiscal ficar constatada, pode-se concluir que o endividamento público é uma variável explicativa no processo inflacionário.

As razões para discutir esse problema resultam da observação da dificuldade de geração de superávits fiscais e da percepção de aumento significativo do nível geral de preços, provavelmente, devido à expansão da demanda agregada resultante de aumentos dos gastos públicos.

Colocando em perspectiva as discussões dos parágrafos anteriores e em função do renovado interesse nos temas ali

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

relacionados, há uma ampla gama de estudos que pode ser levada a efeito sobre as interações entre política monetária e fiscal. O presente trabalho buscará diagnosticar a existência de dominância fiscal ou monetária na economia brasileira entre os anos de 2002 a 2013. Nesse sentido, além dessa introdução, o artigo está dividido em quatro seções. Na segunda seção apresenta-se uma revisão da literatura sobre a relação entre os desequilíbrios fiscais e a política monetária, enquanto, na terceira, discutem-se as metodologias de cointegração e Granger causalidade utilizadas na sua avaliação econométrica. Na quarta seção são apresentados os resultados dessa avaliação e, na quinta e última seção são discutem-se os resultados e apresentam-se as conclusões finais.

## 2. Desequilíbrios Fiscais e Inflação

Na já longa tradição da inflação brasileira, uma das personagens principais é a ação fiscal do governo. Como notou CARDOSO (2007), embora a primeira explosão inflacionária tenha ocorrido no final do século XIX, com origem numa rápida expansão de crédito e cujo controle resultou de um programa ortodoxo de restrição monetária, foi só no decorrer do século XX, particularmente durante a década de 1980 e em razão do desequilíbrio crônico e estrutural do setor público, que a inflação brasileira ganhou notoriedade.

Como controlar o comportamento da inflação, eis uma tarefa pouco trivial. Apesar disso, é possível se praticar a política monetária de modo a controlar a inflação em um nível que permita à economia promover o crescimento sustentado, mesmo que tal controle dependa

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

do conflito entre objetivos de política macroeconômica, já que, mesmo a inflação sendo um fenômeno monetário, as condições fiscais também determinam as expectativas inflacionárias.

Nessa linha de pensamento, diversos autores têm considerado os desequilíbrios do setor público como uma causa do processo inflacionário brasileiro, a partir dos anos da década de 1980. CARDOSO (1988), por exemplo, notou, a respeito do Plano Cruzado, que uma das lições ensinadas é que “o tamanho da dívida do setor público pode representar um enorme empecilho à consolidação fiscal” (pág. 7). Por sua vez, LARA RESENDE (1995) afirmou, no contexto do Plano Real, que a eliminação do déficit público é condição necessária para qualquer programa de estabilização bem-sucedido, uma vez que a estabilização exige que sejam criadas as condições para o equilíbrio intertemporal das contas públicas de forma permanente. Isto é, não basta gerar um superávit fiscal temporário com base num esforço de contenção de despesas e aumento de receitas que seja percebido como temporário e insustentável a mais longo prazo. Essa receita, ao que parece, não foi seguida na implantação do Plano Real. De fato, segundo BARBOSA (2003), o Plano Real interrompeu o financiamento do déficit público por meio de emissão de moeda, mas passou a ser financiado com emissão de dívida pública, produzindo uma taxa real de juros que inibe o crescimento econômico.

Como ligar os fenômenos fiscais às ações de política monetária? A ideia é que, para adquirir bens e serviços, o governo necessita gerar receitas. O ponto crucial é que tais receitas podem ser obtidas, dentre outros modos, pela emissão de moeda. Nesse sentido, para entender as implicações da emissão de moeda nas receitas do

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

governo, necessitamos entender sua restrição orçamentária. Para  
isso, consideremos a relação abaixo, representando a restrição  
orçamentária do Tesouro Nacional:

$$G_t + i_t B_{t-1}^T = T_t + B_t^T - B_{t-1}^T \quad (1)$$

O lado esquerdo da equação representa as despesas do governo ( $G_t$ )  
mais o pagamento de juros sobre a dívida herdada do período  
anterior ( $i_t B_{t-1}^T$ ), todas medidas em termos nominais, enquanto o lado  
direito, com variáveis também medidas em termos nominais, consiste  
da receita ( $T_t$ ), mais a nova emissão de títulos que rendem juros  
( $B_t^T - B_{t-1}^T$ ), em que o superescrito T significa total, além das receitas  
do banco central ( $RCB_t$ ).

Do lado do banco central, o orçamento que liga as variações  
nos direitos e nas obrigações, segue uma expressão como:

$$B_t^M - B_{t-1}^M = H_t - H_{t-1} + i_{t-1} B_{t-1}^M \quad (2)$$

Aqui, ( $B_t^M - B_{t-1}^M$ ), onde o superescrito M remete à autoridade  
monetária, representa a aquisição de dívida pública pelo banco  
central,  $i_{t-1} B_{t-1}^M$  é a receita do pagamento de juros ao banco central  
pelo Tesouro Nacional e ( $H_t - H_{t-1}$ ) é a variação na base monetária.

Notando que ( $B^T - B^M$ ) é o estoque de dívida do governo retido  
em mãos privadas, a combinação dos orçamentos do Tesouro e do  
banco central rende a restrição orçamentária consolidada do governo,  
dada por:

$$G_t + i_t B_{t-1}^T = T_t + B_t^T - B_{t-1}^T + B_t^M - B_{t-1}^M - H_t + H_{t-1} - i_{t-1} B_{t-1}^M \quad (3)$$

que evidencia a três formas de financiamento das despesas do governo: recolhimento de impostos ( $T_t$ ), endividamento ( $B_t - B_{t-1}$ ) e emissão de moeda ( $H_t - H_{t-1}$ ).

