

# **Déficit público e taxa de inflação: testes de raiz unitária e causalidade para o Brasil - 1991 - 1999\***

Divanildo Triches<sup>#</sup>  
Igor Alexandre C. de Moraes<sup>##</sup>

## **RESUMO**

Este trabalho faz uma breve revisão dos aspectos e da consolidação da restrição orçamentária pública e do Banco Central, além dos conceitos mais restritos de déficit público, isto é, a necessidade de financiamento do setor público, conceito primário e nominal. Estes últimos são usados para testar a causalidade com a taxa de inflação (IGP-DI), no período de agosto de 1994 a março de 1999. Inicialmente são feitos testes de raiz unitária e, posteriormente, de causalidade no sentido de Granger. Os resultados encontrados revelam que o déficit público nominal e primário causaram inflação durante o período pós Plano Real, não sendo verdade o contrário. Esse fato tende a ser consistente com as principais concepções teóricas do déficit público.

**Palavras-chave:** déficit público, inflação, teste de raiz unitária, teste de causalidade.

## **ABSTRACT**

This paper makes a brief revision of the concepts about public budget constraint in general and restrict aspects, such as nominal and primary public deficit. Some tests like the causality test, proposed by Granger are used to capture the relation between inflation, measured by IGP-DI (General indexes of Prices) and these concepts. Unit root tests are also applied to the series studied in this paper. The period of interest ranges from august, 1994 – after the implementation of the Real plan, to march, 1999 – after the change of the exchange rate regime. The results show that both nominal and primary public deficit caused inflation in the Real era, although the reverse is not true.

**Key Words:** nominal and primary public deficit, Inflation, Unit Root Tests, Causality tests

JEL Classification: C3, E31, E62, H62

## **1. Introdução**

A alta da inflação vivenciada pela maioria dos países da América Latina, em particular pelo Brasil ao longo dos anos 80 e parte dos anos 90, pode ser atribuída aos grandes e persistentes déficits orçamentários monetizados pelo banco central e pelo aumento do endividamento público. Desse modo, até a primeira metade da década de 90, os índices de preços apresentavam variação mensal elevada. O ajuste fiscal, por consequência, do governo,

---

\* Os autores agradecem a dois pareceristas anônimos pela contribuição e comentários valiosos. Como é usual, quaisquer imprecisões remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores. Esse texto foi publicado na Revista de Economia Política do Departamento de Economia FEA-FIPE/USP, v. 07, n. 02, p. 267-283, 2003.

# Doutor em economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e professor da Universidade de Caxias do Sul - e.mail: [dtriches@ucs.br](mailto:dtriches@ucs.br)

## Doutor em economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul - e.mail: [igor@poa.fiergs.org.br](mailto:igor@poa.fiergs.org.br)

nas três esferas, era basicamente feito por meio da depreciação dos valores reais das despesas públicas, em contrapartida da indexação das receitas, como discute Goldfajn (1998).

A estabilidade da economia brasileira viria a partir da implementação do Plano Real, em que taxa de câmbio em relação ao dólar norte-americano sofreu uma considerável apreciação. Com o sucesso no controle da taxa de inflação, o governo promoveu, paralelamente, a desindexação dos contratos que regiam as relações dos mercados. Estes fatores, em conjunto, influenciaram fortemente na composição do déficit público, que anteriormente era ofuscado pelas altas variações dos níveis de preços.

Apesar da estabilidade da inflação conseguida com o Plano Real, há consenso, na literatura e nos meios acadêmicos, de que a persistência das baixas taxas inflacionárias depende fundamentalmente do controle e, sobretudo, da redução do déficit público. O objetivo deste trabalho é fazer uma breve discussão sobre alguns conceitos existentes de medida do déficit público sem, no entanto, entrar no mérito das dificuldades metodológicas, como apontado por Alves (1998), Blejer e Cheasty (1999) e Ramalho (1986 e 1998). O teste de causalidade no sentido de Granger (1969) é utilizado para verificar a existência da relação causal entre as diversas definições de déficit público e a inflação, no período compreendido de 1994 a 1999. Este estudo está estruturado como segue. Na seção dois são abordados os aspectos teóricos e empíricos das medidas de déficit público. A metodologia que trata da formulação econométrica do teste de causalidade é abordada na seção 3. No item seguinte, discutem-se os resultados empíricos. Por fim, a seção cinco conclui o trabalho.

## **2. Abordagem teórica e empírica do déficit público**

O déficit orçamentário pode ser basicamente financiado de três formas: tomando emprestado do setor privado, reduzindo as reservas externas e emitindo moeda. Outra solução para o desequilíbrio crônico nas contas do governo, como discutido por Sachs & Larrain (2000), poderia se dar por meio de escolha de políticas que combinassem a redução de gastos e aumento de impostos. No entanto, esse tipo de política é de difícil implementação porque exige apoio da maioria do legislativo. A dificuldade aumenta nos países em que os governos são formados por coalizão que sofre forte pressão dos grupos de interesse organizados.

O equilíbrio intertemporal do orçamento público é de fundamental importância para a credibilidade da execução de políticas macroeconômicas, ou, mais especificamente, das políticas fiscais e monetárias. A restrição orçamentária do setor público ou do Tesouro, seguindo Walsh (1998), pode ser definida por:

$$G_t + i_{t-1}B_{t-1}^T = T_t + (B_t^T - B_{t-1}^T) + RBC_t \quad (2.1)$$

Todas as variáveis estão expressas em termos nominais. O lado esquerdo da equação 2.1 consiste dos gastos do setor público em bens, serviços e transferências ( $G_t$ ), mais o pagamento de juros sobre a dívida pública interna e externa, ( $i_{t-1}B_{t-1}^T$ ). O lado direito representa as fontes de recursos, provenientes da arrecadação fiscal ( $T_t$ ), novas emissões de títulos, ( $B_t^T - B_{t-1}^T$ ), mais as receitas do Banco Central, ( $RBC_t$ ).

