

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 632

O Ajustamento Cíclico dos Gastos Públicos Federais Brasileiros

Rodrigo Mendes Pereira

Brasília, março de 1999

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 632

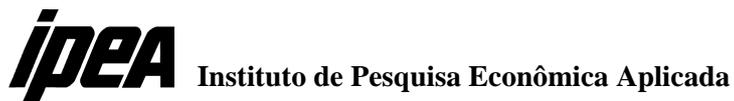
O Ajustamento Cíclico dos Gastos Públicos Federais Brasileiros*

*Rodrigo Mendes Pereira***

Brasília, março de 1999

* *Agradeço os comentários, críticas e sugestões de Afonso Bevilaqua, Rogério Werneck, Jorge S. Arbache, Francisco Pereira, e a dois pareceristas anônimos. Agradeço também a ajuda prestada por Francisco Figueiredo, do departamento econômico do Banco Central. Os erros remanescentes são de minha responsabilidade.*

** *Do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica – PUC/RJ e da Coordenação Geral de Finanças Públicas/IPEA.*



Presidente

Roberto Borges Martins

DIRETORIA

Eustáquio J. Reis

Gustavo Maia Gomes

Hubimaier Cantuária Santiago

Luís Fernando Tironi

Murilo Lôbo

Ricardo Paes de Barros

O IPEA é uma fundação pública, vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e promover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

Tiragem: 105 exemplares

COORDENAÇÃO DO EDITORIAL

Brasília – DF:

SBS Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES, 10^o andar

CEP 70076-900

Fone: (061) 315 5374 – Fax: (061) 315 5314

Home Page: <http://www.ipea.gov.br>

E-Mail: editbsb@ipea.gov.br

SERVIÇO EDITORIAL

Rio de Janeiro – RJ:

Av. Presidente Antonio Carlos, 51, 14^o andar

CEP 20020-010

Fone: (021) 212 1140 – Fax: (021) 220 5533

E-Mail: editrj@ipea.gov.br

SUMÁRIO

SINOPSE/ABSTRACT

1	INTRODUÇÃO	7
2	ENFOQUES METODOLÓGICOS	8
3	O AJUSTE DOS GASTOS PÚBLICOS	11
4	CONCLUSÕES	23
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	25

SINOPSE

O objetivo deste artigo é construir uma série trimestral ciclicamente ajustada para os gastos públicos brasileiros na década de 90. Por meio da remoção da parte do orçamento que resulta de mudanças no ambiente econômico, obtivemos um índice das mudanças discricionárias na política fiscal, com o uso do método sugerido por Blanchard. Desse modo, descobriu-se que a parte endógena dos gastos tem forte relação negativa com a inflação, mas não com o PIB. Esse resultado é clara evidência do efeito Bacha, que sugere que a inflação no Brasil é utilizada como instrumento de redução dos gastos governamentais.

ABSTRACT

The goal of this paper is to construct a cyclically adjusted quarterly series for Brazilian public spending during the nineties. Throughout the removal of the budget part that is due to changes in economic environment, we obtain an index of discretionary changes in fiscal policy. The method suggested by Blanchard is used to do so. We find that the budget endogenous share has strong negative relation with inflation, but not with GDP. This result is a clear evidence of “Bacha effect”, which points out that inflation in Brazil serves as an instrument for the reduction of government spending.

1 INTRODUÇÃO

As questões relacionadas à mensuração do déficit público são geralmente cercadas de muita controvérsia. Existe na literatura uma infinidade de propostas, e cada qual considera aspectos específicos da medição do déficit. Um desses aspectos consiste no problema da remoção dos efeitos das flutuações na atividade econômica sobre o orçamento do governo. Nesse sentido, tentativas de se isolarem os efeitos do ciclo sobre o déficit são importantes para que se possa aferir o verdadeiro caráter da política fiscal. A idéia é avaliar de forma precisa em que medida as mudanças na posição das contas públicas se devem a ações arbitrárias por parte do governo, e em que medida resultam de alterações nas principais variáveis da economia.

Nos primeiros modelos macroeconômicos formulados a partir da teoria keynesiana tradicional, os gastos públicos são tratados como uma variável de política inteiramente exógena. Os governos moldam discricionariamente o perfil dos seus gastos e têm plena liberdade para adequar a política fiscal à situação da economia, sempre na tentativa de minimizar as flutuações do ciclo. Entretanto, a realidade é um pouco diferente. Uma parcela substancial dos gastos (e receitas) públicos varia endogenamente com o ciclo e com as variáveis que o determinam. Pode-se dizer que o déficit público afeta a demanda agregada, mas a recíproca também é verdadeira. Os gastos com seguro-desemprego, por exemplo, crescem significativamente em períodos recessivos. Por outro lado, nos mesmos períodos, as receitas do imposto de renda tendem a cair. Esse tipo de alteração fiscal não resulta de uma atitude discricionária do governo, mas sim de mecanismos naturais, presentes em qualquer economia. É nesse contexto que surge a noção de *déficit ciclicamente neutro*. Trata-se de uma medida de déficit que incorpora apenas o componente exógeno da política fiscal. Desse modo, são removidos os efeitos das flutuações na atividade econômica sobre o orçamento.

O objetivo deste texto é construir uma série trimestral, ciclicamente ajustada, para os gastos públicos brasileiros ao longo da década de 90. O capítulo 2 apresenta as diversas metodologias para a decomposição das variações nos dispêndios e nas receitas do governo, em termos de uma parcela arbitrária e uma cíclica. Também nesse capítulo, argumentamos que a metodologia sugerida por Blanchard (1990) é a mais adequada ao propósito de fazermos uma análise em uma perspectiva mais conjuntural, utilizando, para isso, apenas os dados da década de 90. Assim, além de contarmos com um processo extremamente simples para a remoção dos efeitos do ciclo econômico sobre os gastos, escapamos da imensa controvérsia que cerca a escolha de uma série para a tendência do produto. No capítulo 3, ajustamos os dispêndios públicos de acordo com o método de Blanchard. Consta-

tamos a presença do que poderia ser denominado efeito Bacha, que é o tradicional efeito Tanzi, porém não mais relacionado às receitas, e sim às despesas públicas. No caso, o governo faz uso da inflação para retrair seus gastos em termos reais. Os resultados do processo de ajuste indicam também que uma parcela da dívida pública não é perfeitamente indexada. Os gastos reais com os juros dessa dívida tendem a diminuir em épocas de alta inflação. No que se refere ao ajustamento em termos do PIB, não encontramos a relação convencional, segundo a qual o nível do produto afeta negativamente os gastos (uma vez que o governo lança mão de estabilizadores naturais, como, por exemplo, maior gasto com o seguro-desemprego em épocas recessivas). Esse resultado parece razoável se levarmos em conta que, no período analisado, a maior parte das variações do PIB é de curto prazo, devido a fatores sazonais. Dados os custos institucionais de rotatividade da mão-de-obra, as variações do nível de emprego (e, por conseguinte, as variações dos gastos com seguro-desemprego) não acompanham a variabilidade do produto. Por fim, no capítulo 4, tecemos alguns comentários finais sobre os principais achados do texto.

