

O ajustamento cíclico dos gastos públicos federais brasileiros*

RODRIGO PEREIRA**

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

1 - Introdução

As questões relacionadas à mensuração do déficit público em geral são cercadas de muita controvérsia. Existe na literatura uma infinidade de propostas, cada qual considerando 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 isolar 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 elas 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, buscando sempre 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.

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

** Da Diretoria de Pesquisa do IPEA e da PUC/RJ.

Pode-se dizer que o déficit público afeta a demanda agregada, mas esta também afeta o déficit público. Os gastos com seguro-desemprego, por exemplo, crescem significativamente em períodos recessivos. Por outro lado, em tais 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 para o déficit que incorpora apenas o componente exógeno da política fiscal, removendo os efeitos das flutuações na atividade econômica sobre o orçamento.

O objetivo deste artigo é construir uma série trimestral, ciclicamente ajustada, para os gastos públicos brasileiros ao longo da década de 90. A Seção 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 nessa seção argumentamos que a metodologia sugerida por Blanchard (1990) é a mais adequada para uma análise com dados de alta frequência numa série relativamente curta (do primeiro trimestre de 1990 ao segundo trimestre de 1998). Com isso, 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. Na Seção 3 ajustamos os dispêndios públicos de acordo com o método de Blanchard. Constatamos a presença do que poderia ser denominado efeito Bacha, que é o tradicional efeito Tanzi, porém não mais relacionado às receitas, mas sim às despesas públicas. No caso, o governo faz uso da inflação para retrain seus gastos em termos reais. Os resultados do processo de ajuste mostram 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 inflação alta. 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, por exemplo, gastando mais 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, na Seção 4 tecemos alguns comentários finais sobre os principais achados do artigo.

2 - Enfoques metodológicos

Existem pelo menos três alternativas metodológicas para a eliminação do componente cíclico dos gastos e do déficit público como um todo. A primeira delas 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 efeito verdadeiro 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. Supondo que na 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 norte-americana no período 1955/81. Eisner e Pieper (1984) ressaltam que uma série de dados para o superávit ou déficit de pleno emprego — bem como para o superávit ou 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, mostrando que a política fiscal norte-americana no período 1967/81 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 norte-americana no período 1956/83. Vale a pena citar o método de ajustamento para o ciclo proposto por eles, numa tradução livre:

“Para construir um orçamento ciclicamente ajustado, os passos essenciais são: *a*) escolher uma tendência para o PIB livre das flutuações de curto prazo; *b*) determinar a sensibilidade de cada categoria de receitas e gastos aos movimentos de curto prazo do PIB; *c*) aplicar estas sensibilidades aos hiatos entre a tendência do PIB e o PIB verdadeiro; e *d*) adicionar os valores obtidos em *c* para gastos e receitas ao orçamento verdadeiro de modo a obter um orçamento ciclicamente ajustado.”

A escolha da série para a tendência do PIB é, sem dúvida, o aspecto mais polêmico desse método. A própria estimativa do produto potencial é uma opção dentre 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 utilizam uma tendência baseada na definição de “expansão média”. Basicamen-

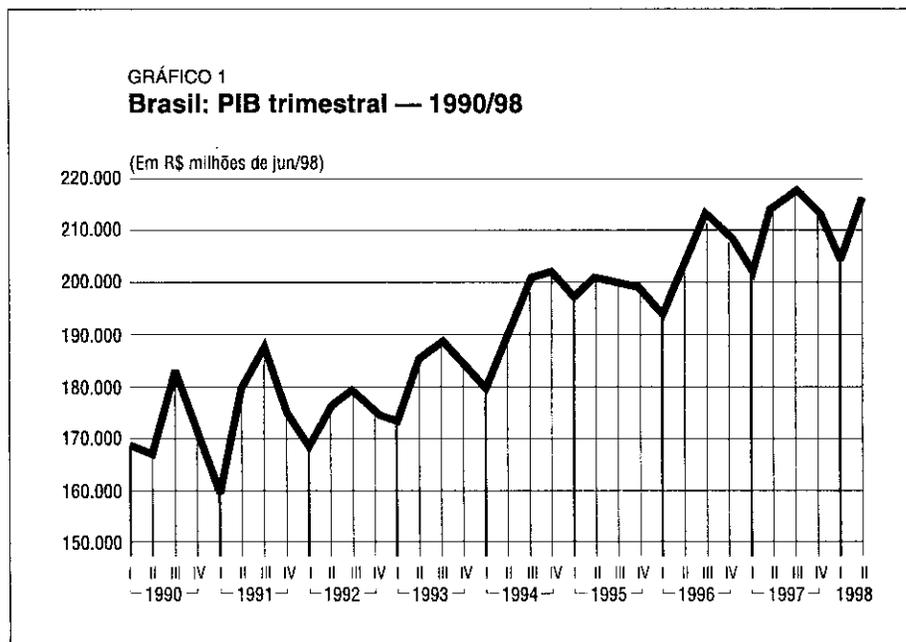
1 De fato, o déficit de pleno emprego pode ser definido como o déficit ciclicamente ajustado quando a tendência para o PIB selecionada é o produto potencial.