Por outro lado, a autoridade monetária, representada pelo Banco Central, também tem uma restrição orçamentária, sendo que esta deve exibir a identidade entre os seus ativos e passivos, dada pela seguinte relação:

$$(B_t^M - B_{t-1}^M) + RBC_t = i_{t-1}B_{t-1}^M + (H_t - H_{t-1}) \quad (2.2)$$

onde ( $B_t^M - B_{t-1}^M$ ) representa a quantidade de títulos do Tesouro em poder do Banco Central, ( $i_{t-1}B_{t-1}^M$ ) são juros recebidos do Tesouro e, por fim, ( $H_t - H_{t-1}$ ) é a base monetária<sup>1</sup>.

Finalmente, a restrição orçamentária do setor governamental consolidada, isto é, o orçamento público e o orçamento do Banco Central, assume a seguinte forma<sup>2</sup>:

$$G_t + i_{t-1}B_{t-1} = T_t + (B_t - B_{t-1}) + (H_t - H_{t-1}) \quad (2.3)$$

As variáveis do lado direito da equação 2.3 mostram os recursos que o governo pode obter, quais sejam: os impostos ( $T_t$ ) (onde não está incluída a receita inflacionária), empréstimos do setor privado via emissão de títulos ( $B_t - B_{t-1}$ ) e, ainda, a emissão de moeda ( $H_t - H_{t-1}$ ).

<sup>1</sup> Esta é constituída pelo estoque de moeda mantido pelo público não financeiro, mais as reservas bancárias.

<sup>2</sup> Convencionou-se que  $B = B^T - B^M$ .

É importante apontar dois aspectos na análise intertemporal do orçamento do governo, quando existe uma longa seqüência de déficits públicos. O primeiro está associado a opções alternativas para financiar esse desequilíbrio fiscal e o segundo diz respeito aos custos envolvidos com o processo de financiamento. Assim, quanto mais tempo o governo despender para equilibrar o orçamento, tanto maior será a dificuldade de ajuste *a posteriori*, dado o aumento com gastos de juros sobre a dívida pública, ou seja,  $(i_{t-1}B_{t-1})$  em 2.3<sup>3</sup>.

Por outro lado, as economias com regime de taxa de câmbio fixa – em geral em desenvolvimento - têm mais restrições para financiar os déficits orçamentários. Nesse caso, o estoque moeda é determinado exclusivamente pela demanda por moeda, e se for constante, qualquer tentativa do governo de financiar via Banco Central gera simplesmente um aumento da base monetária por meio de perda de reservas externas. Em síntese, enquanto as reservas estiverem disponíveis, a nação poderá evitar a inflação. A taxa de câmbio permanece fixa no nível escolhido a um dado nível de preços externos. Com a paridade de poder de compra, os preços internos permanecem estáveis. Persistindo o déficit fiscal, haverá o esgotamento das reservas externas, que acabará levando mais pressão sobre a demanda por moeda internacional. Isso inevitavelmente implicará o colapso do sistema de câmbio fixo ou crise de balanço de pagamentos.

Nessa circunstância, a forma de financiar o déficit seria emitindo moeda. Isso significa que num sistema de taxa de câmbio flutuante o déficit público causa inflação; portanto, há um elo definido entre o tamanho do déficit e a taxa de inflação, ou seja, cada déficit gera uma certa taxa de inflação. Em outras palavras, os déficits orçamentários estão sendo financiados por meio de imposto inflacionário sobre os saldos monetários reais.

As condições de tomar emprestado de residentes privados permitiriam ao País sustentar o déficit sem perdas de reserva ou aumento do estoque de moeda, pelo menos no curto prazo. Entretanto, esse tipo de financiamento implica aumento da dívida pública que, no longo prazo, pode ser mais inflacionário do que o financiamento por emissão de moeda. Tal fato está diretamente associado à abordagem conhecida por desagradável aritmética monetarista.

---

<sup>3</sup> O déficit público é sustentável se  $\Delta B_t = B_{t+1} - B_t \sim I(0)$ . Ver Bohn (1991) ou Issler & Lima (2000).

A equação 2.3 relaciona, de forma mais específica, três conceitos de medição das necessidades de financiamento do setor público (NFSP): o conceito primário, o operacional e o nominal. O resultado primário associa as ações correntes do setor público com a sua trajetória de endividamento líquido, e é medido pela diferença entre as receitas fiscais totais (exceto ganhos de aplicações financeiras) e os gastos totais (exceto as despesas com juros nominais).

Neste sentido, essa medida avalia a sustentabilidade da política fiscal, relacionando a dívida atual consolidada com a capacidade do governo de honrá-la no longo prazo. Formalmente, o déficit primário pode ser expresso da seguinte forma:<sup>4</sup>

$$DP_t = G_t - T_t \quad (2.4)$$

onde  $(DP_t)$  é o déficit primário,  $(G_t)$  e  $(T_t)$ , como definidos previamente, são os gastos e receitas totais do governo respectivamente.

O segundo conceito é o de déficit operacional, que equivale ao déficit primário mais a incorporação de juros reais pagos pelo setor governamental sobre a dívida pública<sup>5</sup>. Por fim, tem-se o conceito de déficit nominal, que é o mais abrangente das medidas constantes na conta de necessidade de financiamento do setor público. Esse conceito adiciona ao déficit operacional os encargos derivados da correção monetária e cambial da dívida pública, e pode ser expresso por:

$$DN_t = G_t + (i_{t-1} + cm_{t-1})B_{t-1} - T_t \quad (2.5)$$

onde  $(DN_t)$  é o déficit nominal no período  $t$ ,  $(cm_{t-1})$  é a correção monetária e cambial, e  $(i_{t-1})$  é a taxa nominal de juros.