2 ENFOQUES METODOLÓGICOS

Existem pelo menos três alternativas metodológicas para a eliminação do componente cíclico dos gastos e de todo o déficit público. A primeira é a do *déficit de pleno emprego*. Basicamente, essa medida avalia como seria a situação orçamentária do governo se a economia estivesse produzindo no nível do seu produto potencial. A diferença entre o déficit de pleno emprego e o déficit observado determina o efeito do ciclo sobre as contas públicas. O impulso fiscal, ou seja, o verdadeiro efeito da política fiscal sobre a demanda agregada é dado pelas variações do déficit de pleno emprego. A maior crítica a esse primeiro método consiste no fato de que o déficit de pleno emprego representa uma medida viesada do déficit neutro ao ciclo. Com efeito, há um componente do déficit que tende a aumentar em épocas recessivas, mas decresce rapidamente nos períodos em que o ciclo está favorável. Dado que, em média, o produto efetivo da economia permanece abaixo do produto potencial, esse componente do déficit fica artificialmente atrofiado se a referência for o pleno emprego. Portanto, o déficit de pleno emprego subestima o déficit neutro ao ciclo.

Apesar das críticas, o déficit de pleno emprego tem sido amplamente usado na literatura. De Leeuw e Holloway (1982) apresentam dados do superávit de pleno emprego para a economia dos EUA no período de 1955 até 1981. Eisner e Pieper (1984) ressaltam que uma série de dados para o superávit ou o déficit de pleno emprego – bem como para o superávit ou o déficit real – deve passar por dois ajustamentos: um para as mudanças no valor de mercado dos ativos financeiros e obrigações do governo (devido às variações nas taxas de juros de mercado), e o outro, para mudanças no valor real da dívida líquida resultante de alterações no

nível geral de preços. A partir desses dois ajustes, Eisner e Pieper reavaliam os dados de de Leeuw e Holloway para o superávit de pleno emprego, e mostram que a política fiscal dos EUA, no período de 1967 até 1981, foi bem menos expansionista e menos *frouxa* do que sugerem os dados oficiais.

Uma segunda metodologia é a que utiliza o conceito de *déficit ciclicamente ajustado*. De Leeuw e Holloway (1985) elaboram medidas ciclicamente ajustadas do orçamento e da dívida federal para a economia dos EUA no período 1956/1983. Vale a pena citar o método de ajustamento para o ciclo proposto por eles:

“Para construir um orçamento ciclicamente ajustado, os passos essenciais são: (1) escolher uma tendência para o PIB livre das flutuações de curto prazo; (2) determinar a sensibilidade de cada categoria de receitas e gastos aos movimentos de curto prazo do PIB; (3) aplicar essas sensibilidades aos hiatos entre a tendência do PIB e o PIB verdadeiro; e (4) adicionar os valores obtidos em (3) para gastos e receitas ao orçamento verdadeiro, de modo a obter-se um orçamento ciclicamente ajustado” (tradução livre do autor).

A escolha da série para a tendência do PIB é sem dúvida alguma o aspecto mais polêmico desse método. A própria estimativa do produto potencial é uma opção entre muitas outras.¹ Uma alternativa para o uso do produto de pleno emprego como PIB tendencial é a utilização dos movimentos do PIB efetivo com filtragem das flutuações cíclicas, como base para a tendência. De Leeuw e Holloway (1985) utilizam uma tendência baseada na definição de *expansão média*. Basicamente, eles classificam a situação de cada período no ciclo de acordo com quatro categorias: recessão, expansão inicial (retomada), expansão média e expansão final. O valor médio do PIB em cada período de expansão média² é considerado um ponto da tendência. Ao conectarem-se esses pontos por linhas com taxa de crescimento constante, obtém-se uma série completa para a tendência do PIB.

A terceira metodologia para a remoção dos efeitos do ciclo sobre gastos e receitas tem como principal virtude a simplicidade. Trata-se da proposta feita por Blanchard (1990), na qual o debate sobre a natureza das flutuações cíclicas é deixado inteiramente de lado. De acordo com esse autor, se o que interessa é a distinção entre as mudanças na posição fiscal que são induzidas pelo ciclo e as que são discricionárias, então a estimação de uma tendência para o produto potencial e toda a polêmica que traz consigo tornam-se absolutamente desnecessárias. Basta apenas que se estabeleça um padrão, que pode ser o ano anterior, ou a média dos dez anos anteriores, por exemplo. Em seguida, estimam-se as elasticidades de cada componente

¹ De fato, o déficit de pleno emprego pode ser definido como o déficit ciclicamente ajustado quando a tendência para o PIB selecionada é o produto potencial.

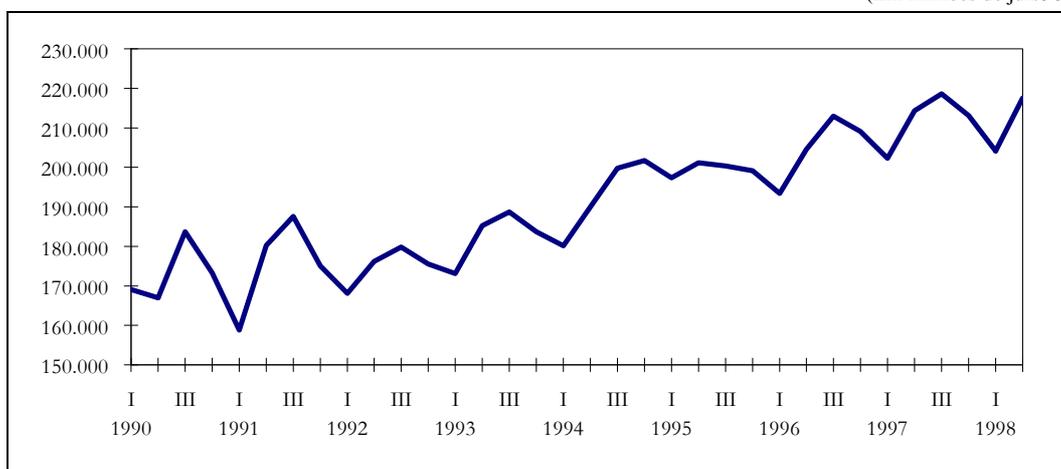
² O período de expansão média é definido como os doze trimestres que sucedem o momento em que o PIB ultrapassa seu pico anterior (pré-recessão), a menos que outra recessão se inicie nesses mesmos doze trimestres.

do orçamento público com relação ao produto, inflação, juros, e, eventualmente, a distribuição etária da população – as principais variáveis macroeconômicas. Obtidas as elasticidades, a idéia é comparar o valor efetivo do déficit com o que teria sido o orçamento, caso essas variáveis tivessem permanecido nos níveis do período padrão. A diferença entre esses dois valores representa a parcela do déficit que é induzida pelo ciclo. Por outro lado, o indicador da mudança discricionária na política fiscal consiste nas variações da posição orçamentária, ajustadas para os valores do produto e demais variáveis no período padrão.

Como afirmamos, o indicador de Blanchard para a política fiscal discricionária parece ser o mais adequado à proposta deste texto. Além das complicações desnecessárias, os dois métodos vistos anteriormente têm ainda outro inconveniente. Sabe-se que a estimação de uma tendência para o produto requer valores para longos períodos. Uma recessão, por exemplo, pode durar o bastante para que os dados de apenas uma década ou menos não sejam capazes de captá-la. Todavia, longas séries para a tendência do produto fogem inteiramente à nossa motivação, que é a elaboração de uma análise essencialmente conjuntural para os anos 90. A rigor, em períodos curtos, a variabilidade do produto resulta muito mais de sazonalidades do que do ciclo propriamente dito. O gráfico 1 mostra o comportamento trimestral do PIB brasileiro (em valores de junho de 1998) entre 1990 e a primeira metade de 1998. Observam-se os efeitos sazonais a partir de um padrão em que há típico crescimento no primeiro e no segundo trimestre, e queda no terceiro e no quarto trimestre. Além disso, nota-se claramente tendência de aquecimento da economia a partir de 1994, ano em que o produto praticamente não caiu no período de baixa sazonal. O método de Blanchard é, sem dúvida alguma, a alternativa mais indicada para se ajustarem as séries de gastos em uma perspectiva de curto prazo, na qual as variações sazonais prevalecem sobre as variações cíclicas. Ademais, a proposta de Blanchard é mais completa porque leva em consideração o comportamento de outras variáveis além do produto/nível de emprego. A inclusão da taxa de inflação na análise assume importância crucial em um contexto em que os impostos, ou, como é o caso do Brasil, os dispêndios não são completamente indexados. Os resultados devem reproduzir o efeito Tanzi em um caso, e o efeito Bacha (que é o efeito Tanzi pelo lado das despesas), no outro.