te, 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. Conectando 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 Blanchard, 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 ela traz consigo tornam-se absolutamente desnecessárias. Basta apenas que se estabeleça um padrão, que pode ser o ano anterior, ou a média dos 10 anos anteriores, por exemplo. Em seguida, estimam-se as elasticidades de cada componente do orçamento público com relação ao produto, inflação, juros e eventualmente distribuição etária da população, que são as principais variáveis macroeconômicas. Obtidas as elasticidades, a idéia é comparar o valor efetivo do déficit com o que teria sido o orçamento no caso em que 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.

O indicador de Blanchard para a política fiscal discricionária parece ser o mais adequado à proposta deste artigo. Além das complicações desnecessárias, os dois métodos vistos anteriormente têm ainda um 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 motivação do artigo, 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 tipicamente há crescimento no primeiro e no segundo trimestres, e queda no terceiro e quarto. Além disso, nota-se claramente uma tendência de aquecimento da economia a partir de 1994, ano em que o produto praticamente não cai no

2 O período de expansão média é definido como o período de 12 trimestres que sucedem o momento em que o PIB ultrapassa seu pico anterior (pré-recessão) — a menos que uma outra recessão se inicie nesses 12 trimestres.



período de baixa sazonal. O método de Blanchard é, sem dúvida, a alternativa mais indicada para ajustar as séries de gastos numa perspectiva de curto prazo, em que 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 uma importância crucial num 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 num caso, e o efeito Bacha — que é o efeito Tanzi pelo lado das despesas — no outro.

3 - Ajustando os gastos públicos

Nesta seção apresentamos os resultados do ajustamento de cada componente das despesas públicas ao ciclo (e às sazonalidades), utilizando a metodologia de Blanchard. A decomposição dos gastos totais em diversas contas segue o padrão adotado pelo Banco Central no seu boletim mensal. Têm-se 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 1998.³

As despesas com pessoal e encargos sociais são os gastos com o pagamento de salários dos servidores públicos federais, civis e militares, 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). Esse é o fundo de onde sai o pagamento do seguro-desemprego e do abono salarial (que consiste numa 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, ao investimento em agroindústria e à formação de estoques reguladores. A conta outras despesas é composta por investimentos públicos diversos e pelos gastos com 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 através de contratos) e sobre a dívida mobiliária (realizada através 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 antes, 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, no caso dos 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 quando estamos lidando com um período mais curto. A exclusão dos juros se deve 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

3 A abertura das séries de despesas do Banco Central foi modificada na segunda metade dos anos 80, de modo que não seria possível trabalhar com séries muito mais longas.

[ver 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 o mais próximo possível 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.⁴ Nas demais séries, os testes sugerem a presença de tendência estocástica.

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. Isso quer dizer que o teste de Dickey-Fuller pode estar apontando para a presença de uma tendência estocástica quando na realidade os dados são estacionários em torno de uma tendência determinística que contém uma quebra estrutural em algum ponto.

