



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE E
SECRETARIADO EXECUTIVO
CURSO DE ECONOMIA

ISADORA GONÇALVES COSTA

DÍVIDA PÚBLICA E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

FORTALEZA
2014

ISADORA GONÇALVES COSTA

DÍVIDA PÚBLICA E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. José Coelho Matos Filho.

FORTALEZA

2014

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade

-
- C872d Costa, Isadora Gonçalves.
Dívida pública e política monetária no Brasil / Isadora Gonçalves Costa. – 2014.
33 f. : il. color., enc. ; 30 cm.
- Monografia (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia,
Administração, Atuária e Contabilidade, Curso de Ciências Econômicas, Fortaleza, 2014.
Orientação: Prof. Dr. José Coelho Matos Filho.
1. Política tributária. 2. Dívida pública. I. Título.

ISADORA GONÇALVES COSTA

DÍVIDA PÚBLICA E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Economia.

Aprovada em: ___/___/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. José Coelho Matos Filho (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Prof. Dr. Marcelo de Castro Callado
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Prof. Dr. Ricardo Antônio de Castro Pereira
Universidade Federal do Ceará (UFC)

A Deus.

Aos meus pais.

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. José Coelho Matos Filho, pela dedicação e excelente orientação.

Aos professores participantes da banca examinadora Dr. Marcelo de Castro Callado e Dr. Ricardo Antônio de Castro Pereira pelas preciosas colaborações e sugestões.

Aos professores Ms. José Henrique Félix e Dr. Fabrício Linhares pela disponibilidade, sem vocês esse trabalho não seria possível.

Ao Pe. Antônio Gonçalves e Pe. Miguel que me propiciaram a oportunidade de está aqui concluindo este trabalho.

Aos meus tios Havilan Gonçalves e Vilânia Gonçalves que sempre me ajudaram e me deram muito carinho. Eu amo vocês.

Aos meus pais e irmãos que nunca me deixam desistir.

Aos meus avós maternos e paternos, em especial ao Vô Pedro e a Vó Vilanir que me deram educação e valores. O meu amor por vocês é eterno!

Aos colegas da turma de graduação, principalmente aos grandes amigos: Xavier Filho, André Oliveira, Cleidiane Lima, Helenir Crispim, Bruno Ítalo, Felipe Cardoso, Tais Amanda, Daniel Coelho e Isabelle Teixeira.

À grande amiga e colega de curso Letícia Bezerra pela colaboração, sugestões e horas incansáveis de estudo.

À estimada amiga Nara Romero que sempre esteve ao meu lado e mostrou-me que o sentimento de irmandade vai além dos laços consanguíneos.

Às amigas Mayara Moreira, Lara Sales e Cintia Leitão que me deram os momentos mais divertidos da minha vida.

À Gladdys Albuquerque pela atenção, carinho e conselhos.

RESUMO

Este estudo objetiva verificar a existência de dominância fiscal ou monetária na economia brasileira no período de 2002 a 2013. Investiga-se se dívida pública contém uma relação sustentável com a política monetária, através do teste de causalidade de Granger. Os resultados mostram que a economia brasileira encontra-se sob um regime de dominância monetária, segundo a conceituação proposta por Sargent e Wallace (1981). Além disso, o modelo evidencia que autoridade monetária, no curto prazo, através de seu instrumento de política não consegue influenciar a trajetória da dívida pública sugerindo fraqueza em sua credibilidade.

Palavras-chave: Dominância Fiscal. Política Fiscal. Causalidade de Granger.

ABSTRACT

The purpose of this research is to verify the existence of fiscal or monetary dominance in the Brazilian economy during 2002-13 period. This paper investigates whether public debt is sustainable with monetary policy, using the Granger causality test. Analyses result showed that the Brazilian economy is under a regime of monetary dominance, according to the definition proposed by Sargent and Wallace (1981). Furthermore, the model shows that monetary authority, in the short run, through its policy instruments cannot influence on the trajectory of public debt, which suggests its weak credibility.

Key-words: Fiscal dominance. Fiscal policy. Granger causality.

LISTA DE GRÁFICO

Gráfico1 – Dívida Bruta x Dívida Líquida.....	20
---	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste ADF de raiz unitária.....	27
Tabela 2 – Teste de Cointegração de Johansen.....	27
Tabela 3 – Teste de Causalidade de Granger aplicado ao VEC.....	28
Tabela 4 – Significância dos Coeficientes de Cointegração.....	29

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	REFERENCIAL TEÓRICO	11
3	METODOLOGIA	19
3.1	Dados.....	19
3.2	Tratamento Econométrico.....	20
3.2.1	<i>Análise de Cointegração</i>	20
3.2.2	<i>Teste de Causalidade de Granger</i>	25
4	ANÁLISE DE RESULTADOS	27
4.1	Teste de Raiz Unitária.....	27
4.2	Teste de Cointegração de Johansen.....	27
4.3	Teste de Causalidade de Granger.....	28
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	30
6	REFERÊNCIAS	31

1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre as causas da inflação na economia brasileira são sempre temas relevantes, dado o histórico de descontrole inflacionário que vivenciamos no decorrer do século XX, principalmente na década de 1980 e início da década de 1990.