GRÁFICO 1
Brasil: PIB Trimestral

(Em milhões de jun/98)



3 O AJUSTE DOS GASTOS PÚBLICOS

Neste capítulo apresentamos os resultados do ajustamento de cada componente das despesas públicas ao ciclo (e às sazonalidades), com uso da metodologia de Blanchard. A decomposição dos gastos totais em diversas contas segue o padrão adotado pelo Banco Central do Brasil em seu boletim mensal. Há, essencialmente, sete subdivisões para os dispêndios governamentais: Despesas com Pessoal e Encargos Sociais; Transferências a Estados e Municípios; Serviço da Dívida; Encargos da Dívida Mobiliária Federal; Outras Vinculações, Despesas do Orçamento de Crédito; e Outras Despesas. Tomamos séries trimestrais, e o período com o qual trabalhamos vai do primeiro trimestre de 1990 até o segundo trimestre de 1998.

As Despesas com Pessoal e Encargos Sociais são os gastos com o pagamento de salários dos servidores públicos federais, civis e militares, e ativos e inativos. A conta inclui também os encargos e obrigações do empregador, que, no caso, é o governo federal. Os gastos denominados Outras Vinculações são constituídos em sua maior parte pelo Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT). O FAT faz o pagamento do seguro-desemprego e do abono salarial, que consiste em uma complementação anual de salário para trabalhadores de baixa renda. Além do FAT, as Outras Vinculações incluem também o Fundo Especial de Desenvolvimento e Aperfeiçoamento das Atividades de Fiscalização (FUNDAF). As Despesas do Orçamento de Crédito são os gastos relacionados com o financiamento de programas de custeio ao investimento agropecuário e em agroindústria e à formação de estoques reguladores. A conta Outras Despesas é composta por investimentos públicos diver-

so e pelos gastos com o custeio da máquina administrativa. Esses são os gastos necessários à prestação de serviços e à manutenção da administração (compra de material de consumo, contratação de serviços de terceiros, etc.). Os Encargos sobre a Dívida Contratada (realizada via contratos) e sobre a dívida mobiliária (realizada por meio da emissão de títulos) representam os gastos do governo federal com o pagamento de juros.

O próximo passo é a definição das variáveis macroeconômicas que serão utilizadas no processo, e de um padrão para o ajustamento que, como vimos, pode ser a média dos anos anteriores, ou simplesmente o ano anterior a cada período. Nessa etapa é inevitável que exista algum grau de arbitrariedade nas escolhas feitas. Escolhemos o ano anterior como período referencial, e a inflação e o produto como variáveis relevantes. Assim, evita-se o problema de tomar como referência um determinado ano em que o comportamento do produto ou da inflação tenha fugido da normalidade (por exemplo, nos períodos em que o produto está no seu nível potencial). Como nossa análise é feita apenas para uma extensão temporal de pouco mais de oito anos, as modificações no perfil demográfico da população não são grandes o bastante para justificar sua inclusão no rol de variáveis. Embora afetem substancialmente os gastos com saúde e aposentadoria no longo prazo, as variações da distribuição etária da população podem ser ignoradas ao se lidar com um período mais curto. A exclusão dos juros deve-se meramente a uma questão de simplificação. Acreditamos que o acréscimo da taxa de juros na análise não traria alterações significativas às conclusões obtidas.

Realizamos inicialmente testes de raízes unitárias sobre as séries utilizadas no modelo econométrico. Os resultados do teste de Dickey-Fuller aumentado (Dickey e Fuller, 1979) estão na tabela 1. A escolha da quantidade de *lags* foi feita de modo a tornar a estatística *Q* de Ljung-Box indicativa de resíduos os mais próximos possíveis de processos *white-noise*. Os testes foram feitos com constante e tendência determinística. Observa-se, na tabela 1, que a hipótese nula de que existe uma raiz unitária é rejeitada para as séries do PIB, Encargos da Dívida Mobiliária Federal, Outras Vinculações e Outras Despesas. Nas demais séries, os testes sugerem a presença de tendência estocástica.

TABELA 1
Testes de Dickey-Fuller Aumentado para a
Presença de Raízes Unitárias

	Estat. de D-F	Nº de Lags
Pessoal e Encargos Sociais	-2,819	0
Transferências a Estados e Municípios	-2,686	0
Encargos da Dív. Contratada Int. e Ext.	-2,907	1
Encargos da Dív. Mobiliária Federal	-8,771*	0
Outras Vinculações	-7,302*	0
Outras Despesas	-5,607***	0
Despesas do Orçamento de Crédito	-3,183	0
Inflação	-2,548	1
PIB	-6,024***	1

Obs.:* representa significância a 1%.

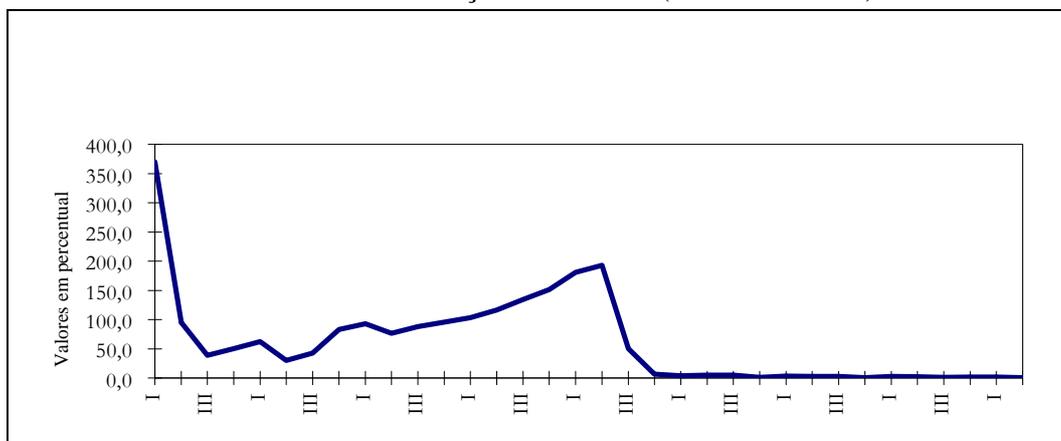
O resultado de que a inflação tem raiz unitária seguramente é influenciado pelas quebras estruturais que ocorreram em 1990 e 1994, conforme se observa no gráfico 2. Sabe-se que a existência de quebras estruturais viesas as estatísticas de Dickey-Fuller no sentido da não-rejeição da hipótese nula. Ou seja, o teste de Dickey-Fuller pode estar apontando a presença de tendência estocástica, quando, na realidade, os dados são estacionários em torno de uma tendência determinística que contém quebra estrutural em algum ponto.