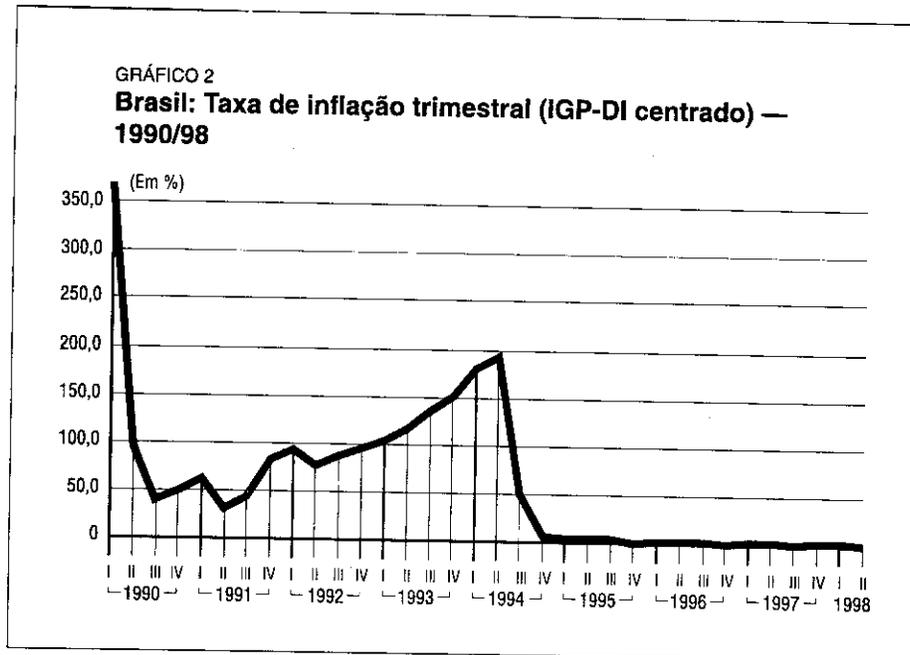
TABELA 1

Testes de Dickey-Fuller Aumentado para a presença de raízes unitárias

	Estatística de Dickey-Fuller	Número de <i>lags</i>
Pessoal e encargos sociais	-2,819	0
Transferências a estados e municípios	-2,686	0
Encargos da dívida contratada interna e externa	-2,907	1
Encargos da dívida 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

*** Indica significância a 1%.

4 O debate sobre a existência de raízes unitárias em séries de produto tem sido bastante recorrente na literatura. Em geral, os testes apontam para a não-estacionariedade do produto. Um parecerista anônimo lembrou que nosso resultado quanto à ausência de tendência estocástica pode estar sendo influenciado pela forte sazonalidade observada numa série de alta frequência para o PIB (ver Gráfico 1). Realizamos, então, o teste para a série dessazonalizada. O procedimento é correto porque a remoção de componentes sazonais determinísticos não afeta as distribuições assintóticas [ver Dickey, Bell e Miller (1986)]. Encontramos uma estatística de -4,286 (com zero *lags* no teste ADF), significativo a 5%, o que novamente sugere, embora com menor significância, que a série do produto é de fato estacionária.



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:

$$\pi_t = a_0 + a_1\pi_{t-1} + a_2t + b_1D_L + b_2D_P + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta\pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde D_P é uma *dummy* tal que $D_P = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero caso contrário ($\tau + 1$ é o período onde 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 ($b_1 = 0$, $b_2 \neq 0$, $a_2 = 0$ e $a_1 = 1$) contra a hipótese alternativa de que há uma variação permanente (*one-time change*) no intercepto de um processo estacionário ($b_2 = 0$, $b_1 \neq 0$, $a_2 \neq 0$ e $a_1 < 1$).

Realizamos o teste de Perron para a série da inflação supondo 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). Tomando como base essa 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 ($a_2 = 3,759$ e $t = 3,472$) e para a *dummy* D_L ($b_1 = -135,42$ e $t = -5,66$). O coeficiente associado à *dummy* D_P não é significativamente diferente de zero ($b_2 = 23,88$ e $t = 0,765$). Rejeita-se, portanto, a hipótese nula em favor da hipótese alternativa de que a inflação é estacionária, tendo sofrido 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 [ver 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:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (2)$$

onde x_t é o vetor de variáveis do modelo dado por $(g_t, y_t, \pi_t)'$, sendo g_t cada um dos componentes dos gastos — as séries $I(1)$ são tomadas em primeiras diferenças —, y_t o produto e π_t a taxa de inflação; A_0 é um vetor de interceptos 3×1 ; A_i , $i = 1, 2, \dots, p$, 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.