A inflação e suas consequências desastrosas na atividade econômica, na geração de emprego e na distribuição da renda na economia nacional foram amenizadas após um plano de estabilização econômica proposto por Fernando Henrique Cardoso, o Plano Real. Apesar do sucesso inegável do plano no que se refere ao controle dos aumentos de preços, Barbosa (2003) afirma que a estabilização gerada a partir desse plano é uma obra inacabada, visto que a questão fiscal não foi resolvida, apenas transferindo o problema para o futuro.

Na mesma linha de raciocínio, Cardoso (1988) e Giambiagi (1997) têm considerado os desequilíbrios fiscais do setor público como uma causa do processo inflacionário brasileiro. Nesses moldes, o presente trabalho pretende verificar, através do teste de causalidade Granger, se na atual conjuntura de repique inflacionário e na dificuldade do Banco Central controlar a mesma, os descompassos fiscais do Estado é um fator de relevância e assim verificar se existe dominância fiscal na economia brasileira, e assim concluir se a dívida pública é um fator explicativo da inflação.

As hipóteses para a resolução da problemática decorrem da atual dificuldade de geração de superávits fiscais e do aumento significativo do nível geral de preços, provavelmente, devido aos aumentos dos gastos da máquina pública, apesar de o Governo apresentar em suas rubricas contábeis valores comedidos de gastos, entretanto esse valor merece cautela, pois não é forçoso desconfiar de manobras contábeis para construir um “número agradável”.

Além dessa introdução, o texto está dividido em quatro seções. A segunda apresenta uma revisão da literatura sobre estudos que tratam da relação entre política monetária e política fiscal, enquanto na terceira discute-se a metodologia utilizada no trabalho, abordando subseções de esclarecimentos sobre a coleta dos dados e os testes econométricos usados na análise. Na quarta seção são apresentados os resultados dos testes estatísticos, ficando a quinta e última parte reservada às considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Na 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.

Controlar o comportamento da inflação é uma tarefa pouco trivial. Apesar disso, é possível praticar uma política monetária de modo a controlar a inflação em um nível que permita à economia promover o crescimento sustentado, mesmo que tal controle dependa 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, (Resende, 1995, p.10-11 *apud* GIAMBIAGI, 1997, p.7) afirmou, no contexto do Plano Real que:

[A] eliminação do déficit público (...) [é] (...) condição para qualquer programa de estabilização bem-sucedido. Dois pontos merecem atenção na questão do déficit público. O primeiro é quanto à definição do déficit, que não deve ficar restrita à do déficit fiscal do Tesouro. O segundo é quanto à distinção entre equilíbrio transitório e equilíbrio permanente. A questão da permanência deve ser crucial. A estabilização exige que sejam criadas as condições para o equilíbrio intertemporal das contas públicas de forma permanente. Não basta gerar um superávit fiscal temporário com base num esforço de contenção de

despesas e de 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, pois apesar deste plano ter provocado uma reforma fiscal não adotada até então no país¹, segundo Barbosa (2003), o Plano Real teve êxito em interromper o financiamento do déficit público por meio de emissão de moeda, no entanto esse déficit passou a ser financiado pela emissão de dívida pública, produzindo uma dívida cumulativa e uma taxa real de juros que inibe o crescimento econômico.

O *insight* para ligar os fenômenos fiscais às ações de política monetária parte da noção de 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 governo, necessitamos entender sua restrição orçamentária. Para isso, adaptando e desenvolvendo as equações de Walsh (1998), a restrição orçamentária do Tesouro Nacional é representada como:

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

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 sobrescrito 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:

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

¹ No ano de 1999 em meados do Plano Real houve uma reforma na política fiscal não adotada até então no país. Embora houvesse dificuldades inegáveis para viabilizar politicamente uma estratégia fiscal ortodoxa, o fato é que as autoridades não exibiram o mesmo rigor, antes de 1998, na adoção de mecanismos de controle das contas públicas, que vieram a revelar depois a partir de 1999, no contexto da crise externa e fiscal que gerou a necessidade de negociar o acordo com o FMI no final de 1998/início de 1999 (GIAMBIAGI, 2002).