Perron (1989) propõe um procedimento para o teste de raízes unitárias com a presença de quebra estrutural. O teste de Perron parte de uma regressão linear da seguinte forma:

$$p_t = a_0 + a_1 p_{t-1} + a_2 t + b_1 D_L + b_2 D_P + \sum_{i=0}^k q_i \Delta p_{t-1} + e_t \quad (1)$$

em que D_P é uma *dummy* tal que $D_P = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero, caso contrário ($\tau + 1$ é o período no qual ocorre a mudança estrutural); D_L é uma *dummy* tal que $D_L = 1$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário. Testa-se a hipótese nula de que há uma variação temporária (*one-time jump*) no nível de um processo com raiz unitária ($b_1 = 0$, $b_2 \neq 0$, $a_2 = 0$, $a_1 = 1$), contra a hipótese alternativa de que há uma variação permanente (*one-time change*) no intercepto de um processo estacionário ($b_2 = 0$, $b_1 \neq 0$, $a_2 \neq 0$, $a_1 < 1$).

GRÁFICO 2
Brasil: Taxa de Inflação Trimestral (IGP-DI centrado)



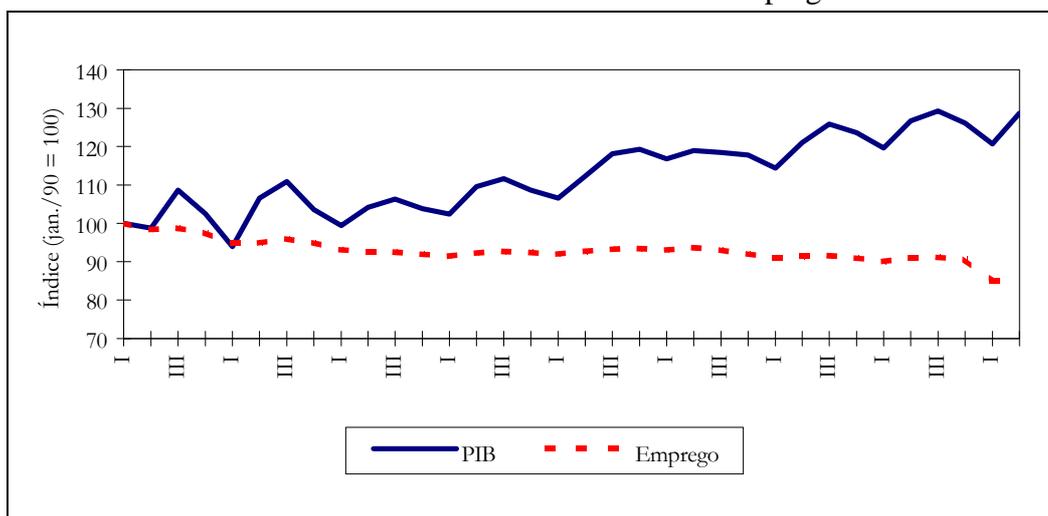
Realizamos o teste de Perron para a série da inflação supondo-se que a quebra ocorre no terceiro trimestre de 1994. Novamente a estatística Q de Ljung-Box foi usada para determinar a quantidade k de defasagens em (1). Com base nessa estatística, fizemos o teste de Perron sem nenhuma defasagem ($k = 0$). A estatística do teste de raiz unitária foi de $-9,24$ para um valor crítico de $-3,76$ a um nível de 5%. Encontramos coeficientes com alta significância para a tendência ($a_2 = 3,759$; $t = 3,472$) e para a *dummy* D_L ($b_1 = -135,42$; $t = -5,66$). O coeficiente associado à *dummy* D_P não é significativamente diferente de zero ($b_2 = 23,88$; $t = 0,765$). Rejeita-se, portanto, a hipótese nula em favor da hipótese alternativa de que a inflação é estacionária, a qual sofreu uma quebra estrutural em meados de 1994, na fase de implantação do Plano Real.

Buscamos determinar qual teria sido o valor dos gastos totais do governo e de seus subitens se as variáveis-chave tivessem se mantido nos níveis do período padrão. Para isso, precisamos avaliar a sensibilidade dos gastos a essas variáveis. Antes, entretanto, é necessário examinar de que lado está a causalidade. Embora o interesse maior esteja centrado na forma como o produto e a inflação impactam os diversos componentes dos gastos públicos, é razoável imaginar que os gastos não são inteiramente exógenos. É possível que haja *feedback* entre as variáveis. A trajetória dos gastos de alguma forma pode estar influenciando nas trajetórias do produto e da inflação. O Teste de Causalidade de Granger [Granger, 1969] é a forma mais simples de se avaliar a direção de causalidade entre um conjunto de variáveis. O teste é feito juntamente com a estimação de um modelo VAR (*vector autoregression*), definido da seguinte forma:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + A_px_{t-p} + e_t \quad (2)$$

em que x_t é o vetor de variáveis do modelo, dado por $(g_t, y_t, \pi_t)'$; g_t é cada um dos componentes dos gastos (as séries I(1) são tomadas em primeiras diferenças); y_t , o produto; π_t , a taxa de inflação; A_0 é um vetor de interceptos 3×1 ; A_i são matrizes de coeficientes 3×3 ; e_t é um vetor de erros com média zero e matriz de variâncias Σ ; e p é a quantidade de defasagens usadas no VAR.

GRÁFICO 3
Brasil: Índices de PIB Trimestral e de Emprego



Os resultados dos testes de Causalidade de Granger estão na tabela 2, e foram feitos para os sete modelos VAR; cada um contém uma das sete especificações de gastos, produto e inflação como variáveis. A quantidade de *lags* foi escolhida com base nas versões multivariadas dos critérios AIC de Akaike e SBC de Schwartz. A primeira linha da tabela, por exemplo, mostra que, quando a variável dependente do VAR é o Gasto com Pessoal e Encargos Sociais (em primeiras diferenças), então as defasagens desses próprios gastos (e também do produto e da inflação) são informações que melhoram a previsão dos gastos. O teste mostra que essas defasagens são, em conjunto, significativamente diferentes de zero. Assim, o produto e a inflação causam, no sentido de Granger, os Gastos com Pessoal e Encargos Sociais. O mesmo não ocorre na direção contrária. Na segunda linha, observa-se que, se o produto é a variável dependente, apenas os *lags* do próprio produto têm uma estatística F que aponta para valores significativamente diferentes de zero. Portanto, nesse primeiro VAR, nem a inflação nem o gasto com pessoal Granger-causam o produto. Similarmente, nem o produto nem o gasto com pessoal Granger-causam a inflação, conforme mostra a terceira linha da tabela. O mesmo padrão se repete nos outros seis VAR. A direção de causalidade parece vir muito mais do produto e da inflação para os gastos do que o contrário.

O Teste de Causalidade de Granger não implica propriamente a exogeneidade das variáveis. No entanto, é a principal ferramenta à disposição dos econometristas para se avaliar se as informações sobre o comportamento passado de uma variável são úteis na previsão de outra variável. Os resultados da tabela 2 mostram que as informações passadas sobre os gastos não melhoram as previsões do produto e da inflação. Assim, optamos por tratar o produto e a inflação como variáveis independentes, embora a causalidade de Granger seja uma condição mais fraca do que a condição para exogeneidade estrita.