Os estudos empíricos têm constatado, embora de forma não tão robusta, a presença de causalidade entre o déficit público e a inflação. Nesse sentido, Cardoso (1998) investigou a

<sup>4</sup> Rückert (1992) faz uma revisão teórica das abordagens alternativas de déficits públicos e procura analisar a adequação dos diversos conceitos para a realidade brasileira ao longo dos anos 80.

<sup>5</sup> Em 2.4, teríamos que  $G^* = G_t + rB_t$ , onde  $B_t$  é o total da dívida no período  $t$  e  $r$  é a taxa de juro real.

relação da dívida interna e externa do setor público com o Produto Interno Bruto brasileiro. A autora constatou que quando essa relação representava apenas 4% do PIB em 1964, as taxas de inflação eram mantidas relativamente baixas. Aproximadamente 20 anos mais tarde, a relação dívida/PIB, agravada pelas correções monetárias e cambiais e pela elevação da taxa de juros real, cresceu para cerca de 50%. Paralelamente, as taxas inflacionárias assumiram proporções sem precedentes na história da economia brasileira<sup>6</sup>.

De acordo com Goldfajn (1998), os gastos do governo e a taxa de inflação para economia brasileira apresentam uma correlação positiva, quando a variação do nível de preços era pequena, e correlação negativa para os períodos hiperinflacionários. A conclusão do autor é que, para níveis baixos e médios de inflação, os gastos do governo criam pressões adicionais nos preços. Por outro lado, quando a taxa de inflação se torna muito alta, os choques na inflação tendem a reduzir os gastos do governo. Isso provavelmente se devia ao fato de os salários e os pagamentos do setor público não serem perfeitamente indexados aos índices de preços.

Com a finalidade de avaliar a endogeneidade da senhoriagem e a sustentabilidade da dívida pública brasileira ao longo do tempo, Issler & Lima (2000), usando dados das contas nacionais no período de 1947 e 1992, mostraram que o déficit público somente seria sustentável com a adição da senhoriagem na receita do governo<sup>7</sup>. O estudo também obteve evidências de exogeneidade dos gastos do governo, com a presença de causalidade, no sentido de Granger, entre gastos e impostos<sup>8</sup>.

A medida de déficit ou da dívida pública como percentual do produto doméstico pode ser vista como um indicador de sustentabilidade de longo prazo da política do governo. O orçamento do setor público, bem como qualquer outro de agente econômico privado, enfrenta o problema de restrição de recursos. Considerando um horizonte intertemporal, o valor presente de todos os gastos atuais e futuros, descontados por um determinado fator, deve ser menor ou igual ao valor presente do fluxo de receitas arrecadadas ao longo do tempo.<sup>9</sup> Em síntese, isso significa que se o crescimento econômico for inferior a taxa de juros real, *ceteris*

---

<sup>6</sup> Ver também Giambiagi & Além (1999).

<sup>7</sup> Os autores fizeram testes de raiz unitária e de co-integração para a série do déficit público como percentual do PIB e concluíram que essa variável era I(0), ou seja, estacionária para o período considerado.

<sup>8</sup> Para uma análise da relação entre o déficit público e a inflação nos anos 80, ver Pereira & Giambiagi (1990).

*paribus*, a relação dívida/PIB se tornará crescente, inviabilizando o seu pagamento no futuro<sup>10</sup>. Nesse sentido, o estudo de Baffes & Shah (1993), investigando a causalidade entre impostos e gastos nas economias argentina, mexicana e brasileira, constataram que, nas duas primeiras, os déficits eram estacionários e a causalidade fluía em ambas as direções, enquanto na última os déficits fiscais não se mostraram estacionários.

Por último, Blejer e Cheasty (1999) salientam que a análise precisa dos conceitos de déficit/superávit primário e nominal tende a ser uma tarefa bastante complexa. A existência de fatores temporários, tais como as receitas de privatizações, de concessões ou até de impostos provisórios, podem estar maquiando os resultados fiscais do setor público. Esse fato tende a ofuscar a real possibilidade de solvência do governo no longo prazo, minando, portanto, a sua credibilidade, além de não ser possível identificar se a presença de um déficit fiscal está contribuindo para gerar mais inflação futura.

### **3. Modelo econométrico de causalidade**

A abordagem teórica mostra que tende a existir uma relação entre déficit público e taxa de inflação, principalmente em economia em fase de desenvolvimento. Tal fato está fortemente ligado à falta de financiamento adequado, seja por deficiência de mercado de capitais, limitações de recursos externos ou por taxas de crescimento do produto inferiores à taxa de juros real, tornando a dívida pública insustentável no longo prazo. Desse modo, procura-se verificar, nesse estudo, a existência de uma relação de causalidade entre o déficit público nas suas definições (nominal e primário) e a taxa de inflação.

No final dos anos 60, Granger (1969) propôs um método que pode ser utilizado para verificar a relação causal entre as variáveis. Esses testes foram aplicados inicialmente na economia americana, com uma pequena reformulação dada por Sims (1972), e cujo objetivo era analisar a direção da causalidade entre a quantidade de moeda e o nível de renda nominal. Posteriormente, muitos outros trabalhos foram efetuados, utilizando esta metodologia, nas mais variadas economias, inclusive a brasileira<sup>11</sup>.