Aqui, $(B_t^M - B_{t-1}^M)$, onde o sobrescrito M remete à autoridade monetária, representa a aquisição de dívida pública pelo banco central, $(i_t B_{t-1}^M)$ 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:

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

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:

$$g_t + r_t^* b_{t-1} = t_t + (b_t + b_{t-1}) + \frac{H_t - H_{t-1}}{P_t N_t y_t} \quad (4)$$

onde as letras minúsculas representam valores das variáveis deflacionados pelo nível de preços, população e produto real 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 de juros real

(r) seja definida *ex ante* e que a taxa de inflação esperada seja π^e , então $1 + i = (1 + r)(1 + \pi^e)$, de modo que somando e subtraindo

$b_{t-1} \frac{(1 + r_t)(1 + \pi_t^e)}{(1 + \pi_t)(1 + n_t)(1 + \lambda_t)}$ na equação (4) e rearranjando, vem:

$$g_t + \frac{r_t - n_t - \lambda_t}{(1 + n_t)(1 + \lambda_t)} b_{t-1} = t_t + (b_t - b_{t-1}) + \frac{(1 + r_t)(\pi_t - \pi_t^e)}{(1 + \pi_t)(1 + n_t)(1 + \lambda_t)} b_{t-1} + \frac{H_t - H_{t-1}}{P_t N_t y_t} \quad (5)$$

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:

$$s_t = (h_t - h_{t-1}) + \frac{\pi_t + n_t + \lambda_t}{(1 + \pi_t)(1 + n_t)(1 + \lambda_t)} h_{t-1} \quad (6)$$

onde: $\pi_t + n_t + \lambda_t \approx (1 + \pi_t)(1 + n_t)(1 + \lambda_t) - 1$.

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 (π) e do crescimento da população (n) sobre a demanda por saldos reais per capita. Por sua vez, a parcela envolvendo (λ) 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 λ , 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 $\frac{(1+x)(1+w)}{(1+z)} \approx 1 + x + w - z$, a equação (5) pode ser escrita, levando (6) em consideração, como:

$$g_t + (r_t - n_t - \lambda_t)b_{t-1} = t_t + (b_t - b_{t-1}) + (1 + r_t)(\pi_t - \pi_t^e)b_{t-1} + S_t \quad (7)$$

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:

$$g_t + (r_t - n_t - \lambda_t)b_{t-1} = t_t + (b_t - b_{t-1}) + S_t \quad (8)$$

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

$$(1 + \rho)b_{t-1} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{g_{t+i}}{(1 + \rho)^i} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{t_{t+i}}{(1 + \rho)^i} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{S_{t+i}}{(1 + \rho)^i} + \lim_{i \rightarrow \infty} \frac{b_{t+i}}{(1 + \rho)^i} \quad (9)$$

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,

$$(1 + \rho)b_{t-1} = - \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Delta_{t+1}}{(1 + \rho)^i} \quad (10)$$

Onde $\Delta = g - t - s$, de sorte que, se a dívida existente for positiva ($b_{t-1} > 0$), então o governo deverá produzir superávits no futuro, superávits estes a serem produzidos pelo ajustamento nas despesas, nos impostos ou na senhoriagem.

Para testar empiricamente se os requerimentos do equilíbrio intertemporal são alcançados, em termos de séries temporais, testa-se se os comportamentos das despesas, das receitas de impostos e da dívida, do governo, são consistentes com o equilíbrio intertemporal, ou se o governo é solvente 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 (Δ) 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 mostrado acima às autoridades fiscal e monetária tem que agir em harmonia, entretanto esses possuem instrumentos de política econômica, finalidades e preferências distintas, que podem levá-las a se comportarem de formas antagônicas produzindo deformidades no sistema econômico. Por exemplo, se o governo gastar em demasia pode ser requerida 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, tal fato aumentaria o estoque de dívida do governo, provocando distorções nas políticas fiscais do estado.

A vasta literatura sobre as influências mútuas entre política monetária e fiscal indica que uma maneira de estudar a interação entre as políticas monetária e fiscal é testar se uma longa sequência de déficits primários tem implicações para a necessidade de senhoriagem no futuro, dado que 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. 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.

Outro 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) modelam 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 outra abordagem de análise, Missale e Blanchard (1994) usam 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 efetiva² e a relação dívida/PIB, resultado corroborado em Aizenman 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.

Em estudos realizados na conjuntura econômica do País sobre existência de dominância fiscal ou monetária no sistema econômico nacional destaca-se o estudo de Blanchard (2004) no qual 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 – a economia brasileira é um caso, no período analisado – ou seja, quando Banco Central não tem controle de fato da inflação. Assim, o autor é incisivo quando afirma que um país onde adota o regime de metas de inflação em um contexto de dominância fiscal, ou seja, quando a política monetária não é capaz de controlar a inflação, em decorrência de desequilíbrios na política fiscal, e sob certas condições, o instrumento correto para combater a inflação seria a política fiscal, ao invés da política monetária.