Os resultados dos testes de causalidade de Granger estão na Tabela 2. Os testes foram feitos para os sete modelos VAR, cada um deles tendo 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, 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. Quer dizer, 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

TABELA 2

Estatística F para o teste de causalidade de Granger para os modelos VAR com gastos públicos federais

Variável dependente	<i>gt</i>	PIB	Inflação	<i>Lags</i>
<i>d</i> (pessoal e encargos sociais)	7,534***	4,088**	4,488**	
Produto	0,317	16,853***	0,004	2
Inflação	0,974	0,488	23,158***	
<i>d</i> (transferências a estados e municípios)	1,422	2,412	3,018	
Produto	2,214	18,366***	0,315	2
Inflação	0,650	1,320	21,683***	
<i>d</i> (encargos da dívida contratada interna e externa)	189,848***	0,551	4,05**	
Produto	0,849	20,659***	0,030	2
Inflação	0,248	0,937	20,602***	
Encargos da dívida mobiliária 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***	
<i>d</i> (despesas do orçamento de crédito)	0,191	1,945	3,146	
Produto	1,149	42,696***	0,043	1
Inflação	0,002	0,783	38,030***	

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

o gasto com pessoal causam no sentido de Granger o produto. Similarmente, nem o produto nem o gasto com pessoal causam a inflação, conforme mostra a terceira linha da Tabela 2. O mesmo padrão se repete nos outros seis VAR. A direção de causalidade parece estar muito mais do produto e inflação para os gastos do que o contrário. Esses resultados, no entanto, devem ser vistos com cuidado, devido à curta extensão das séries.

O teste de causalidade de Granger não implica propriamente a exogeneidade das variáveis. Todavia, ele é a principal ferramenta à disposição dos econométricos para avaliar se as informações sobre o comportamento passado de uma variável são úteis na previsão de uma 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.

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, mostrando que as autocorrelações entre os resíduos não eram significativamente diferentes de zero.⁵ 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 num nível de 10% em todas as sete regressões. As estatísticas Durbin-Watson, que testam para autocorrelação de primeira ordem, também são satisfatórias, variando de 2,33 a 1,58.⁶ Conforme mostra a segunda coluna da tabela, o valor defasado em dois períodos dos gastos denominados outras despesas tem um 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%.

Na quinta coluna da tabela 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 e os gastos com pessoal e encargos sociais). Os coeficientes relativos às regressões dos gastos com transferências a estados e municípios e com outras despesas são significativos a níveis de significância estatística de 5% e 10%, respectivamente. Os demais coeficientes não são

5 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 $Q = T(T+2) \sum_{j=1}^p \frac{r_j^2}{T-j}$, onde r_j é a j -ésima autocorrelação 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 .

6 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 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.

TABELA 3

Gastos públicos federais — equações estimadas com dados trimestrais para o período 1990/98

	$g(t-1)$	$g(t-2)$	PIB(t)	PIB(t-1)	Inflação (t)	Inflação (t-1)	Q(8)	D-W
<i>d</i> (pessoal e encargos sociais)	-0,399**		-0,410	0,041	5,659	9,077	5,642	2,22
<i>d</i> (transferências a estados e municípios)	-0,409**		0,002	-0,001	-10,754**	8,340**	5,851	1,58
<i>d</i> (encargos da dívida contratada interna e externa)	-0,945***		-0,006	0,007	-1,149	0,061	7,299	2,34
Encargos da dívida 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
<i>d</i> (despesas do orçamento de crédito)	-0,090		-0,008	0,008	-2,071	2,881	12,634	1,81

Os símbolos ***, ** e * representam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. O termo $d(\)$ mostra que a série foi tratada em primeiras diferenças.

significativos num 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 em que há indexação nos gastos, mas não nas receitas públicas. No caso brasileiro, ocorre exatamente o contrário. As despesas não são indexadas, porém 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, fazendo 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 um outro fato importante na quinta e sexta colunas 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 encar-

gos 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 inflação alta, os ganhos nominais elevados não permitem que os agentes percebam que os ganhos reais com os títulos públicos foram reduzidos. Essa ilusão monetária autoriza que o governo federal reduza em termos reais os encargos da dívida mobiliária, sem que haja uma diminuição na demanda por esses títulos.