TABELA 2
Estatística F para o Teste de Causalidade de Granger
para os Modelos VAR com Gastos Públicos Federais

Variável Dependente	g_t	PIB	Inflação	Lags
D (Pessoal Encarg. Sociais)	7,534**	4,088*	4,488*	
Produto	0,317	16,853**	0,004	2
Inflação	0,974	0,488	23,158**	
D (Transf. a Est. e Munic.)	1,422	2,412	3,018	
Produto	2,214	18,366**	0,315	2
Inflação	0,650	1,320	21,683**	
D (Enc. Dív. Contr. Int e Ext.)	189,848**	0,551	4,05*	
Produto	0,849	20,659**	0,030	2
Inflação	0,248	0,937	20,602**	
Encargos Dív. Mob. Federal	0,415	2,314	1,206	
Produto	1,647	6,225**	0,261	2
Inflação	1,016	1,397	24,743**	
Outras Vinculações	0,645	0,170	1,300	
Produto	0,592	19,466**	0,851	2
Inflação	1,041	0,895	26,033**	
Outras Despesas	0,890	24,294**	0,033	
Produto	0,013	18,745**	0,266	1
Inflação	2,242	0,019	11,400**	
D (Desp. Orçam. Crédito)	0,191	1,945	3,146	
Produto	1,149	42,696**	0,043	1
Inflação	0,002	0,783	38,030**	

Obs.: Os símbolos ** e * indicam significância a 1% e 5%, respectivamente. O termo D() indica que a série foi tratada em primeiras diferenças.

A estimação dos parâmetros que relacionam cada um dos componentes dos dispêndios públicos com a taxa de inflação e com o produto é feita via regressões de mínimos quadrados ordinários. Dessa forma, temos sete equações para estimar. Em cada uma delas regredimos um dos sete componentes dos gastos em seu próprio valor defasado em um período, e nos valores correntes e defasados em um período da inflação e do produto. Os resíduos dessas regressões mostraram-se relativamente bem comportados. A única exceção foi a equação para os gastos denominados Outras Despesas. A estatística Q de Ljung-Box para essa regressão foi

muito alta, e isso indicou que as autocorrelações entre os resíduos não eram significativamente diferentes de zero.³ O problema foi facilmente resolvido introduzindo-se a segunda defasagem da variável dependente no rol de regressores. Os resultados das estimações estão na tabela 3. Os resíduos de todas as regressões estão próximos de um *white-noise*. As estatísticas Q para oito autocorrelações não têm significância em um nível de 10% em todas as sete regressões. As estatísticas Durbin-Watson, que testam para autocorrelação de primeira ordem, também são satisfatórias, e variam de 2,33 a 1,58.⁴ Conforme mostra a segunda coluna da tabela, o valor defasado em dois períodos dos gastos denominados de Outras Despesas tem coeficiente significativo a 5%. A introdução desse novo regressor gera uma série de resíduos mais satisfatória, uma vez que a estatística Q torna-se não significativa a 10%.

TABELA 3
Gastos Públicos Federais Brasileiros
Equações Estimadas com Dados Trimestrais para o Período 1990/1998

	g(t-1)	g(t-2)	PIB(t)	PIB(t-1)	Inflação(t)	Inflação(t-1)	Q(8)	D-W
D(Pessoal e Encargos Sociais)	-0,399**		-0,410	0,041	5,659	9,077	5,642	2,22
D(Transfer. a Estados e Munic.)	-0,409**		0,002	-0,001	-10,754**	8,340**	5,851	1,58
D(Encargos Dív. Contr. Int. e Ext.)	-0,945***		-0,006	0,007	-1,149	0,061	7,299	2,34
Encargos Dív. Mobiliária Federal	0,338*		0,045	-0,034	8,649	-14,315*	6,382	1,86
Outras Vinculações	-0,167		0,006	0,005	-2,018	2,104	3,777	1,76
Outras Despesas	0,094	0,458**	-0,006	0,019	-17,040*	8,330	6,315	1,92
D(Despesas do Orçam. Crédito)	-0,090		-0,008	0,008	-2,071	2,881	12,634	1,81

Obs.: Os símbolos ***, ** e * representam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. O termo D() indica que a série foi tratada em primeiras diferenças.

Na quinta coluna vertical da tabela 3, vê-se que os coeficientes estimados para a inflação corrente são negativos em quase todas as regressões (a exceção são os Encargos da Dívida Mobiliária Federal). Os coeficientes relativos às regressões dos gastos com Transferências a Estados e Municípios e com Outras Despesas são

³ A estatística Q de Ljung-Box testa se há correlação serial entre os resíduos. A hipótese nula é de que todas as autocorrelações são significativamente iguais a zero, ou seja, de que a série é

um *white-noise*. A estatística Q é dada por $Q = T(T+2) \sum_{j=1}^p \frac{r_j^2}{T-j}$, em que r_j é a j-ésima auto-

correlação e T é o número de observações. Q segue uma distribuição qui-quadrado, com o número de graus de liberdade igual ao número de autocorrelações p .

⁴ Se há algum tipo de autocorrelação entre os valores observados para a variável dependente (e, conseqüentemente, entre os resíduos), então a matriz de covariâncias dessa variável deixa de ser uma matriz diagonal. Nesse caso, o estimador tradicional para a matriz de variâncias dos coeficientes estimados torna-se viesado, e os erros-padrão convencionais não mais podem ser usados.

significativos em níveis de significância estatística de 5% e 10%, respectivamente. Os demais coeficientes não são significativos em um nível de 10%. Esses resultados reproduzem um fato ressaltado por Bacha (1994), qual seja, o do uso da inflação como mecanismo para reprimir as despesas orçadas. A evidência de que a inflação relaciona-se negativamente com os gastos governamentais opõe-se ao efeito Tanzi tradicional, que estabelece uma relação positiva entre o déficit público e a inflação. Na verdade, o efeito Tanzi ocorre apenas em países onde há indexação nos gastos, mas não nas receitas públicas. No caso brasileiro ocorre exatamente o contrário. As despesas não são indexadas, mas as receitas são relativamente bem protegidas da corrosão inflacionária. Do lado dos dispêndios, os ganhos inflacionários em termos da redução do déficit são evidentes no Brasil do início dos anos 90. O governo federal atrasa o máximo possível a liberação das verbas, para fazer que seu valor real seja reduzido pela inflação. Além disso, a inclusão, no orçamento, de uma previsão inflacionária bem abaixo da inflação observada reduz o valor real das despesas executadas.

Observa-se ainda outro fato importante na quinta e na sexta coluna da tabela 3. Nos dois subitens relacionados ao pagamento de juros da dívida pública (Serviço da Dívida e Encargos da Dívida Mobiliária Federal), os coeficientes da inflação corrente não são significativos. No entanto, o coeficiente da inflação passada tem significância estatística para explicar o comportamento dos Encargos da Dívida Mobiliária Federal. O coeficiente estimado é negativo, ou seja, quanto maior é a inflação no período t , menores são esses encargos no período $t+1$. Há, portanto, uma parte do gasto financeiro do governo federal que é afetada pela inflação. Esse resultado mostra que os títulos públicos não possuem um esquema de indexação perfeita. Uma outra forma de interpretar o resultado vem da idéia de que os agentes têm ilusão monetária. Em épocas de alta inflação, os ganhos nominais elevados não permitem que os agentes percebam que os ganhos reais com os títulos públicos foram reduzidos. Essa ilusão monetária permite que o governo federal reduza, em termos reais, os Encargos da Dívida Mobiliária, sem que haja redução na demanda por esses títulos.

O mesmo parece não ocorrer com os Encargos da Dívida Contratada Interna e Externa. Diferentemente da dívida mobiliária, que representa o endividamento por intermédio da emissão de títulos, a dívida contratada é realizada por meio de contratos. O fato de que os coeficientes da inflação corrente e passada não são significativos na equação estimada para os Encargos da Dívida Contratada sugere que esse tipo de dívida tem um bom esquema de indexação. Os gastos reais do governo com os juros dessa dívida não variam significativamente com as variações da inflação.