---

<sup>9</sup> Para maiores detalhes sobre esse tópico e a discussão da equivalência ricardiana, ver Barro (1976), Romer (1996), Sachs & Larrain (2000) e Walsh (1998).

<sup>10</sup> Bohn (1991) analisou o comportamento dos déficits orçamentários do governo norte-americano numa perspectiva histórica, i.e, 1792 a 1988. A principal conclusão foi de que cerca da metade a dois terços dos déficits foram relativos à redução dos impostos e o restante devia-se ao aumento dos gastos do governo.

<sup>11</sup> Ver, por exemplo, Triches (1990 e 1991), Baffes e Shah (1994) e Divino (2000).

O modelo desenvolvido por Granger propõe definições testáveis de causalidade e realimentação entre as variáveis, as quais, por sua vez, devem ser estacionárias e estocásticas. Dadas duas variáveis  $(X_t)$  e  $(Y_t)$  e definindo  $(A_t)$  como um processo com média zero e variância uniforme, e  $P_t(A/I)$  como um previsor ótimo não viesado e de mínimos quadrados de  $A_t$ , restrito ao universo de informações  $(I)$ , o erro de previsão da série é dado por:

$$\varepsilon_t(A/I) = A_t - P_t(A/I) \quad (3.1)$$

com variância  $\sigma^2(A/I)$ , isto é,  $(\sigma^2)$  é a variância condicionada.

A causalidade ocorre de  $(Y_t)$  para  $(X_t)$ , ou seja,  $(Y_t)$  causa  $(X_t)$  se  $\sigma^2(X_t/I)$  for menor do que  $\sigma^2(X_t/I - Y_t)$ , isto é,  $(Y_t)$  causará  $(X_t)$  se a inclusão de  $(Y_t)$  no universo de informações  $(I)$  melhorar a previsão de  $(X_t)$ . Em outras palavras, isto significa dizer que os valores passados de  $(Y_t)$  são úteis na predição de  $(X_t)$ , ou vice-versa.

Haverá realimentação entre  $(X_t)$  e  $(Y_t)$  se  $\sigma^2(X_t/I)$  for menor do que  $\sigma^2(X_t/I - Y_t)$  e  $\sigma^2(Y_t/I)$  menor do que  $\sigma^2(Y_t/I - X_t)$ , ou seja, se a inclusão das variáveis  $(Y_t)$  e  $(X_t)$  no universo de informações  $(I)$  tornar simultaneamente uma variância condicionada menor.

Designando o universo de informações  $(I)$  às séries  $(X_t)$  e  $(Y_t)$  como um processo estacionário e estocástico, o teste de causalidade de Granger é, então, dado pelas seguintes projeções lineares de  $(x_t)$ , em  $(X_{t-j})$ , e de  $(y_t)$ , em  $(Y_{t-j})$ :

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t \quad (3.3)$$



onde  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = E(\eta_t \eta_s) = 0$  para  $s \neq t$  e  $E(\varepsilon_t \eta_s) = 0$  para todo  $t$  e  $s$ , com  $m$  podendo assumir valores infinitos. Empregando o método de mínimos quadrados ordinários (OLS) para estimar as equações (3.2) e (3.3), pode ser visto que:  $(Y_t)$  causa  $(X_t)$ , ou  $X_t = F(Y_t)$  se os  $b_j$  em seu conjunto forem diferente de zero. Por outro lado,  $(X_t)$  causa  $(Y_t)$  ou  $Y_t = F(X_t)$  se os  $c_j$  também forem diferentes de zero no seu conjunto. Por fim,  $(Y_t)$  causa  $(X_t)$  e  $(X_t)$  causa  $(Y_t)$ , isto é, haverá uma causalidade que flui bidirecionalmente, ou uma realimentação entre as variáveis, quando os  $b_j$  ou  $c_j$  em seu conjunto forem diferentes de zero.

A partir da metodologia de Granger (1969), Sims (1972) desenvolveu o seu próprio método para testar a causalidade entre as variáveis, que foram popularizadas na literatura econômica como o teste de causalidade ou “Teste de Causalidade de Sims”.<sup>12</sup>

No presente trabalho, várias razões fizeram com que fosse escolhido o teste direto de causalidade inicialmente desenvolvido por Granger. Os estudos empíricos têm demonstrado que a metodologia adotada por Sims chega a conclusões bastante polêmicas, pois o teste é extremamente sensível tanto à presença de correlação serial, bem como à mudança dos procedimentos usados para tornar as séries estatísticas livres de autocorrelação residual, ou seja, ruídos brancos.<sup>13</sup>

#### 4. Análise dos resultados empíricos

Os testes de causalidade são feitos tomando como base o comportamento das séries dos dois conceitos de déficit público definidos na seção 2, ou seja, déficit primário e déficit nominal e a taxa de inflação medida pelo (IGP-DI)<sup>14</sup>. As variáveis são caracterizadas por processos estacionários estocásticos.