Dividindo (3) por  $P_t N_t y_t$ , onde  $P_t$  é o nível de preços,  $N_t$  é a população e  $y_t$  é o produto real per capita, obtém-se

$$\frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t T_t + P_t (B_t - B_{t-1}) + P_t (H_t - H_{t-1})) = \frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t G_t) \quad (4)$$

onde as letras minúsculas representam valores das variáveis deflacionados pela multiplicação do nível de preços ( $P_t$ ) pela população ( $N_t$ ) e pelo produto real ( $y_t$ ) e onde  $r_t = \frac{1+i_t}{(1+\pi_t)(1+n_t)(1+\lambda_t)}$ ,

com  $1+\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ ,  $1+n_t = \frac{N_t}{N_{t-1}}$  e  $1+\lambda_t = \frac{y_t}{y_{t-1}}$ . Supondo que a taxa real de juros ( $r$ ) seja definida ex ante e que a taxa de inflação esperada seja  $\pi^e$ , então  $H_t = (1+\pi^e)H_{t-1}$ , de modo que somando e subtraindo

$\frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t T_t)$  na equação (4) e rearranjando, vem

$$\frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t T_t) + \frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t (B_t - B_{t-1})) + \frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t (H_t - H_{t-1})) = \frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t G_t) \quad (5)$$

A terceira parcela da equação (5) representa a receita associada à redução do valor da dívida nominal, redução essa gerada pela surpresa inflacionária e a última parcela representa a senhoriagem ou a receita da criação de moeda, que pode ser reescrita como

$$\frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t T_t) + \frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t (B_t - B_{t-1})) + \frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t (H_t - H_{t-1})) = \frac{1}{P_t N_t y_t} (P_t G_t) \quad (6)$$

onde ~~\_\_\_\_\_~~.

A equação (6) acima diz que a senhoriagem tem duas fontes. A primeira fonte resulta da variação real da quantidade de moeda base (per capita) mantida pelos indivíduos, relativamente à renda. Como o governo tem o monopólio da emissão de base monetária, os aumentos retidos pelo setor privado permitem ao governo obter recursos. Como, no estado estacionário,  $h_t = h_{t-1}$ , o segundo termo da equação (6) é o foco das análises da senhoriagem porque, para manter constante a retenção de saldos reais per capita, o setor privado necessita incrementar seus saldos nominais à taxa aproximada de  $\pi+n+\lambda$ , onde a parcela envolvendo  $\pi+n$  decorre da tentativa de anular os efeitos da inflação ( $\pi$ ) e do crescimento da população ( $n$ ) sobre a demanda por saldos reais per capita. Por sua vez, a parcela envolvendo  $\lambda$  resulta do fato de que, se a elasticidade renda da demanda por saldos reais, como esperado, for igual a um, a demanda por saldos reais per capita crescerá à taxa  $\lambda$ , de modo que, atendendo a demanda por saldos reais, o governo se habilita a obter bens e serviços ou reduzir outros impostos.

Se, para valores pequenos de  $z$ ,  $x$  e  $w$ , fizermos uma aproximação do tipo ~~\_\_\_\_\_~~, a equação (5) pode ser escrita, levando (6) em consideração, como

$$\del{_____} \tag{7}$$

A equação (7) mostra como os elementos do orçamento e as escolhas do governo estão ligados em cada ponto no tempo. No entanto, não mostra quais as restrições que o governo deve satisfazer se desejar ser solvente. Para ver como operam tais restrições, necessitamos ver

como opera sua restrição orçamentária intertemporal.

Como em WALSH (1998), ignorando os efeitos da surpresa inflacionária, a identidade orçamentária em um período, dada pela equação (7), pode ser reescrita como

$$b_t = (1 - \lambda) b_{t-1} + \lambda (g_t - t_t - s_t) + \lambda b_{t-1} \quad (8)$$

Assumindo que o fator de desconto,  $\rho = r - n - \lambda$ , é constante e positivo e resolvendo a equação (8) recursivamente, para a frente, obtemos

$$b_t = (1 - \lambda)^{t-t_0} b_{t_0} + \lambda \sum_{i=0}^{t-t_0} (1 - \lambda)^i (g_{t-i} - t_{t-i} - s_{t-i}) \quad (9)$$

Para que as despesas e as receitas planejadas do governo, satisfaçam os requerimentos do equilíbrio intertemporal, o último termo em (9) tem de ser nulo, de modo que sua tradução é a seguinte: o governo deve planejar arrecadar receitas suficientes, em valor atual, de modo a pagar sua dívida existente e financiar suas despesas planejadas. Isto é,

$$b_{t_0} = \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda)^i (g_{t-i} - t_{t-i} - s_{t-i}) \quad (10)$$

onde  $\Delta = g - t - s$ , de sorte que, se a dívida existente for positiva ( $b_{t_0} > 0$ ), então o governo deverá produzir superávits no futuro, superávits estes a serem produzidos pelo ajustamento nas despesas, nos impostos ou na senhoriagem.

Empiricamente, o que pode ser feito para testar se os requerimentos do equilíbrio intertemporal são alcançados? Tradicionalmente, em termos de séries temporais, testa-se se os

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

comportamentos das despesas, das receitas de impostos e da dívida do governo, são consistentes com o equilíbrio intertemporal ou, o que é o mesmo, se o governo é solúvel no longo prazo. Uma forma de se fazer isso é testando a ordem de integração das séries de déficit primário ( $b_{t-1}$ ) e dívida ( $\Delta$ ) e verificando se elas são cointegradas, de modo que, se existir uma combinação linear entre o déficit primário e o estoque de dívida e se tal combinação for estacionária, o equilíbrio intertemporal estará assegurado.

