

Os Efeitos da Inflação Sobre o Orçamento do Governo: Uma Análise Empírica

Cristiano O. Portugal

Analista de Orçamento da Secretaria de Orçamento
Federal do Ministério do Planejamento

Marcelo S. Portugal

Professor do Programa de Pós-Graduação da UFRGS
e pesquisador do CNPq

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo investigar o efeito da inflação sobre o orçamento do governo. Para tanto, parte-se do modelo desenvolvido por Barbosa (1987), aplicando, porém, uma metodologia de estimação diferente, baseada em modelos com parâmetros variáveis. Os resultados mostram que todos os tributos e a arrecadação total do Tesouro Nacional são totalmente indexados em relação ao nível de preços e sensíveis ao problema da defasagem entre o fato gerador e a coleta do imposto (efeito Tanzi). Pelo lado das despesas, os resultados mostram que os gastos com pessoal são afetados pela inflação, via componente transitório. Além disso, nossas estimativas mostram também que a elasticidade-renda da arrecadação e da despesa total vem crescendo durante toda a década de noventa, sendo que a elasticidade da última se mostra bem maior do que a da primeira a partir do Real, indicando um grave problema fiscal.

PALAVRAS CHAVE

efeito Tanzi, elasticidades de arrecadação, finanças públicas

ABSTRACT

This paper attempts to evaluate the effects of inflation on the government budget. We examine the inflation effect due to lags in tax collection (the Tanzi effect), on the real value of tax revenue and also the level of tax indexation. We follow the model presented by Barbosa (1987), applying a different estimation method based on time varying parameters. The results show all taxes are indexed to the price level and that the Tanzi effect reduces the real value of taxes. Inflation has a transitory, but not permanent, effect on pay roll expenditure. Our estimates show also that both income elasticities of the tax revenue and expenditures have been increasing during the nineties. Moreover, after 1994 the expenditures income elasticity is greater than revenue income elasticities, which indicates a structural fiscal problem.

KEY WORDS

Tanzi effect, revenue elasticities, public finance

JEL Classification

C22, H2.

INTRODUÇÃO

Antes da estabilização econômica advinda do Plano Real, o que se podia constatar era que o déficit público brasileiro vinha sendo inferior ao de muitos países com taxas de inflação inexpressivas para os nossos padrões de dois dígitos ao mês. Na verdade, o déficit público era pequeno porque a inflação brasileira era extremamente elevada. Devido à nossa longa convivência com uma inflação alta, o sistema tributário tornou-se sujeito a uma indexação que praticamente anulou os efeitos perversos da inflação sobre a receita pública. As despesas, por outro lado, sofreram violentamente o efeito da inflação. O déficit efetivo no fim de cada ano era reduzido drasticamente por uma repressão fiscal produzida por uma retenção periódica das verbas dos vários programas e projetos, do seu contingenciamento ou dos atrasos em sua liberação. Esse fenômeno cria uma situação muito perversa em que o governo torna-se o grande parceiro da inflação, pois além de ocultar o déficit (por meio de seu efeito sobre a despesa), a inflação acaba por ter a função de prover receita via imposto inflacionário.

O objetivo deste trabalho é, então, fazer uma análise sobre como a inflação influencia o orçamento do governo. Para realizar tal objetivo parte-se basicamente dos modelos desenvolvidos por Barbosa (1987), aplicando, porém, uma metodologia diferente para a estimação dos mesmos, baseada em modelos de parâmetros variáveis.¹ A grande vantagem deste método é que o mesmo permite que se estime mais facilmente o movimento e as possíveis mudanças, permanentes ou temporárias, dos parâmetros das variáveis envolvidas no modelo a cada instante do tempo. Neste sentido, a principal contribuição deste trabalho é a apresentação de novas e mais confiáveis estimativas para as elasticidades de arrecadação e despesa, o que é fundamental para a condução da política econômica em uma época de primazia de ajuste fiscal.

1 HERNÁNDEZ (1998) desenvolveu um estudo paralelo com um método semelhante ao nosso, mas para um período de análise e frequência de dados distintos.