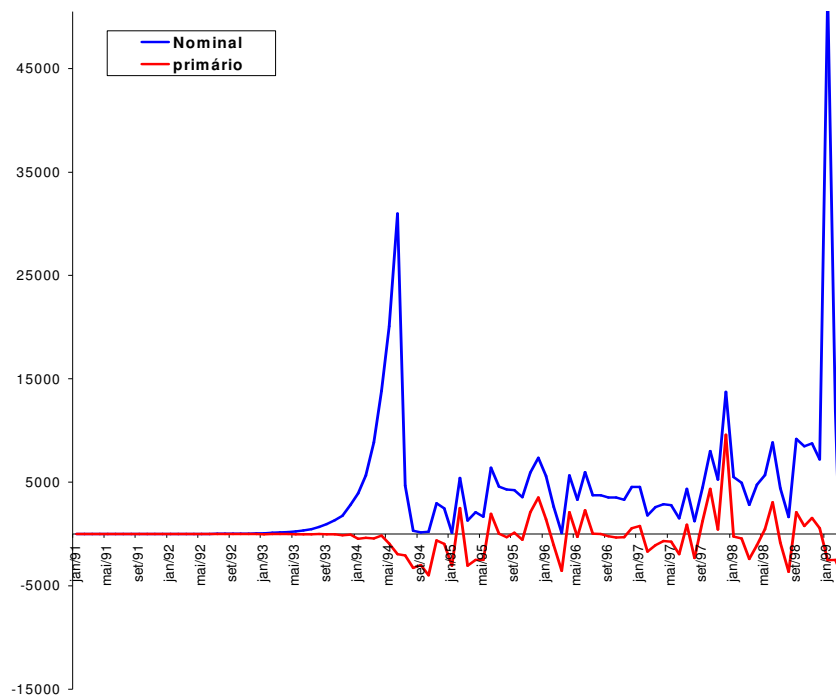
As informações estatísticas das variáveis têm periodicidade mensal e cobrem o período de Janeiro 1991 a março de 1999. O Gráfico 4.1 mostra o comportamento do déficit público nominal e primário. Percebe-se claramente a possibilidade de uma quebra estrutural,

<sup>12</sup> Sims (1972) foi um dos primeiros a usar o teste de causalidade para estudar o comportamento das variáveis moeda (meios de pagamentos e base monetária) e renda (Produto Nacional Bruto) nos EUA, no período de 1947 a 1969. Ele conclui que a moeda é exógena em relação à renda, o que é amplamente suportado pela teoria monetária tradicional.

<sup>13</sup> Uma síntese dos trabalhos empíricos para economia brasileira pode ser vista em Triches (1990 e 1991).

ou seja, uma mudança de regime na economia brasileira em 1994. Mais precisamente, esta quebra ocorre entre os meses de maio e setembro de 1994, que coincide com o período de implementação do Plano Real, e que também é coerente com os resultados apresentados por Issler & Lima (2000). A quebra estrutural torna-se mais nítida a partir da observação do comportamento da taxa de inflação, mostrada no Gráfico 4.2.

**Gráfico 4.1: Déficit público nominal e primário - Janeiro 1991-Março 1999**



Fonte: Banco Central do Brasil

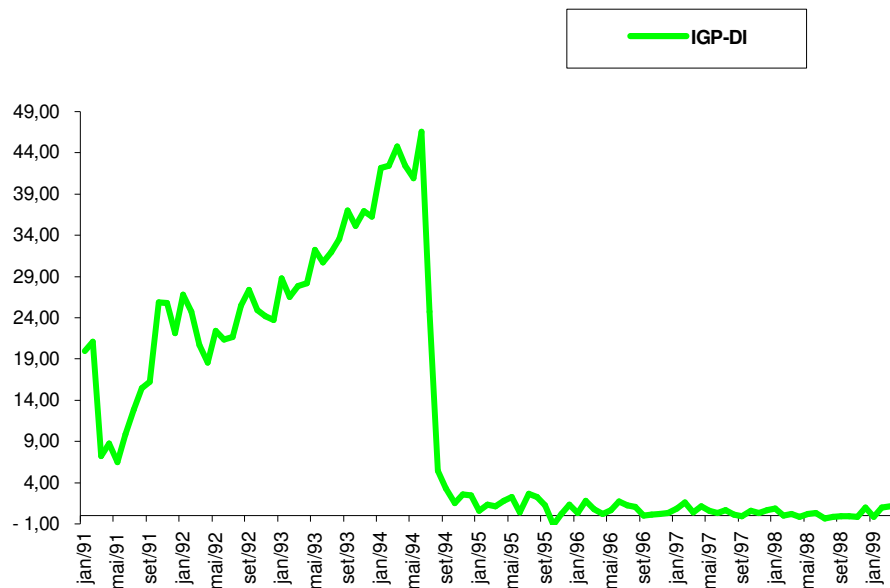
Nota: Os valores positivos das séries significam déficit e negativos superávits.

Levando em conta o período como um todo, nota-se uma forte evidência de que a taxa de inflação não se caracteriza como estacionária, ao passo que as definições de déficit primário e nominal tendem apresentar tal propriedade. Os problemas em considerar o período com a mudança estrutural são vários. Primeiro, a troca de regime tende a implicar mudança das expectativas por parte dos agentes econômicos. Segundo, a presença de raiz unitária de uma das variáveis e a estacionariedade nas demais impossibilita testar a causalidade entre elas.

<sup>14</sup> A necessidade de financiamento do setor público conceito operacional foi excluída por apresentar problemas relacionados ao tratamento estatístico da série.

Deste modo, as séries estatísticas são divididas em dois subperíodos. Isso permite que sejam efetuados os testes de causalidade, de raiz unitária e a formulação de uma equação final. Outra característica importante a ressaltar no Gráfico 4.1 diz respeito ao pico apresentado pela série “Necessidade de Financiamento do Setor Público Conceito Nominal” no início de 1999. Tal fato pode ser atribuído à mudança ocorrida no regime cambial, quando passou de um sistema com taxa de câmbio administrada entre margens de flutuações para um regime de taxa de câmbio flutuante. Essa alteração provocou uma forte desvalorização da moeda nacional *vis-à-vis* as principais moedas internacionais. A consequência imediata foi refletida pela elevação momentânea do déficit nominal, que capta correção da dívida pública brasileira atrelada à taxa de câmbio.

**Gráfico 4.2: IGP-DI - Janeiro 1991 - Março 1999**



Fonte: Fundação Getúlio Vargas.