Como sugerido acima, as autoridades fiscal e monetária têm de agir em harmonia, apesar de possuírem instrumentos de política econômica, finalidades e preferências distintas. Por exemplo, se o governo gastar em demasia, poderão ser requeridas receitas de senhoriagem para cobrir o déficit, impactando negativamente no controle inflacionário, trazendo complicações às ações de política monetária. O inverso ocorreria se a autoridade monetária elevasse a taxa de juros acima do necessário, aumentando o estoque de dívida do governo e provocando distorções na política fiscal. Isso sugere a necessidade de verificar a causalidade entre a política fiscal e a política monetária.

A literatura sobre essas influências mútuas entre política monetária e política fiscal indica que uma forma de estudar essas influências é testando se uma longa sequência de déficits primários tem implicações para a necessidade de senhoriagem no futuro, dado que tais déficits podem implicar emissão de moeda (e inflação) no futuro, com o uso da senhoriagem daí resultante como receitas excedentes para fazer frente aos desequilíbrios. Usualmente, para testar a existência de relação entre déficit e inflação faz-se uso de testes de causalidade e, dentre estes, um dos mais comuns é o Teste

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

de Causalidade de Granger, pelo qual se infere sob que condições uma variável prevê (ou causa) outra variável.

Nessa linha de verificar se existe relação entre déficits e inflação, são comuns dois questionamentos. O primeiro deles discute se os déficits causam inflação, enquanto o segundo questiona se a inflação é ou não uma consequência histórica. Do primeiro tipo de questionamento resulta a desagradável aritmética monetarista de SARGENT e WALLACE (1981): uma política monetária contracionista que busque produzir baixa inflação, produzirá, inicialmente, pouca receita de senhoriagem, requerendo que uma dívida adicional seja emitida, de modo a levar à inflação alta. Tal situação é descrita em LEEPER (1991) como uma combinação de política fiscal ativa e política monetária passiva ou, como é conhecida, uma situação de dominância fiscal.

O segundo tipo de questionamento foca a estimação dos efeitos dos déficits orçamentários sobre o crescimento da oferta de moeda, havendo evidências contraditórias: alguns estudos concluem por uma relação positiva entre crescimento da oferta de moeda e gastos em períodos de guerra, mas não em períodos de paz (JOINES, 1985; KING e PLOSSER, 1985), enquanto outros encontram resultados inconclusivos para dados do pós-guerra, mas pré-década de 1980 (WALSH, 1998).

Ainda na linha da relação entre dívida pública e oferta de moeda, AIYAGARI e GERTLER (1985) modela os efeitos da política fiscal sobre o nível geral de preços, concluindo que o estoque de dívida pública também é fator explicativo da inflação e que a ligação entre expansão monetária e elevação do nível de preços depende de como os indivíduos distribuem a riqueza financeira entre títulos e

moeda e de como a dívida é resgatada. Se a dívida for totalmente resgatada via impostos, o nível de preços é proporcional ao estoque de moeda, como nos modelos monetaristas tradicionais.

Em outro tipo de abordagem, MISSALE e BLANCHARD (1994) usa a noção de maturidade da dívida pública de alguns países da OCDE para medir os efeitos da inflação, documentando uma forte relação inversa entre a maturidade efetiva<sup>3</sup> e a relação dívida/PIB, resultado corroborado em AINZENMAN e MARION (2011), que testa os efeitos da inflação sobre a redução da dívida pública americana e conclui que o encurtamento do prazo da dívida reduz a tentação da inflação, enquanto que quanto maior a parcela da dívida em mãos estrangeiras, maior será a tentação de inflacionar.

Entre os estudos realizados sobre dominância fiscal ou monetária que utilizam informações da economia brasileira, destaca-se BLANCHARD (2004) que argumenta que o regime de metas de inflação não é tão benéfico quando a economia apresenta um nível elevado estoque de dívida pública e uma vulnerabilidade cambial considerável, ou seja, quando Banco Central não tem controle de fato da inflação. As conclusões do estudo apontam que um país em que o regime de metas de inflação é adotado em um contexto de dominância fiscal, o instrumento correto para combater a inflação seria a política fiscal, ao invés da política monetária.

Outros estudos nessa linha de testar para a existência de dominância fiscal ou monetária têm resultados, por vezes, conflitantes. Por exemplo, GADELHA e DIVINO (2008) testa para a existência de dominância fiscal na economia brasileira após o Plano

---

<sup>3</sup> A noção de maturidade efetiva trata a dívida em poder do público estrangeiro e a dívida indexada, como dívidas com prazo de maturidade zero ou de maturidade imediata.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

Real, no período de 1995 a 2005 e conclui que o país se encontra sob um regime de dominância monetária, algo corroborado em FIALHO e PORTUGAL (2005). No entanto, MOREIRA, ALMEIDA e SOUZA (2006) investiga se as políticas monetária e fiscal foram ativas entre os anos de 1999 a 2004 e conclui que a economia brasileira operou com políticas passivas tanto monetária quanto fiscal. Isto é, não existe dominância de qualquer tipo na economia brasileira.

### 3. Metodologia e Avaliação Econométrica<sup>4</sup>

Tradicionalmente, com o objetivo de testar para a presença de dominância fiscal, com base no modelo de SARGENT e WALLACE (1981), são utilizadas séries de taxa de juros, dívida pública e superávit primário. No nosso caso, para avaliar se o governo é solvente a longo prazo ou, caso contrário, se existe dominância fiscal na economia brasileira, no período entre 2002 e 2013, foram utilizadas estatísticas mensais da taxa over Selic – como proxy para a taxa de juros ( $i_t$ ) que remunera a dívida pública ( $d_t$ ) representada pela dívida bruta do setor público (governos federal, estaduais e municipais) além das dívidas das empresas estatais, também nos níveis federal, estaduais e municipais de governos, além da dívida em poder do Banco Central (BACEN), todas medidas como proporção do PIB. Aqui, a escolha da dívida bruta, ao invés da dívida líquida como variável, se justifica pelo conhecido e já tradicional uso de manobras

---

<sup>4</sup> Foram utilizadas informações coletadas nos bancos de dados do Instituto de Pesquisa de Economia Aplicada (IPEA) e do Banco Central do Brasil (BACEN), respectivamente [www.ipea.gov.br](http://www.ipea.gov.br) e [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br).