No mesmo enfoque Gadelha e Divino (2008) verificam a existência de dominância fiscal na economia brasileira pós-Plano Real no período de 1995 a 2005. O resultado encontrado neste estudo é que o país encontra-se sob um regime de dominância monetária. O estudo de Fialho e Portugal (2005) também conclui que o Brasil entre os anos de 1995 a 2003 viveu um regime de dominância monetária. Já o trabalho de Moreira, Almeida e Souza (2006) investiga se as políticas monetária e fiscal foram ativas entre os anos de 1999 a 2004, encontrando que a economia brasileira operou com políticas passivas tanto na área monetária, como na fiscal.

Colocando em perspectiva as discussões dos parágrafos acima e em função do renovado interesse nos temas ali relacionados, há uma ampla gama de estudos que pode ser levada a efeito sobre as interações entre política

²A noção de maturidade efetiva trata a dívida em poder do público estrangeiro e a dívida indexada como dívida com prazo de maturidade zero ou de maturidade imediata.

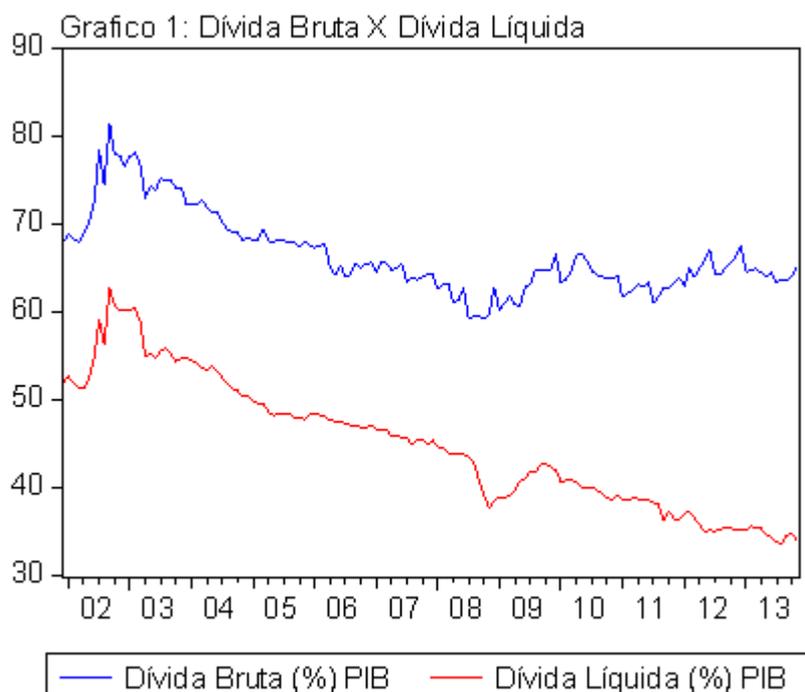
monetária e fiscal. O presente trabalho buscará diagnosticar a existência de dominância fiscal ou monetária na economia brasileira entre os anos de 2002 a 2013 visto que o tema não é consensual entre os estudiosos do assunto e de suas importantes implicações na condução das políticas econômicas.

3 METODOLOGIA

3.1 DADOS

Com intuito de testar se há dominância fiscal na economia brasileira é utilizado como base o modelo de Sargent e Wallace (1981), assim as variáveis utilizadas na análise são: taxa de juros, dívida pública e superávit primário. O estudo irá contemplar o período de 2002 a 2013, com observações mensais.

A taxa de juros nominal é o instrumento de ação do BACEN, i_t , foi representada pelo *over selic*. A dívida pública, d_t , é representada pela dívida bruta do setor público; que envolve os governos (federal, estadual e municipal), BACEN e empresas estatais no âmbito federal, estadual e municipal – ou seja, o setor público não financeiro e o BACEN; como percentagem do Produto Interno Bruto (PIB). A escolha da dívida bruta ao invés da dívida líquida se justifica pelas possíveis manobras contábeis do Governo na última, já que esta se qualifica como pelo saldo líquido entre as dívidas e os créditos do setor público não financeiro e do BACEN, podendo o Governo, como tem o controle dos ativos, manipular a rubrica. Perceba no Gráfico 1, abaixo, que a partir de 2009 começa a haver um *gap* crescente entre os valores da dívida bruta e da líquida, qual a dívida líquida declina e a bruta ascende. A série superávit primário como percentagem do PIB, sp_t , se configura como o inverso das necessidades de financiamento do setor público não financeiro e do BACEN, sem desvalorização cambial sobre o estoque da dívida mobiliária interna.



Fonte: Elaboração própria utilizando dados do IPEA.

Esta pesquisa de caráter quantitativo utilizou informações de fontes secundárias de dados coletadas nos bancos de dados eletrônicos³ do Instituto de Pesquisa de Economia Aplicada (IPEA) e do Banco Central do Brasil (BACEN).

3.2 TRATAMENTO ECONÔMETRICO

3.2.1 ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

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

Uma série $\{x_t\}$ é dita estacionária, se: $E(x_t) = \mu$, $Var(x_t) = \sigma_x^2$, e $Cov(x_t, x_{t+j}) = \sigma_j$.