Os resultados do teste de raiz unitária das séries, no período de janeiro 1991 a março 1999, estão apresentados na Tabela 4.1. Como era de certa forma esperado, a inflação tem raiz unitária. Todavia, a primeira diferença dessa série estatística se caracteriza por revelar um comportamento estacionário. Quanto às demais variáveis, i.e., déficit primário e déficit nominal, o teste confirma a existência de estacionariedade.

Procedeu-se em seguida a eliminação do período que incorpora a mudança de regime. Assim, novo teste foi feito para as três séries com dados de agosto de 1994 a março de 1999,

como mostra a Tabela 4.2. O resultado revela que a ordem de integração é igual zero, ou seja, todas passaram a ser estacionárias. Portanto, tornou-se desnecessário estimar um mecanismo de correção e erro ou tirar primeira diferença das séries. As informações de longo e curto prazo poderiam ser obtidas, nesse caso, por meio da formulação de um modelo com defasagens. Na realidade, o mecanismo de correção e erro utilizado no teste de causalidade proposto por Engel e Granger (1987) equivale a um vetor de cointegração defasado em um período. Este, por sua vez, é derivado de uma combinação linear entre duas ou mais séries estacionárias<sup>15</sup>.

**Tabela 4.1: Teste de raiz unitária para os conceitos de déficit público e taxa de inflação no período de janeiro 1991 a março 1999**

Variável	Dickey-Fulle (DF)			Dickey-Fuller aumentado (ADF)			I(.)
	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	
Déficit primário	-7.65**	-7.70**	-7.66*	-3.20(4)**	-3.28(4)*	-4.47(3)**	I(0)
Déficit nominal	-5.19**	-6.22**	-6.71**	-2.26(2)*	-3.07(4)*	-4.04(4)*	I(0)
Inflação	-0.972	-1.131	-2.38	-1.21	-1.56(4)	-3.01(4)	I(1)
$\Delta$ Inflação	-7.61**	-7.57**	-7.55**	-4.17(4)**	-4.16(4)**	-4.16(4)**	I(0)

Nota: I(.) refere-se à ordem de integração da série. Os valores são a estatística t para DF e ADF. Entre parênteses encontra-se o número de defasagem utilizado e  $\Delta$  significa a primeira diferença.

\* Significância a 5%.

\*\* Significância a 1%

Após de ter sido identificada a estacionariedade das séries, foi realizado o teste para verificar a direção da causalidade entre as variáveis, taxa de inflação e os dois conceitos de déficit público. Antes, porém, determinou-se número apropriado de defasagem de cada variável. Para isso, foi analisado autocorrelação das séries, que é verificada por meio da estatística *F*. Observou-se que as séries inflação e déficit nominal apresentam autocorrelação até a quarta defasagem. Isso significa que não é possível rejeitar a hipótese de que os quatro coeficientes da equação, em conjunto, sejam iguais zero. Já o déficit primário não é autocorrelacionado. Os testes de causalidade realizados, portanto, consideram quatro defasagens para cada variável. As informações derivadas desse tratamento econométrico podem ser observadas através da Tabela 4.3.

<sup>15</sup> Maiores detalhes sobre esse tema podem ser vistos em Ericsson (1983) e Johansen & Juselius (1990).

Assim, o teste da estatística  $F$  indica -  $b_j$  na equação 3.2 e  $c_j$  na equação 3.3, em conjunto - que a inflação é causada tanto pelo déficit nominal quanto pelo déficit público primário, enquanto a hipótese da relação de causalidade correndo no sentido contrário é rejeitada. Em outras palavras, a causalidade flui unilateralmente dos déficits conceito primário e nominal para a taxa de inflação. O que também significa dizer que as variações dos conceitos dos déficits públicos precedem, no tempo, as variações da taxa de inflação.

**Tabela 4.2: Teste de raiz unitária para os conceitos de déficit público e taxa de inflação no período de agosto 1994 a março 1999**

Variável	Dickey-Fuller (DF)			Dickey-Fuller aumentado (ADF)			I(.)
	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	S/Cons	C/Cons	C. e Tend	
Déficit primário	-6.26**	-6.20**	-6.11**	-2.91(4)**	-3.81(3)**	-3.67(3)*	I(0)
Déficit Nominal	-4.23**	-5.66**	-5.98**	-3.61(1)**	-5.49(1)**	-6.27(1)**	I(0)
Inflação	-3.87**	-5.45**	-6.41**	-2.58(4)*	-3.33(4)*	-4.30(4)**	I(0)

Nota: I(.) refere-se à ordem de integração da série. Os valores são a estatística t para DF e ADF. Entre parênteses encontra-se o número de defasagem utilizado.

\* Significância a 5%.

\*\* Significância a 1%

Este resultado tende a ser coerente com a abordagem teórica desenvolvida na seção 2, ou seja, que em os déficits orçamentários estariam sendo financiados por meio do imposto inflacionário e, portanto, cada déficit geraria uma parcela da taxa de inflação (ver Sachs & Larrain, 2000, p. 351). Para a economia brasileira, contudo, tal conclusão parece estar muito mais diretamente associada ao período antes do Plano real, em que se registravam altas taxas inflacionárias. Claramente, o que se observa o pós-Real é a substituição da fonte de financiamento do déficit público da economia brasileira, passando do imposto inflacionário para o endividamento público com o custo de uma elevadíssima taxa de juros real.