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

contábeis do governo federal que lançam dúvida sobre as estatísticas da dívida líquida.

Um dos mais importantes desenvolvimentos recentes na modelagem de séries temporais, a análise de cointegração, parte do fato de que a não estacionariedade das séries é um problema potencial na análise econométrica.

Uma série  $x_t$  é dita estacionária, se seu valor esperado e sua variância forem constantes e suas covariâncias depender apenas do tamanho do intervalo de tempo. Isto é, se  $E(X_t)=\mu$ ,  $Var(x_t)=\sigma_x^2$  e  $Cov(x_t, x_{t+j})=\sigma_j$ . A ideia de que séries não estacionárias caracterizam problema em econometria decorre do fato de que, em geral, as propriedades estatísticas da análise de regressão a partir de séries não estacionárias são duvidosas. Isto é, se as séries utilizadas na regressão forem não estacionárias, o resultado poderá ser um modelo com testes estatísticos promissores, porém sem qualquer sentido. A isto chamamos regressão espúria.

Por exemplo, seja  $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + e_t$  e sejam  $y_t = \{1, 2, 3, \dots, 30\}$  e  $x_t = \{1, 4, 9, \dots, 900\}$ . Se estimarmos a equação usando mínimos quadrados ordinários (OLS)

$x_t$

$$R^2 = 0,94 \text{ e } DW = 0,06 .$$

Aqui, exceto pela fraca estatística DW, a equação de regressão parece promissora, embora represente uma regressão espúria. De fato,  $R^2 > DW$  é uma boa regra de bolso para verificar se a equação estimada sofre de regressão espúria.

No problema acima, o fato de as duas séries na regressão divergirem no tempo é a razão dos problemas apresentados. Neste sentido, a discussão sugere que a análise de regressão faz sentido apenas entre variáveis que não tenham tendências divergentes. Como quase todas as séries temporais em economia contêm algum tipo de tendência, segue-se que tais séries devem ter a tendência suprimida, antes de se executar alguma regressão com elas.

Uma forma conveniente de eliminar a tendência de uma série é pela diferenciação de primeira ordem. Neste sentido, seja a série  $y_t$  definida como

$$y_t = y_{t-1} + e_t$$

Um cálculo simples mostra que tal série não é estacionária, porque  $\text{var}(y_t) = t\sigma_y^2$ . Isto é, a variância de  $y_t$  muda com o passar do tempo, o que contraria a idéia de séries estacionárias. No entanto,  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = e_t$  é uma série estacionária, já que  $E(\Delta y_t) = 0$ ,  $\text{var}(\Delta y_t) = \sigma_e^2$  e  $\text{cov}(y_t, y_{t-1}) = 0$ . Isto é, às vezes, é necessário diferenciar uma série temporal para torná-la estacionária. Neste contexto, é conveniente usar o conceito de série integrada.

Por exemplo, se  $x_t$  for uma série não estacionária em nível, mas for estacionária em primeiras diferenças, diz-se que  $x_t$  é integrada de ordem 1. Além disso, se  $x_t$  for integrada de ordem 2, será necessário diferenciá-la duas vezes para torná-la uma série estacionária basta.

O teste pioneiro para determinar se uma série é ou não estacionária ou, o que é o mesmo, determinar a existência ou não de raiz unitária, foi descrito em DICKEY e FULLER (1979), originando o teste de Dickey-Fuller, que foi aprimorado em DICKEY e FULLER

(1981), com o teste batizado de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), representando um método de verificação da existência ou não de correlação serial entre os erros da série, usando a seguinte estatística

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde  $k$  representa o número de defasagens necessárias ou estatisticamente significantes: comparam-se os valores calculados das estatísticas  $t$  associadas aos  $k$  parâmetros com seus respectivos valores críticos tabelados. Se as estatísticas calculadas forem inferiores aos seus valores críticos, rejeita-se a hipótese de raiz unitária e diz-se que a série é estacionária ou  $I(0)$ .

Adicionalmente, no caso em que as variáveis do modelo são não estacionárias, é conveniente testar para a existência de séries cointegradas, já que, mesmo entre séries não estacionárias pode haver uma combinação linear que produza uma série estacionária.

Como os avanços metodológicos recentes na análise de séries de tempo sugerem analisar os fenômenos econômicos a partir de séries estacionárias, o fato de muitas séries macroeconômicas apresentarem tendência, tem levado os pesquisadores a diferenciá-las e apenas depois disso procederem à estimação de modelos econômicos. O problema dessa abordagem é que o processo de diferenciação das séries tende a remover as características de longo prazo dos dados. Para superar esse problema, ENGLE e GRANGER (1987) argumentaram que, mesmo diante de variáveis não estacionárias, existe alguma combinação linear de variáveis que, ao longo do tempo, convergem para um equilíbrio. Isto é, se as séries econômicas separadas são integradas de mesma ordem, mas uma combinação linear das mesmas é estacionária, deve existir uma relação de equilíbrio de longo prazo. Neste caso, diz-se que as séries

são cointegradas e, portanto, podem gerar resultados economicamente plausíveis.