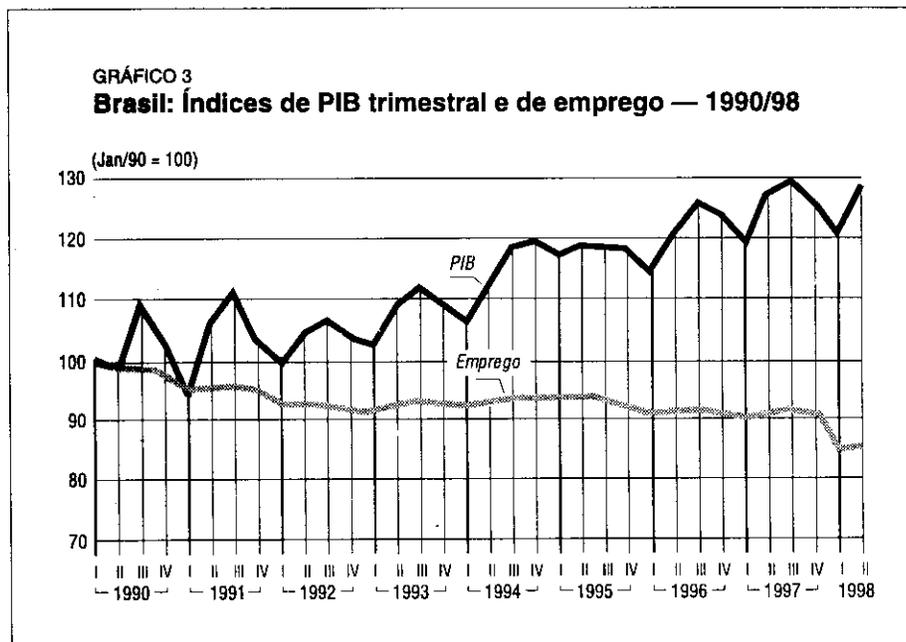
O mesmo parece não ocorrer com os encargos da dívida contratada interna e externa. Diferentemente da dívida mobiliária, que representa o endividamento através da emissão de títulos, a dívida contratada é realizada por meio de contratos. O fato de que os coeficientes da inflação corrente e passada não são significantes 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 se alteram significativamente com as variações da inflação.

Na terceira e quarta colunas 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 num 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 seria dispêndios governamentais negativamente relacionados com o 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 FAT, criado em janeiro de 1990 para custear o programa de seguro-desemprego e abono salarial através 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 salarial aumentem. Há, entretanto, duas justificativas para que a Tabela 3 não reproduza esse fato. A primeira delas 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.⁷ 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 do lado

⁷ Em 1986, havia 150.741 segurados. Em 1997, mais de 4,3 milhões de indivíduos receberam seguro-desemprego (dados do Ministério do Trabalho).

dos desempregados. A segunda justificativa é que a maior fonte de variabilidade da série do PIB com a qual trabalhamos, conforme já foi dito, 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 3 comparamos o índice observado do nível de emprego⁸ 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 ajustamentos dos dispêndios públicos através da metodologia de Blanchard. O método pode ser sintetizado da seguinte forma: a) diferenciam-se as séries das variáveis macroeconômicas cujos coeficientes têm significância de no máximo 10%; b) multiplicam-se essas séries pelos coeficientes estimados. A soma das séries obtidas representa a parcela dos gastos que é causada pelo ciclo econômi-



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

co; e c) subtraindo-se esses valores da série de gastos efetivos 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.