Caso a série não seja estacionária as condições de estacionaridade não se verificam. Tome a equação (1) abaixo:

$$y_t = y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

³ Os dados estão disponíveis nos endereços eletrônicos: www.ipea.gov.br e www.bacen.gov.br.

Note que: $Var(y_t) = t\sigma_y^2$ e $Cov(y_t, y_{t-j}) = (t-j)\sigma_y^2$. Ou seja, tanto a variância como a covariância dependem do tempo, o que destoa das premissas.

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 são não estacionárias, o resultado pode ser um modelo com testes estatísticos promissores, porém sem qualquer sentido. A isto chamamos regressão espúria.

Uma série não estacionária pode ser transformada em uma série estacionária após ser diferenciada d vezes, isto é, passa a dita ser uma série integrada de ordem d . Assim se x_t for uma série integrada de ordem d , então podemos denotá-la como $x_t \sim I(d)$. Dessa forma, se $x_t \sim I(2)$, então:

$\Delta^2 x_t = \Delta(\Delta x_t) = \Delta(x_t - x_{t-1}) = (x_t - x_{t-1}) - (x_{t-1} - x_{t-2}) = x_t - 2x_{t-1} + x_{t-2}$ é uma série estacionária. Por outro lado, se $x_t \sim I(0)$ não é necessário diferenciá-la para estacionarizá-la.

Os testes de raiz unitária são úteis para verificar a estacionaridade dos ruídos das séries, pois dada a constatação de tal fato poderá proceder a inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com base na realização de um processo estocástico. Caso contrário, não é possível confiar nos testes estatísticos, já que os intervalos de confiança estarão distorcidos.

O teste pioneiro para a verificação da existência ou não de raiz unitária foi descrito por Dickey e Fuller (1979). Todavia esse teste tinha a premissa que o erro fosse um ruído branco, ou seja, que não seria possível haver correlação serial entre erros da série, o que poderia provocar distorções no poder do teste. Em outro trabalho Dickey e Fuller (1981) tentam ajustar esse problema estimando o modelo com variáveis auto-regressivas, obstinando corrigir os desvios do valor correto da estatística, esse teste foi batizado de Dickey Fuller Aumentado (ADF). Esse teste nada mais é do que um meio para verificar se há correlação serial entre os erros, no qual a estatística utilizada é:

$$\tilde{\Delta y}_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

onde k representa o número de defasagens necessárias ou estatisticamente significantes e onde o procedimento de decisão é o mesmo que para o teste de Dickey e Fuller (1979): comparam-se os valores calculados das estatísticas t

associados aos parâmetros δ com os valores críticos tabelados. Se as estatísticas calculadas forem menores (mais negativas) do que os valores críticos inferiores, rejeita-se $H_0: \delta = 0$, ou seja, não é aceita a hipótese nula de raiz unitária.

Said e Dickey (1984) ainda consideram que esse teste pode ser usado em modelos mais sofisticados, possuindo termos de médias móveis, pois dada a invertibilidade, todo processo de médias móveis pode ser transformado em um auto-regressivo de ordem infinita.

É de suma importância notar que a realização do teste ADF é sujeita a ordem de defasagem do processo auto-regressivo. Como o propósito do teste é assegurar que os erros sejam estacionários, isto é, que o processo gerador dos erros seja um ruído branco, os testes devem ser conduzidos de modo a testar se os erros são independentes e identicamente distribuídos. Um guia simples é escolher k grande e reduzi-lo sistematicamente até encontrar o maior k significativo.

O teste ADF como dito antes depende da ordem de defasagem do auto-regressivo, mesmo que sejam usadas regras para contornar a esse problema. A fim de solucionar esse percalço Phillips e Perron (1988) fazem uma correção não paramétrica no teste ADF, tornando supérflua a especificação da ordem do auto-regressivo suficiente para retirar a correlação serial dos resíduos.

No estudo realizado por Eliot, Rothemberg e Stock (1996) é inferido que a utilização do teste ADF tem grande possibilidade cometer um erro do TIPO II. Assim os autores argumentam que uma forma de ser aumentado o poder do teste seria se fossem retirados os termos determinísticos da regressão do teste via mínimos quadrados generalizados, modificando o teste ADF, criando o DF-GLS. A regressão a ser estimada é:

$$\Delta y_t^d = \alpha_0 y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-1}^d + \epsilon_t \quad (3)$$

onde: Δ é o operador de diferenciação, $\epsilon_t \sim$ i.i.d e o sobrescrito d indica que a série é livre de termos determinísticos. A hipótese nula é que há raiz unitária, ou seja, $H_0: \alpha_0 = 0$ contra a $H_a: \alpha_0 < 0$ de que a série é estacionária.