O teste de cointegração de Engle-Granger é relativamente simples. Consideremos a equação

$$y_t = \beta_1 x_t + \beta_2 w_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde  $x$ ,  $y$  e  $w$  são integradas de ordem um. Suponha que após estimar  $\hat{\beta}_1$  e  $\hat{\beta}_2$  por OLS, sejam procedidos os testes apropriados, indicando a estacionariedade dos erros estimados ( $\hat{\varepsilon}$ ). Neste caso, as variáveis  $x$ ,  $y$  e  $w$  são cointegradas de ordem um, com vetor de cointegração  $(-\hat{\beta}_2)$ . Portanto, as variáveis em primeiras diferenças  $\Delta w_t$ , e  $(y_t - \hat{\beta}_1 x_t - \hat{\beta}_2 w_t)$  são todas estacionárias e, conseqüentemente, os erros ( $\varepsilon_t$ ) são estacionários, o que conduz a um modelo de curto prazo com um mecanismo de correção de erros, do tipo

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \Delta w_t + \alpha_3 (y_{t-1} - \hat{\beta}_1 x_{t-1} - \hat{\beta}_2 w_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

onde  $(y_{t-1} - \hat{\beta}_1 x_{t-1} - \hat{\beta}_2 w_{t-1})$  representa o mecanismo de correção de erros e  $\alpha_3 < 0$  é a velocidade com que os erros cometidos no curto prazo se ajustam ao longo prazo.

O problema do teste de cointegração de Engle e Granger é não distinguir entre um ou mais vetores de cointegração, além de exigir a separação das variáveis do modelo entre endógenas e exógenas. Para resolver isso, uma alternativa é o teste de Johansen, descrito em JOHANSEN (1988) e JOHANSEN e JUSELIUS (1990) que, utilizando a metodologia de vetores autorregressivos (VAR), testa para a

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

existência de um ou mais vetores de cointegração entre variáveis integradas de ordem um.

Consideremos o modelo VAR não restringido com três variáveis,

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$y_t$

$x_t$

$w_t$

onde  $\varepsilon_t$  é um vetor de erros aleatórios.

[[[

$Z_t =$

Alternativamente, este modelo pode ser representado como

$$\Delta Z_t = \Pi \cdot Z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

onde  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ ,  $I$  é a matriz identidade e  $\Gamma_i = -(A_{i+1} + A_{i+2} + \dots + A_k)$ , de modo que  $\Gamma_1 = -(A_2 + A_3 + \dots + A_k)$ ;  $\Gamma_2 = -(A_3 + \dots + A_k)$ ; ...;  $\Gamma_{k-1} = -A_k$ .

Aqui, a matriz  $\Pi$  descreve as condições a ser atendidas para que as variáveis do modelo sejam cointegradas. Para verificar isso, usemos uma representação tridimensional do VAR, isto é,

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

$y_t$

$x_t$

$w_t$

*rih*

$[\ ] = A_t$

$y_{t-1}$

$x_{t-1}$

$w_{t-1}$

*rih*

$[\ ] + \dots + A_k$

(16)

$y_{t-k}$

$x_{t-k}$

$w_{t-k}$

*rih*

$\varepsilon_{1t}$

$\varepsilon_{2t}$

$\varepsilon_{3t}$

*rih*

$[\ ]$

Aplicando a transformação sugerida na equação (15) o modelo acima  
pode ser representado por

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

$$\Delta y_t$$
$$\Delta x_t$$
$$\Delta w_t$$

*right*

$$y_{t-1}$$
$$x_{t-1}$$
$$w_{t-1}$$

*right*

$$[\ ] + \Gamma_t$$
$$\Delta x_{t-1}$$
$$\Delta x_{t-2}$$
$$\Delta x_{t-3}$$

*right*

(17)

$$[\ ] + \dots + \Gamma_{k-1}$$
$$\Delta y_{t-k+1}$$
$$\Delta x_{t-k+1}$$
$$\Delta w_{t-k+1}$$

*right*

$$\varepsilon_{1t}$$
$$\varepsilon_{2t}$$
$$\varepsilon_{3t}$$

*right*

$$[\ ]$$

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

A matriz  $\Pi$ , de dimensão  $3 \times 3$ , pode ser representada pelo produto de duas outras matrizes,  $\alpha$  e  $\beta$ , ambas de dimensão  $3 \times 3$ , de sorte que

$$\Pi = \alpha \cdot \beta' \quad (18)$$

Neste caso, o rank da matriz  $\Pi$  é tal que  $r(\beta')$ . Como o rank de uma matriz denota o número de colunas linearmente independentes, o rank da matriz  $\Pi$  é, no máximo três e, no mínimo zero, o que impõe a análise de quatro casos.

Caso 1:  $r(\Pi) = 0$ . Se  $r(\Pi) = 0$ , a matriz  $\Pi$  contém apenas zeros. Neste caso, o sistema de equações (17) reduz-se a

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

$$\Delta y_t$$

$$\Delta x_t$$

$$\Delta w_t$$

*righ*

$$[] = \Gamma_1 \cdot$$

$$\Delta y_{t-1}$$

$$\Delta x_{t-1}$$

$$\Delta w_{t-1}$$

*righ*

$$[] + \dots + \Gamma_{k-1} \cdot$$

(19)

$$\Delta y_{t-k+1}$$

$$\Delta x_{t-k+1}$$

$$\Delta w_{t-k+1}$$

*righ*

$$\varepsilon_{1t}$$

$$\varepsilon_{2t}$$

$$\varepsilon_{3t}$$

*righ*

[][]

o que indica que o sistema VAR de equações com variáveis integradas de ordem um pode ser estimado em primeiras diferenças sem perda de informações relevantes.