No caso das séries de gastos que têm raiz unitária, o procedimento é um pouco diferente. O resultado dos três passos já apontados é uma série ciclicamente ajustada em primeiras diferenças. Para se obter a série em níveis, aplicam-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 nem 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 um nítido distanciamento entre os valores efetivos e 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

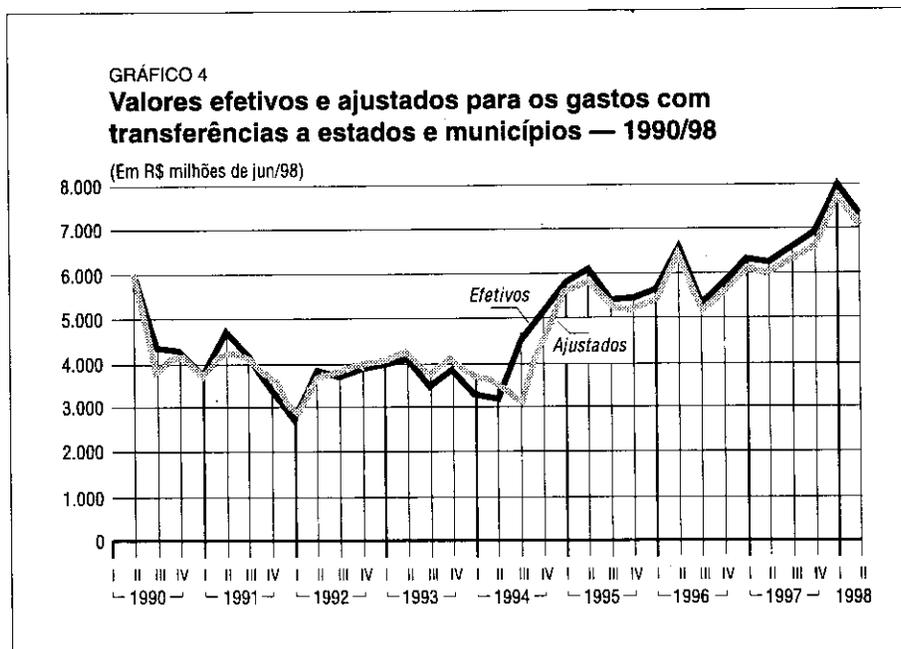


GRÁFICO 5
Valores efetivos e ajustados para os encargos da dívida mobiliária federal — 1990/98

(Em R\$ milhões de jun/98)

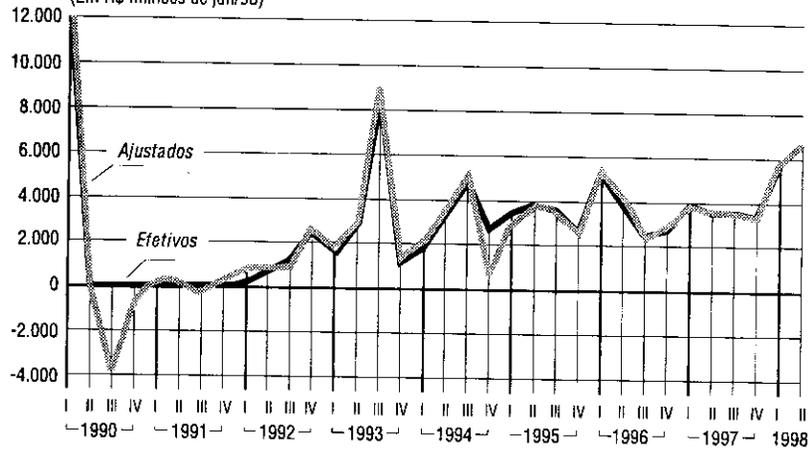
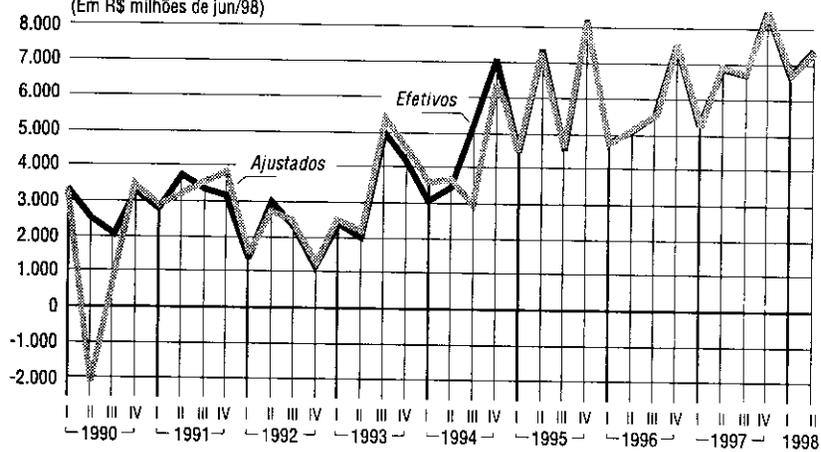
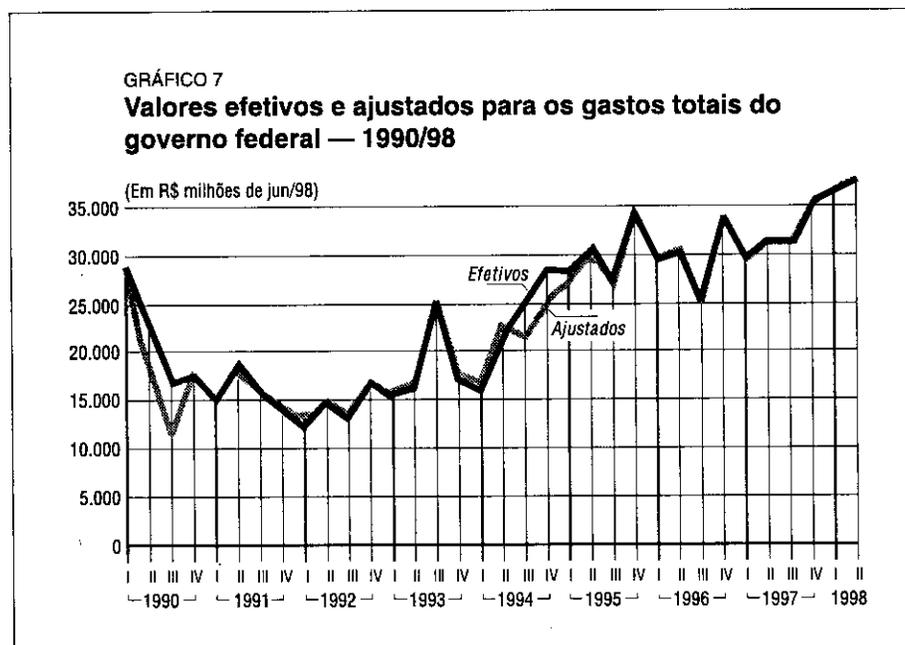