Vistos os problemas de baixo poder do teste, NG e Perron (2001) percebem que além deste, os testes de raiz unitária também possuíam uma

questão relacionada ao tamanho do teste, ou seja, quando a raiz do processo de médias móveis é muito alta, isto é, próxima de 1. Os estudiosos propõem modificações no teste de Phillips e Perron (1988) usando um processo de expurgo de tendência, procedimento similar utilizado por Eliot, Rothemberg e Stock (1996) e o emprego dos “M” testes. Todavia os testes propostos por NG e Perron são sensíveis a ordem de defasagem do processo auto-regressivo, assim como o teste DF-GLS, acabando por sugerir mudanças nos tradicionais critérios de informação⁴, indicando que em termos práticos o Akaike Modificado (MAIC) minimiza possíveis distorções causadas pela seleção inadequada da defasagem do auto-regressivo.

Dado a pequena discussão acima sobre os testes de raiz unitária, optou-se utilizar o tradicional teste de raiz unitária ADF dado o seu melhor ajustamento aos dados.

No caso em que as variáveis do modelo possuam raiz unitária é conveniente testar se as séries são cointegradas, pois, mesmo sendo séries não estacionárias pode haver uma combinação linear entre essas séries que gere uma nova série que seja estacionária. Os estudiosos Engle e Granger (1987) definem cointegração da seguinte maneira:

As séries x_t e y_t são ditas cointegradas de ordem d , b , onde $d \geq b \geq 0$, escrita como $x_t, y_t \sim CI(d, b)$, se:

- 1) $x_t \sim I(d)$ e $y_t \sim I(d)$;
- 2) Existir um vetor de cointegração $[\alpha_1, \alpha_2]$ tal que $(\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t) \sim I(d - b)$;

Para o caso de n variáveis basta notar que se x_t é um vetor de dimensão $n \times 1$ de séries $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ e:

- 1) Cada $x_{1t} \sim I(d)$;
- 2) Existir um vetor α de dimensão $n \times 1$ tal que $x_t' \alpha \sim I(d - b)$;

Então $x_t \sim CI(d, b)$.

Havendo cointegração, utiliza-se o vetor cointegrante para obter uma combinação linear estacionária entre os fatores exógenos e estima-se um modelo vetor correção de erros (VEC).

⁴ Os critérios de informação usados na literatura econômica são: Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e Hanna-Quinn (HQ).

Entre os testes para verificar a cointegração, se destaca o *primal* que foi proposto por Engle e Granger (1987). Tecnicamente este teste é análogo ao teste de raiz unitária, isto é, testes do tipo DF e ADF podem ser utilizados para determinar se a combinação linear de duas ou mais variáveis é estacionária. Esse teste tem a vantagem de ser imediato e fácil de realizar. Os passos são descritos abaixo:

- 1) Testa-se a ordem de integração das variáveis envolvidas na relação;
- 2) Decide-se se o vetor cointegração é ou não conhecido a priori ou se tem de ser estimado;

2.1) Se o vetor de cointegração for conhecido a priori, basta substituir y_t pela combinação linear apropriada de variáveis que esperamos seja estacionária. Neste caso, o vetor de cointegração será conhecido a priori e igual a $[-1; 1]$.

2.2) Se o vetor de cointegração não for conhecido a priori, estaremos lidando com uma relação de longo prazo do tipo:

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (4)$$

cujo vetor de cointegração $[1, -\beta]$ tem de ser estimado.

Aqui usa-se DF ou ADF para testar a estacionaridade dos erros da regressão estimada. Isto é, testa-se a equação:

$$\Delta u_t = \delta u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

no caso da necessidade do teste DF ou testa-se a equação:

$$\Delta u_t = \delta u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

no caso da necessidade de um teste do tipo ADF.

Se concluirmos pela relação $u_t \sim I(0)$, então a combinação linear $(y_t - \beta x_t)$ é uma variável estacionária. Isto é, $(y_t - \beta x_t) \sim I(0)$.

O teste proposto por Johansen (1991) também se sobressai sob os testes de cointegração. Esse consiste em estimar séries de tempo via VEC simultaneamente aos vetores de cointegração, modelando as variáveis com

uma regressão de posto reduzido, no qual se calculam estimativas de máxima verossimilhança.

Tomando o VEC na forma:

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde X_t é o vetor coluna (3 x 1) que contém as séries taxa de juros (i_t) e as relações dívida/PIB (d_t) e superávit primário/PIB (sp_t). O coeficiente ϕ determinará a existência ou não de raiz unitária e a quantidade de vetores de cointegração a partir do seu posto. O termo $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$ guarda a relação de curto prazo entre as variáveis. Vista a equação (4) podemos estimar ϕ via máxima verossimilhança e obtermos os valores dos autovalores. A partir desse ponto, Johansen propõe duas estatísticas que podem ser empreendidas, sem prejuízo. Elas são:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

$$\lambda R(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{i+1}) \quad (9)$$

no qual $\hat{\lambda}_i$ autovalores estimados da matriz ϕ e T é o número de observações. A ordem de defasagem pode ser encontrada combinando o melhor critério de informação com a ausência de autocorrelação dos resíduos.