Vale salientar ainda que altos níveis de taxa de juros real foram necessários para dar sustentação a uma certa rigidez do regime cambial adotado no Plano Real até o início de 1999. Como consequência disso, uma grande soma das reservas externas foi transformada em endividamento público. De forma quantitativa, as reservas sofreram uma redução de quase 50% em apenas três anos, passando cerca US\$ 60,0 bilhões em 1996 para aproximadamente US\$ 36,0 bilhões em 1999. Essa queda não foi maior porque o governo decidiu mudar o regime de taxa de câmbio para flexível.

**Tabela 4.3: Teste de causalidade entre déficit público e taxa de inflação no período de agosto 1994 a março 1999.**

Regressões					
Defas/Estatística		DP causa $\pi$	$\pi$ causa DP	DN causa $\pi$	$\pi$ causa DN
Const		0.3817 (2.459)	598.70 (1.116)	0.79208 (2.615)	3684.7 (1.098)
D	- 1	0.24638 (1.797)	0.062747 (0.407)	0.2046 (1.516)	0.078773 (0.504)
E	- 2	-0.0379 (-0.268)	0.1033 (0.664)	-0.048564 (-0.364)	-0.3864 (-2.426)
P	- 3	0.16283 (1.138)	-0.14392 (-0.924)	0.19605 (1.479)	0.45816 (0.990)
	- 4	0.021985 (0.182)	-0.15548 (-1.050)	0.025883 (0.221)	0.61416 (1.390)
I	- 1	3.3602e-007 (0.008)	-963.29 (-2.032)	2.691e-005 (1.909)	885.19 (0.592)
N	- 2	-3.952e-006 (-0.088)	28.079 (0.057)	1.534e-005 (1.068)	-1311.7 (-0.886)
D	- 3	1.0581e-005 (0.235)	-222.58 (-0.450)	-8.741e-006 (-0.209)	-1511.8 (-1.029)
P	- 4	-0.0001338 (-3.125)	211.93 (0.507)	-0.000139 (-3.505)	195.63 (0.150)
R <sup>2</sup>		0.35263	0.151662	0.4052	0.220862
SER		0.6841	2364.53	0.65574	7267.46
DW		1.89	1.96	1.94	1.92
F		2.9278 (0.0106)	0.96092 (0.4786)	3.6617 (0.0025)	1.5236 (0.177)

Nota: Os valores entre parêntese referem-se à estatística “t”- prob. SER define o desvio padrão da regressão, DW, a estatística Durbin-Watson e F refere-se à estatística  $F$ , que testa os coeficientes da variável independente em conjunto. A variável DP representa o conceito de déficit público primário, DN, o conceito de déficit nominal e  $\pi$  é a taxa de inflação medida pelo IGP-DI. Os números com sinal menos na primeira coluna mostram as defasagens das variáveis dependente e independente.

Assim sendo, a ligação entre déficit público e a taxa de variação dos preços pós-Real tende a estar associada à elevação da taxa de juros real exigida pelo aumento do prêmio de risco sobre o crescimento do endividamento público. Esse fato compromete seriamente a credibilidade do governo brasileiro em honrar seus compromissos futuros, a menos que recorra novamente ao imposto inflacionário.

Outro problema em relação à persistência do aumento das despesas do governo acima da carga tributária e, portanto, na elevação da taxa de juros real diz respeito à apropriação da poupança privada da economia por parte do governo. Esse fato acaba levando o efeito

deslocamento do setor produtivo privado por meio da redução de investimentos, o que implica menores níveis das atividades.

Por último, a análise dos resultados dos testes de causalidade poderia permitir a inferência sobre a definição das variáveis endógenas e exógenas ou a característica da relação funcional entre elas. Em última instância, isso tornaria possível a construção de um modelo que procurasse também explicar o comportamento da taxa de inflação com base na evolução dos déficits públicos nominal e primário.

## **5. Conclusão**

Os testes de causalidade entre os conceitos de déficit público (primário e nominal) e a taxa de inflação foram realizados com objetivo de obter novas evidências sobre o papel do déficit público em gerar inflação. Na literatura teórica há um consenso relativamente consolidado sobre esse fato. Já os estudos empíricos têm se concentrado, em grande parte, nos aspectos conceituais e metodológicos da necessidade de financiamento do setor público e nas políticas de controle de gastos governamentais.

Os resultados dos testes de raiz unitária indicaram que as variáveis do déficit público são caracterizadas por um processo estacionários durante o período selecionado, isto é, de janeiro de 1991 e março de 1999. Já a taxa de inflação somente tem a ordem de integração igual a zero ou é estacionária no período pós-Plano Real.

No concerne à aplicação dos testes de causalidade para economia brasileira no período de agosto de 1994 a março de 1999, pode-se concluir a relação causal no sentido de Granger corre dos conceitos de déficit público nominal e primário para a taxa de inflação. Esse resultado tende a ser suportado pela teoria macroeconômica do setor governamental. Contudo, para economia brasileira, o elo de ligação entre o déficit público e a taxa de variação dos preços, no período pós-Real, parece estar associada à elevação da taxa de juros real exigida pelo aumento do prêmio de risco sobre o crescente endividamento público.

### **Referências bibliográficas**

ALVES, S. R.. O desafio do déficit público. **Revista de Economia Política**, São Paulo: Centro de Economia Política, v. 08, n. 02, p. 139 – 145, abr/jun. 1988.

BAFFES J. & SHAH, A.. Causality and co-movement between taxes and expenditures: Historical evidence from Argentina, Brazil, and Mexico, **Journal of Development Economics**, Elsevier Science B.V., v. 44, p. 311 – 331, 1994.

BARRO, R. J.. Are government bonds net wealth? **Journal of Political Economy**, Chicago: The University of Chicago Press, v. 82, n. 06, p. 1095 – 1117, 1976.

BLEJER, M. I. & CHEASTY, A.. **Como medir o déficit público**. Questões analíticas e metodológicas. Publicação da Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda, Brasília DF., 1999.