GRÁFICO 6
Valores ajustados e efetivos para os gastos especificados como outras despesas — 1990/98

(Em R\$ milhões de jun/98)





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 do que as efetivas nas épocas de queda acentuada da inflação. Os valores dos gastos públicos efetivos e ajustados estão nas Tabelas 4 e 5.

TABELA 4

Tesouro Nacional: despesa efetiva — 1990/98

(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 — 1990/98

(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	-2.270	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.: 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.

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 gastos definidos como outras despesas. Constatamos que uma parcela razoável dos dispêndios relaciona-se negativamente com a inflação. Isso quer dizer que 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 ajustados. Nos períodos que sucedem a queda inflacionária, uma parcela razoável do gasto resulta da perda de capacidade do governo em reduzir o valor real dos recursos, atrasando 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, restringindo-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 do programa tem sido mais importante do que as flutuações do produto na determinação dos gastos com o seguro-desemprego.

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.

Bibliografia

- ALESINA, A., 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. 1-53, jan./mar. 1994.
- BLANCHARD, O. *Suggestions for a new set of fiscal indicators*. OECD Economics and Statistics Department, Apr. 1990 (Working Paper, 79).
- BLEJER, M., CHEASTY, A. The measurement of fiscal deficits: analytical and methodological issues. *Journal of Economic Literature*, v. 29, n. 4, Dec. 1991.
- DE LEEUW, F., 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., BELL, W., MILLER, R. Unit roots in time series models: tests and implications. *American Statistician*, n. 40, 1986.
- DICKEY, D., 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., 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*. 1ª edição, John Wiley & Sons, 1995.
- GRANGER, C. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, 1969.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, 1989.

PIANCASTELLI, M., PEREIRA, F. *Gasto público federal: análise da despesa não-financeira*. Rio de Janeiro: IPEA, ago. 1996 (Texto para Discussão, 431).

(*Originais recebidos em julho de 1998. Revistos em dezembro de 1998.*)