A análise é feita em cima de dados fornecidos pelo Boletim do Banco Central e relativos à arrecadação e a despesa total do Tesouro Nacional.² Além da receita total, alguns dos principais tributos federais e o ICMS total, correspondente à soma dos montantes arrecadados por cada Estado, serão objetos deste trabalho.

Este artigo está composto de quatro seções, além desta introdução. Na seção 1 discutem-se os efeitos da inflação na arrecadação do governo. Na seção 2 é apresentado o método de estimação utilizado. Na seção 3 serão apresentados os resultados dos modelos econométricos estimados, e a última seção é dedicada às conclusões.

1. REFERENCIAL TEÓRICO

Os tributos são afetados pelas variações na renda real na medida em que estas variações geram alterações na base tributária. Portanto, os tributos diretos, como o imposto de renda, serão maiores se houver um crescimento nos salários e nos lucros reais. Por sua vez, impostos indiretos, como o IPI e o ICMS, aumentarão com o nível de atividade da economia. Por tudo isto, espera-se que um aumento no produto gere um aumento nos impostos.

Com relação às despesas, a renda funciona basicamente como um referencial de tendência, já que afeta a demanda pelos bens e serviços públicos. A idéia que está por trás aqui é similar à desenvolvida por Wagner, há mais de cem anos, de que o crescimento do gasto público é resultado do crescimento econômico.³

Barbosa (1987) chama a atenção para o fato de que a arrecadação real dos impostos diretos e indiretos pode ser afetada pela inflação por dois motivos.

2 Utilizamos dados trimestrais, partindo da década de 80 até o terceiro trimestre de 1997.

3 De acordo com a Lei de Wagner, os gastos públicos devem aumentar mais rapidamente que o produto, em função de uma demanda cada vez maior por gastos públicos.

O primeiro, é a existência de um tempo de defasagem entre o fato gerador e a coleta dos impostos, que faz com que a arrecadação real acabe caindo com uma elevação da taxa de inflação. É o chamado efeito Tanzi.⁴ O segundo motivo está ligado à não indexação dos impostos. Se estes não forem perfeitamente indexados, a arrecadação real varia com o nível geral de preços. Esta variação pode ser também positiva. Isto ocorre quando há um aumento dos valores correntes das bases de arrecadação e em decorrência disto forem taxados em alíquotas mais altas, mesmo que em termos reais não ocorra nenhuma modificação.

Admitindo que o imposto (T) é parcialmente indexado com relação ao nível de preços (P), e depende ainda do nível de produto (y), temos que

$$T_t = \gamma P_{t-\theta}^\beta y_{t-\theta}^\alpha \quad (1.1)$$

Dividindo (1.1) por P_t e admitindo uma taxa de inflação constante entre os instantes t e $t-\theta$, temos

$$\frac{T_t}{P_t} = \gamma \frac{P_{t-\theta}^\beta}{P_t} y_{t-\theta}^\alpha. \text{ Mas sabendo que } \frac{P_t^\beta}{P_{t-\theta}^\beta} = (1 + \pi_T)^{\theta\beta}$$

$$\frac{P_{t-\theta}^\beta}{P_t^\beta} = (1 + \pi_T)^{-\theta\beta} \Rightarrow \frac{P_{t-\theta}^\beta}{P_t} = P_t^{\beta-1} (1 + \pi_T)^{-\theta\beta}. \text{ Assim}$$

$$\frac{T_t}{P_t} = \gamma P_t^{\beta-1} (1 + \pi_T)^{-\theta\beta} y_{t-\theta}^\alpha. \text{ Aplicando logs}$$

$$\ln \frac{T_t}{P_t} = \ln \gamma + \alpha \ln y_{t-\theta} - \beta\theta \ln(1 + \pi_T) + (\beta - 1) \ln P_t \quad (1.2)$$

4 Para maiores detalhes a respeito do assunto ver TANZI (1977) e TANZI (1978).

Quando β for igual a 1, o imposto é completamente indexado com relação ao nível de preços já que a arrecadação real independe do nível de preços. Note que a arrecadação real aumenta quando o nível de preços aumenta se β for maior que 1.