Na terceira e na quarta coluna vertical da tabela 3 são apresentadas as estimativas para os coeficientes relativos ao produto (medido pelo PIB) corrente e defasado, respectivamente. Observa-se que nenhum dos coeficientes é significativo em um nível

de 10%. A ausência de uma correlação negativa com razoável significância entre o produto e cada uma das subdivisões dos gastos é um resultado que se contrapõe à noção básica de ajustamento ao ciclo. O resultado convencional seriam dispêndios governamentais negativamente relacionados ao PIB, devido à criação de estabilizadores naturais como compensações para o desemprego. Mecanismos de estabilização ao ciclo econômico deveriam ser observados sobretudo nos gastos especificados como Outras Vinculações. Esses gastos têm como principal componente o Fundo de Amparo ao Trabalhador, criado em janeiro de 1990 para custear o programa de seguro-desemprego e abono salarial, por meio dos recursos das contribuições do PIS/PASEP. Em períodos recessivos em que há queda na produção espera-se que os gastos do FAT com seguro-desemprego e abono aumentem.

Há, entretanto, duas justificativas para que a tabela 3 não reproduza esse fato. A primeira é o crescente grau de cobertura do seguro-desemprego. A abrangência do programa tem aumentado continuamente desde sua implementação, mesmo em períodos de expansão da economia.⁵ A rigor, o volume total de gastos com seguro-desemprego no Brasil tem sido determinado mais pela capacidade de expansão do programa do que propriamente pela demanda dos desempregados. A segunda justificativa é que a maior fonte de variabilidade da série do PIB com a qual trabalhamos, conforme já se disse, são as variações sazonais de curta duração. Essa variabilidade de curto prazo do PIB afeta o desemprego apenas marginalmente. A existência de custos institucionais de rotatividade da mão-de-obra no setor formal da economia impede que as variações temporárias do PIB impliquem variações expressivas do nível de emprego. No gráfico 2, comparamos o índice observado do nível de emprego⁶ com o índice para o produto trimestral. Nitidamente, as sazonalidades do PIB pouco afetam o nível de emprego.

Utilizando os coeficientes da tabela 3 podemos finalmente realizar os ajustes dos dispêndios públicos por intermédio da metodologia de Blanchard. O método pode ser sintetizado da seguinte forma: (i) diferenciam-se as séries das variáveis macroeconômicas cujos coeficientes têm significância de, no máximo, 10% ; (ii) multiplicam-se essas séries pelos coeficientes estimados; a soma das séries obtidas representa a parcela do gasto que é causada pelo ciclo econômico; e (iii) subtraindo-se esses valores da série de gasto efetivo, obtém-se a série de gastos livre dos efeitos do ciclo, ou seja, os gastos ciclicamente ajustados. Esse procedimento foi feito para os Encargos da Dívida Mobiliária Federal e para as Outras Despesas, que tiveram coeficientes significativos para a inflação.

Para as séries de gastos que têm raiz unitária, o procedimento é um pouco diferente. O resultado dos três passos apontados é uma série ciclicamente ajustada em

⁵ Em 1986, havia 150 741 segurados; em 1997, mais de 4,3 milhões de pessoas receberam seguro-desemprego (dados do Ministério do Trabalho).

⁶ Índice fornecido pelo Ministério do Trabalho que engloba os setores de comércio, serviços, construção civil e indústria de transformação.

primeiras diferenças. Para se obter a série em níveis aplica-se as primeiras diferenças sobre o valor inicial não ajustado. Utilizamos essa técnica para ajustar as Transferências a Estados e Municípios. Os outros quatro componentes dos dispêndios públicos não são significativamente afetados pela inflação nem pelo PIB.

Nos gráficos 4, 5 e 6 apresentamos as séries efetivas e ajustadas para os três únicos componentes dos gastos em que o ajuste se faz necessário. O mesmo é feito no gráfico 7, para os gastos agregados. Nos três subitens dos gastos que foram ajustados a correção é feita com base na inflação. Em todas as séries há nítido distanciamento entre os valores efetivos e os ajustados na primeira metade de 1990 e no segundo e terceiro trimestres de 1994. Essas foram exatamente as fases em que a economia experimentou reduções drásticas dos patamares inflacionários. Em 1990, a queda temporária da inflação foi um dos subprodutos do Plano Collor; em 1994, a inflação caiu com a implantação da URV e, em seguida, do Plano Real. Os gráficos 4, 5 e 6 mostram que, nesses períodos, os valores efetivos mantiveram-se bem acima dos valores ajustados. Com efeito, quando a inflação desaparece, o governo perde um mecanismo de extrema eficácia para reprimir os gastos. Portanto, a série ajustada mostra que, na primeira metade de 1990 e em 1994, os gastos de fato teriam sido bem menores se a inflação tivesse permanecido elevada. O mesmo ocorre, ainda que em menor grau, com a série para os gastos agregados. Conforme mostra o gráfico 7, as despesas totais ajustadas são menores que as efetivas nas épocas de queda acentuada da inflação. Os valores dos gastos públicos efetivos e ajustados estão nas tabelas 4 e 5.

GRÁFICO 4
Valores Efetivos e Ajustados para os Gastos com
Transferências a Estados e Municípios

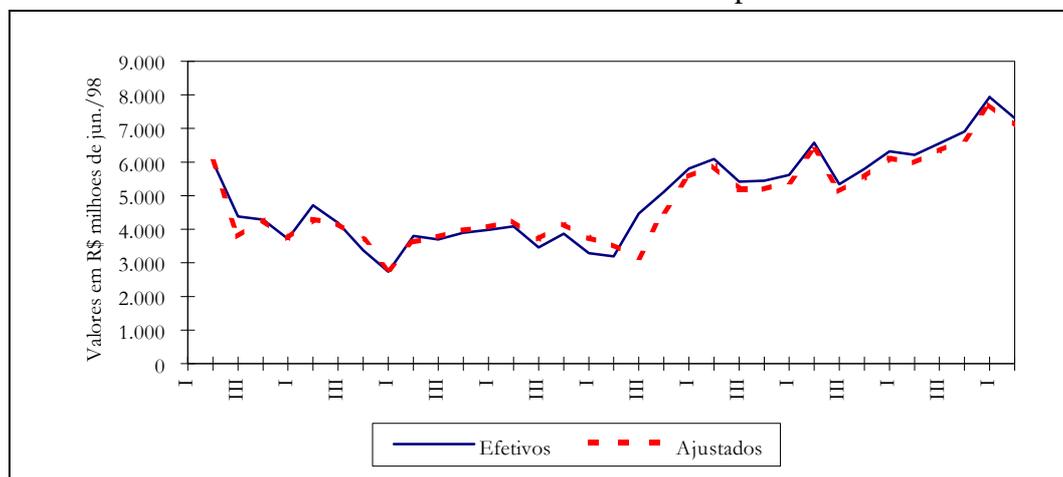


GRÁFICO 5
Valores Efetivos e Ajustados para os Encargos da Dívida Mobiliária Federal