BOHN, H.. Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for US, **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam: North-Holland v. 27 n.03, p. 331 – 335, Jun. 1991.

CARDOSO, E. Déficit, dívida pública e inflação. **Revista de Economia Política**, São Paulo: Centro de Economia Política, v. 08, n. 02, p. 05 – 20, abr/jun. 1998.

DIVINO, J. A. C. A. Agregação monetária ponderada: uma análise de causalidade. **Economia Aplicada**, São Paulo, FIEPE/FEA/USP v. 04, n. 04, p. 723 – 742, out/dez. 2000.

ENGLE, R. E. and GRANGER, C. W. Cointegration and error correction: Representation, Estimation, and testing, **Econometrica**, Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, v. 55, n. 02, p. 251 – 276, Mar. 1987.

ERICSSON, N. R. Asymptotic properties of instrumental variables statistics for testing non-nested hypotheses. **The Review of Economic Studies**, London: University College London, v. 50, p. 287 – 304, 1983.

GIAMBIAGI, F., ALÉM, A. C. **Finanças Públicas**. Teoria e Prática no Brasil. Editora Campus, 1999.

GOLDFAJN, I. Public debt indexation and denomination: the case of Brazil. **IMF Working Paper**, WP/98/18, 1998.

GRANGER, C. W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, v. 40, n. 02, p.361 – 438, July 1969.

ISSLER, J. V. e Lima, L. R. Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: time-series evidence from 1947-1992. **Journal of Development Economics**, Elsevier Science B.V., v. 62, p. 131-147, 2000.

JOHANSEN, S. C.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of economics and Statistics**, Oxford: Oxford University, v. 52, p.169 – 211, 1990.

PEREIRA, P. V.; GIAMBIAGI, F. Déficit público e inflação: o caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro: IPEA, v. 20, n.1, 1990.



RAMALHO, V. R. O déficit público em percentagem do PIB como indicador enganoso em política de estabilização. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, v. 40, n. 2, p.169 – 176, abr/jun. 1986.

RAMALHO, V. R. O déficit público ajustado da inflação e a alegação de consistência. **Estudos Econômicos**, São Paulo: IPE/USP, v.28, n.04, p.649 – 664, out/dez 1998.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. New York: McGraw-Hill Companies, 1996. 540p.

RÜCKERT, I.W.J. **Déficit público brasileiro nos anos 80: adequação da utilização dos conceitos**. 1992. 177 f. Dissertação (Mestrado em Economia), Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Porto Alegre RS.

SACHS, J. D.; LARRAIN, F.B. **Macroeconomia**, São Paulo: Makron Books do Brasil, 2000. 904 p.

TRICHES, D. **Demanda por moeda no Brasil e a causalidade entre as Variáveis monetárias e a taxa de inflação: 1972 a 1987**. 1990. 120 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, UFRGS, Porto Alegre RS (publicada pelo BNDES em 1992).

TRICHES, D. Os agregados monetários, nível de renda nominal, taxa de inflação: uma análise da causalidade no Brasil, 1972 a 1987. **Análise Econômica**, Porto Alegre RS: IEPE/UFRGS v. 09, n. 15, p; 79 – 95. março1991.

WALSH, Carl. E. **Monetary theory and policy**, Cambridge: The MIT Press, 1998. 528p.

## **Universidade de Caxias do Sul**

Instituto de Pesquisas Econômicas e Sociais

- 001 - Nov/2003** – Uma análise de economia política e das atitudes dos grupos de interesse no Mercosul.  
**Divanildo Triches IPES/UCS**
- 002 - Dez/2003** - Análise dos impactos da Universidade de Caxias do Sul sobre as economias local e regional, decorrente dos gastos acadêmicos dos estudantes: 1990 a 2002.  
**Divanildo Triches, Geraldo Fedrizzi, Wilson Luis Caldart – IPES/UCS**
- 003 - Jan/2004** - Agropólo da Serra Gaúcha: uma alternativa de desenvolvimento regional a partir da inovação e difusão tecnológica.  
**Divanildo Triches IPES/UCS**
- 004 - Fev/2004** – A análise dos regimes de taxa de câmbio para o Mercosul baseada no bem-estar.  
**Divanildo Triches IPES/UCS**
- 005 - Mar/2004** – Análise e a identificação da cadeia produtiva da uva e do vinho da Região da Serra Gaúcha  
**Divanildo Triches, Renildes Fortunato Siman , Wilson Luis Caldart - IPES/UCS**
- 006 – Abr/2004** – Competitividade sistêmica das micro, pequenas e médias empresas da cadeia produtiva de autopeças da Região Nordeste do Estado do Rio Grande do Sul e desenvolvimento regional.  
**Renato Pedro Mugnol -DEAD/UCS**
- 007 – Mai/2004** – Análise comparativa dos indicadores que medem a inflação na economia brasileira.  
**Divanildo Triches, Aline Vanessa da Rosa Furlaneto – DECE/IPES/UCS**
- 008 – Jun/2004** – Apontamentos para o estudo da pecuária familiar na metade sul do Rio Grande do Sul.  
**Adelar Fochezatto, Divanildo Triches, Ronaldo Herrlein Jr., Valter José Stülp – FACE/PUCRS**
- 009 – Jul/2004** – A ciência econômica diante da problemática ambiental.  
**Jefferson Marçal da Rocha – DECE/UCS**
- 010 – Ago/2004** – Déficit público e taxa de inflação: testes de raiz unitária e causalidade para o Brasil – 1991-1999  
**Divanildo Triches - IPES/UCS**  
**Igor Alexandre C. de Moraes - FIERGS**