3.2.2 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

A análise de causalidade consiste em um método econométrico que propicia inferir se uma variável é capaz de prever outra e em que condições. Os estudiosos Charemza e Deadman (1997) definem fundamentalmente: x é uma Granger-causa de y , se y no presente pode ser previsto com maior precisão usando 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 procedência temporal entre as variáveis, assim, se somente x contém informação passada que contribui para a previsão de y , então podemos dizer que x Granger-causa y . Além disso, a partir definição dada acima, esta pode ser estendida para a ideia de *causalidade instantânea de Granger* significando que y corrente pode ser melhor predito utilizando os valores passados e corrente de x , mantendo-se tudo o mais constante.

Em um modelo no qual todas as séries são estacionárias a realização do teste de causalidade pode ser realizada a partir de um vetor autorregressivo (VAR)⁵, de acordo com Bueno (2008):

$$1) \text{ Estime } y_t = \theta_{20} + \sum_{i=p}^p \theta_{i,21} x_{t-i} + \sum_{i=p}^p \theta_{i,21} y_{t-i} + e_{2t} \quad (1)$$

2) Teste se x não Granger-cause y usando o teste de F, sob:

$$H_0: \theta_{1,21} = \theta_{2,21} = \dots = \theta_{p,21} = 0 \times H_1: \theta_{i,21} \neq 0, i = 1, 2, \dots, p \quad (2)$$

em que a estatística do teste é dada por:

$$S_1 = \frac{(e_r^2 - e_u^2)/p}{e_u^2/(T-2p-1)} \rightarrow F(p, T - 2p - 1) \quad (3)$$

em que r representa restrito e u livre. Se $S_1 > F^{5\%}$, rejeita-se a hipótese nula, ou seja, x Granger-cause y .

Por fim, Bueno (2008) faz uma breve discussão problematizando que cointegração não significa Granger-causalidade. O autor afirma que conceitualmente cointegração é relacionado com equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, ao passo que Granger-causalidade é relacionada a previsão de curto prazo. Ainda mais o autor alerta que esse teste de causalidade não é a mesma coisa de um teste de exogeneidade, pois para que y_t seja exógeno a x_t , é necessário que y_t não seja afetado contemporaneamente por x_t . No entanto o teste de causalidade de Granger tanto valores correntes como passados de x_t sobre y_t .

⁵Com uma modelagem multi-equacional através do VAR podem ser construídos modelos econômicos mais completos que os modelos univariados que são, em muitos casos, limitados para expressar modelos econômicos mais complexos. O VAR pode ser expresso genericamente na forma, de acordo com Bueno (2008): $AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \epsilon_t$, em que: A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$; X_t é um vetor de n variáveis endógenas; B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; e ϵ_t é um vetor $n \times 1$ que são os erros aleatórios independentes e identicamente distribuídos.

4 ANÁLISE DE RESULTADOS

4.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

O resultado de teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) nas séries taxa de juros (i_t) e as relações dívida/PIB (d_t) e superávit primário/PIB (sp_t) são mostradas na Tabela 1. Esta aponta que as séries são integradas de primeira ordem, ou seja, a hipótese nula de raiz unitária não foi rejeitada para todas as séries em nível, isso tanto para o modelo apenas com intercepto, como contendo constante e tendência. Em primeira diferença, ocorre o inverso, todas as séries são estacionárias.

Tabela 1: Teste ADF de raiz unitária

Variável	Modelo	Lags	Valor crítico	P-valor	α (Nível de Significância)	Resultado
d_t	Constante	12	-2,770	0,076	5%	I(1)
d_t	Constante e Tendência	12	-1,820	0,690	5%	I(1)
i_t	Constante	12	-1,584	0,498	5%	I(1)
i_t	Constante e Tendência	12	-3,070	0,128	5%	I(1)
sp_t	Constante	11	-1,538	0,526	5%	I(1)
sp_t	Constante e Tendência	12	-2,743	0,221	5%	I(1)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os valores críticos do teste ADF são: 1) modelo com constante: -3,48(1%), -2,88(5%), 2,58(10%); 2) modelo com constante e tendência: -4,03(1%), -3,44(5%), -3,15(10%).