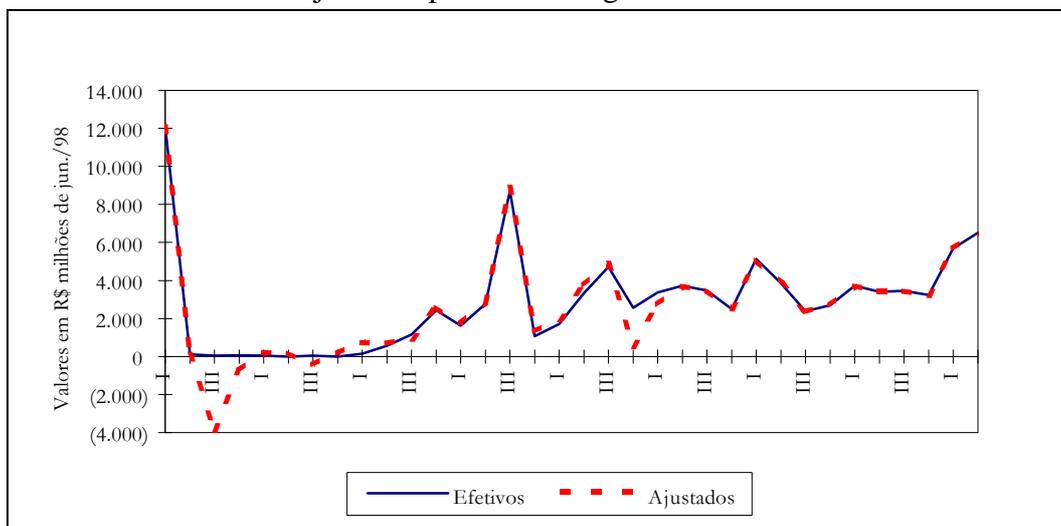


GRÁFICO 6
Valores Ajustados e Efetivos para os Gastos Especificados como Outras Despesas

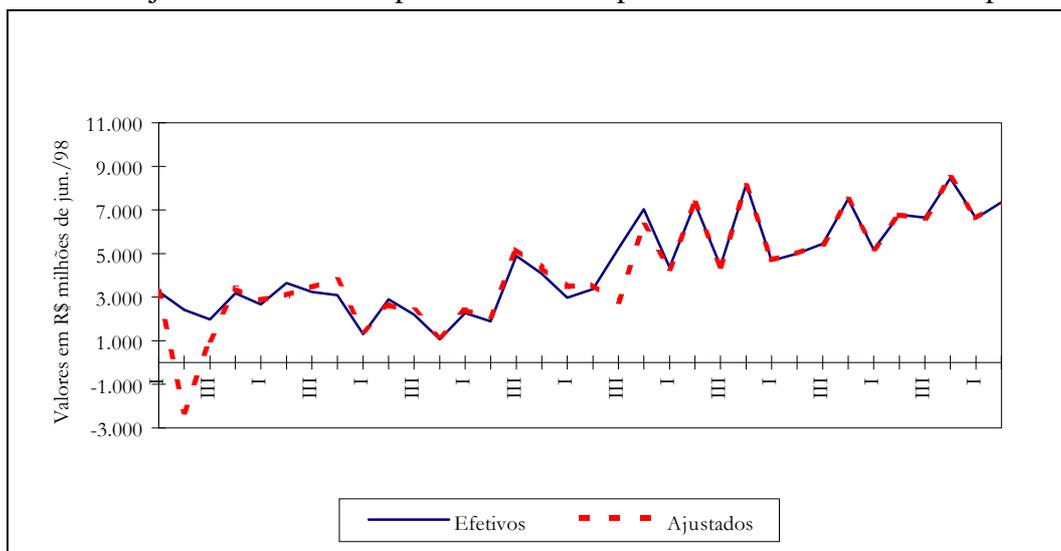


GRÁFICO 7
Valores Efetivos e Ajustados para os Gastos Totais do Governo Federal

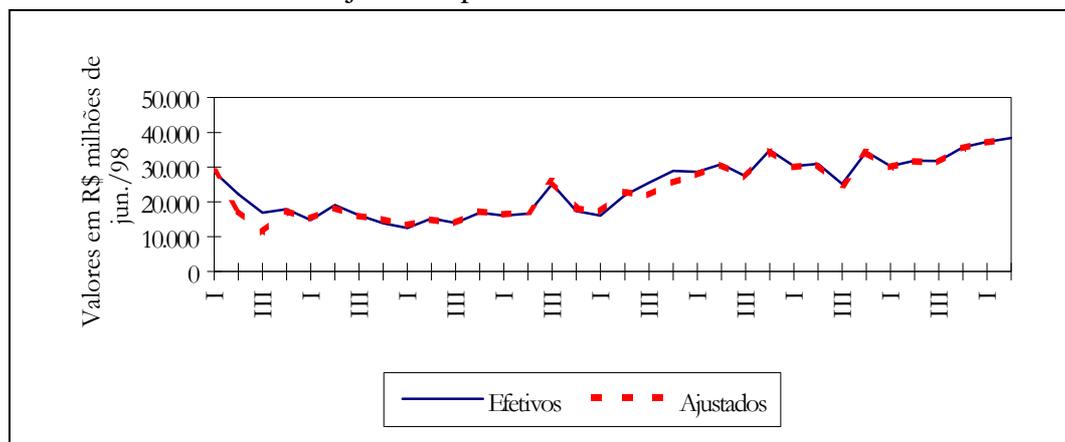


TABELA 4
Tesouro Nacional – Despesa Efetiva

(Em R\$ milhões de jun/98)

		PES	TEM	EDCIE	EDMF	OV	DOC	OD	Total
1990	I	6 167	3 580	772	12 087	891	1 869	3 254	28 619
	II	9 503	6 003	405	114	2 525	1 258	2 412	22 220
	III	7 663	4 386	363	55	850	1 548	1 983	16 847
	IV	6 167	4 289	696	70	1 999	1 500	3 187	17 907
1991	I	5 809	3 713	210	55	983	1 395	2 665	14 830
	II	5 573	4 719	430	3	3 340	1 357	3 649	19 070
	III	5 301	4 193	469	46	1 903	1 035	3 245	16 193
	IV	4 259	3 375	184	0	2 075	864	3 089	13 846
1992	I	4 698	2 739	255	154	2 467	802	1 305	12 419
	II	4 333	3 806	523	564	2 307	780	2 896	15 209
	III	4 074	3 697	476	1 152	1 476	897	2 201	13 973
	IV	5 620	3 899	1 287	2 430	1 852	662	1 078	16 828
1993	I	5 755	3 987	764	1 621	1 286	370	2 270	16 051
	II	5 383	4 086	354	2 763	1 720	463	1 891	16 659
	III	4 576	3 463	817	8 707	2 047	626	4 886	25 122
	IV	5 760	3 873	346	1 064	1 642	590	4 080	17 355
1994	I	5 641	3 291	601	1 709	1 122	685	2 980	16 030
	II	8 986	3 198	686	3 336	1 468	878	3 375	21 927
	III	7 783	4 467	408	4 720	1 783	1 091	5 232	25 483
	IV	9 576	5 116	1 884	2 574	1 800	914	7 027	28 889
1995	I	12 050	5 809	293	3 367	2 004	718	4 360	28 601
	II	8 351	6 092	2 671	3 725	1 899	831	7 292	30 861
	III	10 856	5 413	282	3 468	1 683	1 227	4 423	27 352
	IV	12 715	5 445	2 485	2 497	2 180	1 437	8 170	34 929
1996	I	12 096	5 621	547	5 139	822	1 309	4 679	30 214
	II	11 003	6 581	2 415	3 852	1 575	470	4 999	30 894
	III	9 912	5 341	438	2 373	1 345	369	5 446	25 224
	IV	12 328	5 794	2 380	2 698	3 313	450	7 498	34 461
1997	I	11 118	6 317	985	3 729	1 847	1 057	5 190	30 242
	II	10 237	6 213	3 019	3 409	1 635	543	6 779	31 834
	III	11 898	6 559	1 050	3 461	1 753	345	6 650	31 717
	IV	11 233	6 909	3 027	3 233	2 180	677	8 450	35 710
1998	I	13 467	7 939	1 101	5 684	1 947	559	6 622	37 319
	II	11 468	7 304	2 993	6 511	2 271	467	7 348	38 363

Obs.: PES = PESSOAL E ENCARGOS SOCIAIS; TEM = TRANSFERÊNCIAS A ESTADOS E MUNICÍPIOS, EDCIE = ENCARGOS DA DÍVIDA CONTRATADA INTERNA E EXTERNA; EDMF = ENCARGOS DA DÍVIDA MOBILIÁRIA FEDERAL, OV = OUTRAS VINCULAÇÕES; DOC = DESPESAS DO ORÇAMENTO DE CRÉDITO; E OD = OUTRAS DESPESAS.