Caso 2:  $r(\Pi)=1$ . Se isso ocorrer, a matriz  $\Pi$  pode ser representada pelo produto de dois vetores não nulos  $\alpha$  e  $\beta'$ , de sorte que

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (20)$$

Deste modo, a primeira equação do sistema de equações (17) pode ser escrita como uma expressão semelhante a

$$\Delta y_t = \alpha_{11} (\beta_{11} y_{t-1} + \beta_{12} x_{t-1} + \beta_{13} w_{t-1}) + f(\Delta y_{t-i}, \Delta x_{t-i}, \Delta w_{t-i}) + \varepsilon_{1t} \quad (21)$$

onde  $\Delta w_{t-i}$  representa os termos relacionados às variáveis em diferenças defasadas. Como  $\Delta w_{t-i}$  e  $\Delta y_t$  são estacionárias<sup>5</sup>, então a equação (21) será estacionária se  $(\beta_{11} y_{t-1} + \beta_{12} x_{t-1} + \beta_{13} w_{t-1})$  for estacionária. Neste caso, o vetor formado por  $\beta_{13}$  é chamado vetor de cointegração. É nesse sentido que diz-se existir um vetor de cointegração normalizado  $(-\gamma_{13})$ , o que torna  $(y_t - \gamma_{12} x_t - \gamma_{13} w_t)$  estacionária, onde  $\gamma_{12} = \frac{\beta_{12}}{\beta_{11}}$  e  $\gamma_{13} = \frac{\beta_{13}}{\beta_{11}}$ .

Caso 3:  $r(\Pi)=2$ . Aqui a diferença para o Caso 2 é que as matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  são de ordem  $3 \times 2$ , em vez de vetores. Neste caso,

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (22)$$

<sup>5</sup> Recordemos que  $y_t$  é, por hipótese, integrada de ordem um.

implicando que para cada equação de curto prazo representada no sistema de equações (17), existem dois vetores de cointegração, em vez de um.

Caso 4:  $r(\Pi)=3$ . Neste caso diz-se que a matriz  $\Pi$  tem rank pleno, o que conduz a uma contradição ao postulado inicial de que todas as variáveis, em nível, são integradas de ordem um. Para isso, observemos que em decorrência de  $r(\Pi)=3$ , existe três vetores de cointegração  $(-\gamma_{13})$ ,  $(-\gamma_{23})$  e  $(-\gamma_{32})$ , de sorte que

$$\begin{aligned}y_t &= \gamma_{12}x_t + \gamma_{13}w_t + \varepsilon_{1t} \\x_t &= \gamma_{21}y_t + \gamma_{23}w_t + \varepsilon_{2t} \\w_t &= \gamma_{31}y_t + \gamma_{32}x_t + \varepsilon_{3t}\end{aligned}\tag{23}$$

Assim, os erros  $\varepsilon_{1t}$ ,  $\varepsilon_{2t}$  e  $\varepsilon_{3t}$  são estacionários e o sistema de equações pode ser resolvido para  $w_t$  tal que

$$\begin{aligned}y_t &= f_1(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}) \\x_t &= f_2(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}) \\w_t &= f_3(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})\end{aligned}\tag{24}$$

implicando que  $y_t$ ,  $x_t$  e  $w_t$  todas são variáveis estacionárias, o que contraria o fato de que, por hipótese,  $y_t$ ,  $x_t$  e  $w_t$  são integradas de ordem um. Isto é, se a matriz  $\Pi$  tem rank pleno, a hipótese inicial de que as variáveis em nível são integradas de ordem um não é válida.

Esta discussão conduz ao chamado Teorema de Representação de Granger, que estabelece:

- (1) Se o rank da matriz  $\Pi$  for pleno, isto é, se o rank for igual ao número de variáveis explicadas no modelo VAR, então todas as

variáveis do processo  $Z_t$  são integradas de ordem zero e o mesmo é estacionário;

(2) Se o rank da matriz  $\Pi$  for igual a  $r < n$ , existe uma representação de  $\Pi$  tal que  $\Pi = \alpha \cdot \beta'$ , onde  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes de ordem  $n \times r$ .

Adicionalmente à determinação do número de colunas na matriz  $\beta$  e à sua interpretação como vetores de cointegração, aos elementos da matriz  $\alpha$  é atribuída uma interpretação econômica relevante, como medida da velocidade de ajustamento dos distúrbios na relação de equilíbrio. Neste sentido, a matriz  $\alpha$  é conhecida como matriz de ajustamento ou matriz de feedback.

A verificação das condições de cointegração de Johansen é como segue. No vetor de correção de erros (VEC) na forma

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15')$$

a matriz de coeficientes  $\Pi$  informa sobre a existência ou não de raízes unitárias e, a partir do seu posto, sobre a quantidade de vetores de cointegração. O termo  $\sum \Gamma_i \Delta Z_{t-i}$  representa o mecanismo de correção de erros, ligando o curto prazo ao longo prazo. Pela equação (15') estima-se  $\Pi$  por máxima verossimilhança e obtém-se os autovalores  $\hat{\lambda}_i$ , a partir dos quais extrai-se a seguinte estatística:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (25)$$

onde  $T$  é o número de observações. Se a estatística  $\lambda_{\text{traço}}$  for superior a um determinado valor crítico, haverá evidência de vetor ou

vetores de cointegração e as séries serão cointegradas<sup>6</sup>.

Por sua vez, a análise de causalidade consiste em inferir se uma variável é capaz de prever outra e em que condições. Segundo CHAREMZA e DEADMAN (1997),  $x$  Granger-causa  $y$ , se os valores presentes de  $y$  puderem ser melhor preditos (com maior precisão) com o uso dos valores passados de  $x$  do que sem eles, mantido tudo mais constante. Ou seja, o conceito de causalidade, no sentido de Granger, está associado à noção de precedência temporal entre as variáveis. Assim, se apenas  $x$  contiver informação passada que contribua para a previsão de  $y$ , então pode-se dizer que  $x$  Granger-causa  $y$ . A definição pode ser estendida para incorporar a ideia de causalidade instantânea de Granger, significando que os valores correntes de  $y$  podem ser melhor preditos utilizando os valores passados e correntes de  $x$ , mantendo-se tudo o mais constante.