4.2 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Os resultados do teste de cointegração de Johansen são expostos na Tabela 2. Foram usadas cinco defasagens no VAR estimado, selecionadas pelo critério de informação de Akaike. Os dados mostrados na tabela indicam as séries em questão são cointegradas e que existe pelo menos um vetor cointegrante, considerando um nível de significância de 5%. Então, pode-se afirmar que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 2: Teste de Cointegração de Johansen

Rank	Autovalor	$\lambda_{traço}$	Valor crítico ($\alpha=5\%$)	P-Valor
r=0	0,206	45,393	35,192	0,002
r≤1	0,077	13,449	20,261	0,339
r≤2	0,016	2,338	9,164	0,710

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste do traço indica um vetor cointegrante ao nível de 5%.

4.3 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Os resultados do teste de causalidade de Granger aplicado ao VEC são mostrados na Tabela 3. Veja que a variável superávit primário/PIB Granger-causa unidirecionalmente a relação dívida/PIB ao nível de significância de 5%, apontando que a geração de superávits primários tem conseguido conter, no período de curto prazo, a dinâmica da dívida pública. Categoricamente, esse resultado aponta ganhos de credibilidade da política fiscal, caracterizando um regime de dominância monetária.

Tabela 3: Teste de Causalidade de Granger aplicado ao VEC

Variável Dependente: Δd_t			
Variável Independente	Valor Crítico	Lag	P-Valor
Δsp_t	13,460	5	0,019
Δi_t	4,841	5	0,435
Variável Dependente: Δsp_t			
Variável Independente	Valor Crítico	Lag	P-Valor
Δd_t	8,310	5	0,139
Δi_t	12,132	5	0,033
Variável Dependente: Δi_t			
Variável Independente	Valor Crítico	Lag	P-Valor
Δd_t	5,993	5	0,306
Δsp_t	3,850	5	0,000

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 4 foram evidenciados os resultados da análise de causalidade no curto prazo. Já na Tabela 5 é apontada a relação de causalidade das séries no longo prazo, constando a significância os coeficientes de cointegração. Na tabela abaixo verificam-se que os coeficientes de cointegração ao nível de 5% são estatisticamente significantes, indicando que no longo prazo, tanto a variável superávit primário/PIB como a taxa de juros quando variam afetam a variável dívida/PIB no equilíbrio, apesar de que o valor do coeficiente, em termos numéricos, da taxa de juros ser praticamente nulo.

Tabela 4: Significância dos Coeficientes de Cointegração

	Variáveis		
	Δd_t	Δsp_t	Δi_t
	-0,020	0,149	0,003
Erro padrão	0,016	0,034	0,001
Valor crítico	[-1,235]	[4,318]	[2,752]

Fonte: Elaboração própria.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo buscou averiguar a existência de dominância monetária ou fiscal na economia nacional entre os anos de 2002 a 2013 por meio de uma análise de causalidade permitida através do teste de causalidade de Granger. Foram utilizadas para a realização do referido teste a estimação de um modelo VEC e o teste de cointegração de Johansen, além do teste de ADF de raiz unitária.

Os resultados do teste de causalidade de Granger de curto e de longo prazo atentam que a superávit primário/PIB Granger-cause unidirecionalmente a relação dívida/PIB. Isso revela que variações no superávit primário provocam mudanças de trajetória na dívida/PIB no longo e no curto prazo. Sendo assim, podemos concluir que melhorias na estabilização na relação dívida/PIB podem ser obtidas por meio da geração de superávits primários, significando ganhos de credibilidade na política fiscal. Este resultado é corroborado pelos trabalhos de Fialho e Portugal (2005) e Gadelha e Divino (2008), entretanto contradiz o estudo de Blanchard (2004).

A variável taxa de juros não Granger-cause unidirecionalmente a relação dívida/PIB no curto prazo, todavia no longo prazo essa série possui influência na trajetória da dívida. Assim as decisões da política monetária, ao menos no curto prazo, não afetam a trajetória da dinâmica da dívida pública, isto expressa ressalvas na autonomia da autoridade monetária em fixar a taxa Selic ao nível que lhe for conveniente, ou seja, manter a inflação controlada.

Por fim, realizada a análise de causalidade podemos verificar que há credibilidade na política fiscal adotada entre 2002 a 2013 na economia brasileira no longo e curto prazo. No entanto a política monetária merece ressalvas, já que esta no curto prazo não consegue provocar variações no comportamento da dívida pública, apesar de que no longo prazo mostra credibilidade.

6 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.
- BUENO, R.D.S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- 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.
- _____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive 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.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v.64, n.4, 1996.

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. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v.59, n.6, p.1551-1580, 1991.

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

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

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.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v.69, n.6, p. 1519-1554, 2001.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v.75, n.2, p.335-346, 1988.

ROSAL, J. M. L.; FERREIRA, P. C. G. Imposto Inflacionário e Opções de Financiamento do Setor Público em um Modelo de Ciclos Reais de Negócios para o Brasil. *Ensaio Econômicos da EPGE*, n. 320, 1998.

SAID, E.; DICKEY, D.A. Testing for unit root in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v.71, n.3, p. 599-607, 1984.

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 Press, 1998.