TABELA 5
Tesouro Nacional – Despesa Ajustada

(Em R\$ milhões de jun./98)

		PES	T.EM	EDCIE	EDMF	OV	DOC	OD	Total
1990	I	6 167	3 580	772	12 087	891	1 869	3 254	28 619
	II	9 503	6 003	405	114	2 525	1 258	-2 270	17 538
	III	7 663	3 782	363	-3 878	850	1 548	1 027	11 355
	IV	6 167	4 279	696	-733	1 999	1 500	3 384	17 292
1991	I	5 809	3 737	210	220	983	1 395	2 871	15 226
	II	5 573	4 293	430	176	3 340	1 357	3 097	18 266
	III	5 301	4 173	469	-417	1 903	1 035	3 458	15 923
	IV	4 259	3 687	184	179	2 075	864	3 780	15 027
1992	I	4 698	2 814	255	734	2 467	802	1 468	13 238
	II	4 333	3 625	523	701	2 307	780	2 618	14 888
	III	4 074	3 776	476	918	1 476	897	2 396	14 012
	IV	5 620	3 968	1 287	2 593	1 852	662	1 214	17 196
1993	I	5 755	4 068	764	1 735	1 286	370	2 395	16 372
	II	5 383	4 247	354	2 868	1 720	463	2 115	17 149
	III	4 576	3 709	817	8 895	2 047	626	5 195	25 865
	IV	5 760	4 149	346	1 324	1 642	590	4 368	18 178
1994	I	5 641	3 744	601	1 951	1 122	685	3 485	17 230
	II	8 986	3 533	686	3 760	1 468	878	3 581	22 892
	III	7 783	3 163	408	4 893	1 783	1 091	2 795	21 915
	IV	9 576	4 542	1 884	527	1 800	914	6 286	25 528
1995	I	12 050	5 569	293	2 745	2 004	718	4 315	27 694
	II	8 351	5 887	2 671	3 687	1 899	831	7 312	30 637
	III	10 856	5 194	282	3 484	1 683	1 227	4 415	27 141
	IV	12 715	5 189	2 485	2 490	2 180	1 437	8 106	34 602
1996	I	12 096	5 419	547	5 085	822	1 309	4 715	29 994
	II	11 003	6 357	2 415	3 882	1 575	470	4 993	30 695
	III	9 912	5 120	438	2 368	1 345	369	5 444	24 995
	IV	12 328	5 555	2 380	2 696	3 313	450	7 468	34 190
1997	I	11 118	6 116	985	3 704	1 847	1 057	5 226	30 053
	II	10 237	5 982	3 019	3 440	1 635	543	6 761	31 618
	III	11 898	6 326	1 050	3 447	1 753	345	6 631	31 450
	IV	11 233	6 692	3 027	3 217	2 180	677	8 461	35 488
1998	I	13 467	7 718	1 101	5 694	1 947	559	6 625	37 112
	II	11 468	7 066	2 993	6 514	2 271	467	7 323	38 104

Obs.: Ver observação da tabela 4.

4 CONCLUSÕES

O processo de ajustamento dos gastos públicos com relação ao ciclo gera um conjunto de dados que nos permite determinar a parcela da variação do orçamento do governo que resulta meramente de mudanças no ambiente econômico (visto de outra forma, podemos determinar em que medida uma modificação nesse ambiente induz uma alteração no orçamento). Com isso, obtemos um índice mais próximo das mudanças discricionárias na política fiscal. Com os gastos ajustados, podemos avaliar de forma mais precisa o esforço real do governo para reequilibrar as finanças públicas, ou então as eventuais medidas anti-recessivas que são tomadas do lado fiscal.

Escolhemos o método proposto por Blanchard para ajustar as contas públicas. Com o critério que foi adotado para a desagregação dos gastos, apenas três das sete subdivisões foram ajustadas: Transferências a Estados e Municípios, Encargos da Dívida Mobiliária Federal, e Outras Despesas. Constatamos que uma parcela razoável dos dispêndios relaciona-se negativamente com a inflação. Desse modo, observamos empiricamente a presença do efeito Bacha, segundo o qual a inflação pode servir como um recurso para reprimir as despesas públicas. A implicação é que, quando a inflação cai de forma brusca, há um distanciamento entre os gastos efetivos e os ajustados. Nos períodos que se sucedem à queda inflacionária, parcela razoável do gasto resulta da perda de capacidade do governo em reduzir o valor real dos recursos, o que atrasa sua liberação. Verificamos também que a inflação afeta de forma significativa os Encargos da Dívida Mobiliária Federal, mas não os Encargos da Dívida Contratada. Esse resultado revela que a dívida na forma de títulos, diferentemente da dívida na forma de contratos, não é perfeitamente indexada.

Ao contrário do que se poderia esperar, não obtivemos correlações negativas entre o produto e os subitens dos gastos do governo. A explicação parece estar no fato de termos usado uma série curta, em que a maior fonte de variabilidade do produto são as variações sazonais de curtíssimo prazo. Como o nível de emprego é pouco afetado por essas sazonalidades do PIB, o volume de gastos com seguro-desemprego permanece relativamente inalterado, e restringe-se o canal pelo qual a demanda agregada afeta a despesa pública. A segunda parte da explicação pode ser buscada no profundo aumento do grau de abrangência do programa de seguro-desemprego no Brasil, mesmo nos períodos de crescimento da produção. Essa capacidade de expansão tem sido mais importante do que as flutuações do produto na determinação dos gastos com o seguro-desemprego.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALESINA, A. e PEROTTI, R. Fiscal expansions and adjustments in OECD countries. *Economic Policy*, v.21, oct. 1995.
- BACHA, E. O fisco e a inflação: uma interpretação do caso brasileiro. *Revista de Economia Política*, v.14, n.1,p.53, jan./mar. 1994.
- BLANCHARD, O. Suggestions for a new set of fiscal indicators. *OECD Economics and Statistics Department*, apr. 1990. (Working Paper, n.79)
- BLEJER, M. e CHEASTY, A. The measurement of fiscal deficits: analytical and methodological issues. *Journal of Economic Literature*, v.29, n.4, dec.1991.
- DE LEEUW, F. e HOLLOWAY, T. The high-employment budget: revised estimates and automatic inflation effects. *Survey of Current Business*, n.62, apr. 1982.
- _____. The measurement and significance of the cyclically adjusted federal budget and debt. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.17, n.2, may. 1985.
- DERNBURG, T. Fiscal analysis in the Federal Republic of Germany: the cyclically neutral budget. *IMF Staff Papers*, v.22, n.3, nov. 1975.
- DICKEY, D. e FULLER, W. Distribution of the estimator for autorregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, n.74, 1979.
- EISNER, R. e PIEPER, P. A new view of the federal debt and budget deficits. *American Economic Review*, v.74, n.1, mar. 1984.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 1^a ed.. John Wiley & Sons, 1995.
- GRANGER, C. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, n.37, 1969.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, n.57, 1989.
- PIANCASTELLI, M. e PEREIRA, F. *Gasto público federal: análise da despesa não-financeira*.— Brasília: IPEA, 1996. (Texto para Discussão, n.431)
-