Um teste simples para causalidade de Granger é o Teste de Granger proposto por Sargent, que considera uma equação descrevendo  $y_t$  em um modelo VAR bi-variado que descreve as relações entre  $x$  e  $y$ , com a equação

$$y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-j} + e_t \quad (26)$$

onde  $D_t$  denota as variáveis determinísticas (intercepto, tendência determinística, etc) e  $A_0$  é um vetor de parâmetros. É assumido que  $x$  e  $y$  são séries estacionárias. Se  $\beta_j = 0$ ,  $x$  não Granger causa  $y$ . Portanto, a hipótese nula do teste é  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ , que pode ser testada usando um teste F ou similar, seguindo os seguintes passos:

---

<sup>6</sup> O número de defasagens é escolhido de acordo com algum critério de informação, geralmente o critério de Akaike.

- (1) Regredir  $y_t$  contra todas os componentes determinísticos da equação (26) e  $X_1, X_2, \dots, X_k$ ;
- (2) Computar os resíduos da regressão, denotados por  $u_t^*$ ;
- (3) Regredir  $u_t^*$  contra todo o conjunto de variáveis explicativas da equação (16), aí incluindo  $X_1, X_2, \dots, X_k$ ;
- (4) Calcular o coeficiente de determinação da regressão anterior ( $R_0^2$ );
- (5) Testar a hipótese por uma das estatísticas do multiplicador de Lagrange:

$LM = TR_0^2$ , que sob a hipótese nula tem distribuição de  $\chi^2(k)$ ;

$LMF = \frac{T-h R_0^2}{k(1-R_0^2)}$ , que sob a hipótese nula tem distribuição  $F(k, T-h)$ ,

onde T é o tamanho da amostra e h é o número de variáveis em (26), incluindo aquelas contidas em D. A decisão é tomada comparando as estatísticas LM ou LMF com os respectivos valores tabelados de  $\chi^2(k)$  ou  $F(k, T-h)$ . Por exemplo, se  $LMF > F(k, T-h)$ , rejeita-se a hipótese nula  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$  e conclui-se que x Granger causa y.

O resultado da aplicação dos testes de estacionariedade de Dickey-Fuller (ADF) nas séries taxa de juros ( $i_t$ ) e as relações dívida/PIB ( $d_t$ ) e superávit primário/PIB ( $sp_t$ ) é mostrado na Tabela 1, abaixo. Ali, nota-se que as séries são, todas, não estacionárias ou integradas de ordem 1, ou, o que é o mesmo, não é rejeitada a hipótese nula de raiz unitária para as séries em nível.

Tabela 1: Teste ADF par raiz unitária<sup>7</sup>

Variável	Modelo	Lags	ADF	ADF(5%)	Resultado
$d_t$	Constante	12	-2,77	-2,88	I(1)
	Constante e Tendência	12	-1,82	-3,44	I(1)
$i_t$	Constante	12	-1,58	-2,88	I(1)
	Constante e Tendência	12	-3,07	-3,44	I(1)
$sp_t$	Constante	11	-1,53	-2,88	I(1)
	Constante e Tendência	12	-2,74	-3,44	I(1)

Como um dos objetivos do trabalho é avaliar o equilíbrio intertemporal das receitas de impostos e da dívida do governo, o passo seguinte aos testes de estacionariedade é a aplicação de algum teste de cointegração das séries. Aqui, executamos o teste de cointegração de Johansen, cujos resultado estão expostos na Tabela 2. Foram usadas cinco defasagens no VAR, selecionadas a partir de resultados do critério de informação de Akaike, concluindo-se que as séries proporção dívida/PIB ( $d_t$ ), taxa de juros ( $i_t$ ) e superávit primário/PIB ( $sp_t$ ) são cointegradas e que, ao nível de significância de 5%, existe um único vetor de cointegração, de modo que pode-se concluir pela existência de uma relação de longo prazo entre tais variáveis.

<sup>7</sup> Todos os testes ADF foram realizados com constante e com constante e tendência.

Tabela 2: Teste de Cointegração de Johansen

Rank	Autovalor	$\lambda_{traço}$	$\lambda_{crítico}$ (5%)	P-Valor
r=0	0,206	45,393	35,192	0,020
r≤1	0,077	13,449	20,261	0,339
r≤2	0,016	2,338	9,164	0,710

Nota: A estatística traço indica a existência de um vetor de cointegração, ao nível de significância de 5%.

Tendo concluído pela existência de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis  $i_t$  e  $sp_t$ , o que evidencia a solvência da dívida pública brasileira, no período de 2002 a 2013, faz-se necessário algum teste que corrobore tal resultado. É o que parece apontar os resultados do teste de causalidade de Granger, mostrados na Tabela 3. Ali, pode ser notado que a variável superávit primário/PIB ( $sp_t$ ) Granger-causa, unidirecionalmente, a relação dívida/PIB ( $d_t$ ) ao nível de significância de 5%, apontando que a geração de superávits primários tem conseguido conter, no curto prazo, a dinâmica da dívida pública. Categoricamente, tal resultado aponta ganhos de credibilidade da política fiscal, o que caracteriza um regime de dominância monetária.

Adicionalmente, na Tabela 4, a significância estatística dos coeficientes de cointegração, ao nível de 5%, indica que, no longo prazo, as trajetórias do superávit primário/PIB ( $sp_t$ ) e da taxa de juros ( $i_t$ ) afetam a trajetória da dívida/PIB ( $d_t$ ), embora o valor do coeficiente da taxa de juros seja próximo de zero.

Tabela 3: Teste de Causalidade de Granger

Variável Dependente: $\Delta d_t$			
Variável Independente	Valor Crítico	Lag	P-Valor
$\Delta sp_t$	13,460	5	0,019
$\Delta i_t$	4,841	5	0,435
Variável Dependente: $\Delta sp_t$			
Variável Independente	Valor Crítico	Lag	P-Valor
$\Delta d_t$	8,310	5	0,139
$\Delta i_t$	12,132	5	0,033
Variável Dependente: $\Delta i_t$			
Variável Independente	Valor Crítico	Lag	P-Valor
$\Delta d_t$	5,993	5	0,306
$\Delta sp_t$	3,850	5	0,000

Tabela 4: Significância dos Coeficientes de Cointegração

	Variáveis		
	$d_t$	$sp_t$	$i_t$
Coefficiente	-0,020	0,149	0,003
Erro padrão	0,016	0,034	0,001
"t" Assintótico	(-1,235)	(4,318)	(2,752)

#### 4. Conclusões

Neste estudo buscamos averiguar o equilíbrio intertemporal e a existência ou não de dominância (monetária ou fiscal) na economia brasileira, entre os anos de 2002 a 2013. Para isso, fizemos uso de testes de cointegração de Johansen e de causalidade de Granger, cujos resultados indicam que a relação superávit primário/PIB Granger causa, unidirecionalmente, a relação dívida/PIB, ao revelar que variações no superávit primário provocam mudanças de trajetória na dívida/PIB. Sendo assim, podemos concluir que melhoras na relação dívida/PIB podem ser obtidas por meio da geração de superávits primários, gerando ganhos de credibilidade na política fiscal, um resultado que corrobora o que foi encontrado nos trabalhos de Fialho e Portugal (2005) e Gadelha e Divino (2008), mas contradiz o estudo de Blanchard (2004). Por outro lado, embora a taxa de juros influencie a trajetória da relação dívida/PIB, no longo prazo<sup>8</sup>, não a Granger causa no curto prazo. Isto é, as decisões de política monetária, ao menos no curto prazo, não afetam a dinâmica da dívida pública, o que sugere haver ressalvas na autonomia da autoridade monetária em fixar metas de taxa de juros para manter a inflação controlada. Pode-se, então, concluir que embora a análise da causalidade entre taxa de juros e a relação dívida/PIB aponte a credibilidade da política fiscal brasileira entre 2002 e 2013, a política monetária não consegue provocar alterações no comportamento da dívida pública.

---

<sup>8</sup> Pela Tabela 4, o coeficiente da variável  $i_t$ , embora pequeno, assintoticamente significativo.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

## Referências

AINZEMAN, J.; MARION, N. "Using Inflation to Erode the US Public Debt." *Journal of Macroeconomics*, n. 33, p. 424-541, 2011.

AIYAGARI, S.R.; GERTLER, M. "The Banking of Government Bonds and Monetarism." *Journal of Monetary Economics*, n. 16, p. 19-44, 1985.

BARBOSA, F. H. "A Estabilização Inacabada." *Revista de Economia Mackenzie*, Ano 1, n. 1, p. 11-26, 2003.

BLANCHARD, O. "Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lesson from Brazil." NBER WP, n. 10389, 2004.

CARDOSO, E. "O Processo Inflacionário no Brasil e suas Relações com o Déficit e a Dívida do Setor Público." *Revista de Economia Política*, v. 8, n. 2, 1998.

\_\_\_\_\_. "A Inflação no Brasil." (In) ALKIMAR, R. Moura (org.) PAEG e REAL – Dois Planos que Mudaram a Economia Brasileira. Editora FGV, 2005.

CHAREMZA, W.W; DEADMAN, D.F. *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*. UK: Edward Elgar, 1997.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

\_\_\_\_\_. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time  
Series With Unit Root." *Econometrica*, v.49, n.4, p. 1057-1073,  
1981.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. "Cointegration and Error Correction:  
Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, v.55, n.2,  
p. 251-276, 1987.

FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. "Monetary and Fiscal Policy  
Interactions in Brazil: an Application to the Fiscal Theory of the Price  
Level." *Estudos Econômicos*, São Paulo, v.35, n.4, p. 675-685,  
2005.

GADELHA, S. R. B.; DIVINO, J. A. "Dominância Monetária ou  
Dominância Fiscal no Brasil? Uma Análise de Causalidade."  
*Economia Aplicada*, v. 12, n. 4, p. 659-675, 2008.

GIAMBIAGI, F. "Necessidades de Financiamento do Setor Público:  
Bases para a Discussão do Ajuste Fiscal no Brasil – 1991/96."  
*Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27, n. 1, 1997.

JOHANSEN, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal  
of Economic Dynamic and Control*, 12, pp.231-254, 1988.

JOHANSEN, S. e JUSELIUS, K. "Maximum Likelihood Estimation and  
Inference on Cointegration – with Application to the Demand for  
Money." *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 42, pp. 169-210,  
1990.

JOINES, D. H. "Deficits and Money Growth in the United States."  
*Journal of Monetary Economics*, n. 16, p. 329-351, 1985.

Artigo original

Hegemonia – Revista Eletrônica de Relações Internacionais do Centro  
Universitário Unieuro

ISSN: 1809-1261

UNIEURO, Brasília, número 17, 2016, pp. 29-62.

KING, R. G.; PLOSSER, C. I. "Money, Deficits, and Inflation." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 22, p. 147-196, 1985.

LARA RESENDE, A. "Políticas para o Crescimento: a Experiência da América Latina." Seminário realizado em Mangaratiba, Rio de Janeiro, março 1994, Lara Resende, André (moderador), Introdução, p. 9-17, editado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), 1995.

LEEPER, E. M. "Equilibria Under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies." *Journal of Monetary Economics*, n. 27, p. 129-147, 1991.

MISSALE, A.; BLANCHARD, O. J. "The Debt Burden and Debt Maturity." *The American Economic Review*, v. 84, n. 1, p.309-319, 1994.

MOREIRA, T. B. S.; ALMEIDA, C. L.; SOUZA, G. S. "Política Fiscal e Monetária: Ativa ou Passiva? Uma Análise Empírica e Suas Implicações Sobre as Regras Ótimas de Política Monetária." *Cadernos de Finanças Públicas*, n. 7, Brasília, p. 111-131, 2006.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic." *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly*, 1981.

WALSH, C. E. *Monetary Theory and Policy*. Cambridge: The MIT