No caso das despesas, a inflação também pode afetar de forma transitória ou permanente. No caso das despesas com pessoal, por exemplo, o efeito transitório decorre de diferenças entre a inflação realizada e aquela que era antecipada. As alterações permanentes ocorrem em virtude da existência de perdas salariais devido à inflação, as quais não são compensadas em períodos subsequentes. Em geral, espera-se que a relação entre os gastos e os coeficientes destes efeitos seja negativa. No entanto, vale notar que tais coeficientes podem ser positivos, caso o poder de barganha dos funcionários seja tal que permita que os salários dos mesmos sejam reajustados acima da inflação. Isto ocorre quando, por exemplo, a inflação esperada nos contratos salariais for maior que a ocorrida.

Suponhamos a seguinte função para se descrever o comportamento da despesa total:

$$D_t = F(Y_t, \Pi_t) = A_t Y_t^\alpha \Pi_t^\beta \quad (1.3)$$

onde D_t é a despesa total real no tempo t , A_t é uma constante, e α e β representam as elasticidades-renda e inflação, respectivamente. Aplicando logs na equação (1.3) temos:

$$\ln D_t = \ln A_t + \beta \ln \Pi_t + \alpha \ln Y_t \quad (1.4)$$

$$d_t = K_t + \beta \pi_t + \alpha y_t$$

onde $d_t = \ln D_t$, $\ln A_t = K_t$, $\ln \Pi_t = \pi_t$, $\ln Y_t = y_t$. Com $\frac{\partial d_t}{\partial y_t} > 0$ e $\frac{\partial d_t}{\partial \pi_t} \leq 0$ ou > 0

2. METODOLOGIA UTILIZADA

Os modelos estruturais de séries de tempo têm por objetivo a estimação dos componentes não-observáveis subjacentes a uma série temporal, quais sejam, tendência, ciclo, sazonalidade e componente irregular.⁵ Escrevendo estes modelos no formato do espaço de estados podemos estimá-los pelo filtro de Kalman, o que permite que tais componentes sejam estocásticos. Esta metodologia é bastante útil, pois além de possibilitar a estimação dos componentes sazonal, cíclico e tendência, permite testar se os seus respectivos padrões são constantes ou variáveis no tempo, tomando como base a significância estatística da variância do componente ou hiperparâmetro. Além disso, esta metodologia permite a inclusão de variáveis explicativas e de intervenções por meio de variáveis *dummy*.

O modelo a ser utilizado neste trabalho para os tributos, os gastos com pessoal e a despesa total são descritos, respectivamente, pelas equações (2.1-a) a (2.1-c).

$$\ln \frac{T_t}{P_t} = \mu_t + \gamma_t + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} + \alpha_3 \ln P_t + \varepsilon_t \quad (2.1-a)$$

$$\ln g_t = \mu_t + \gamma_t + \alpha_4 (\pi_t - \pi_t^e) + \alpha_5 \pi_t + \alpha_6 \ln y_t + \varepsilon_t \quad (2.1-b)$$

$$\ln D_t = \mu_t + \gamma_t + \alpha_7 \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} + \alpha_8 \ln y_t + \varepsilon_t \quad (2.1-c)$$

onde T_t/p_t é a arrecadação real, g_t corresponde aos gastos com pessoal, D_t é a despesa total, π_t é a taxa de inflação, π_t^e é a taxa de inflação esperada,⁶ μ_t é a tendência, γ_t é a sazonalidade, $p_t/p_{t-1} = \pi_t + 1$, y_t é o índice do produto

5 Para mais detalhes ver HARVEY (1989).

6 Uma hipótese bastante simples, adotada neste trabalho, consiste em admitir que a taxa de inflação esperada em t seja igual a do período anterior ($t-1$), de modo a admitir que as expectativas sejam adaptativas. Assim, temos que $\pi_t^e = \pi_{t-1}$.

interno bruto real, p_t é o índice geral de preços (IGP-DI) e ε_t é o componente aleatório.

A tendência e a sazonalidade⁷ podem ser descritas pelas equações

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + v_t \quad (2.2-a)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \delta_t \quad (2.2-b)$$

$$\gamma_t = -\sum_{j=1}^4 \gamma_{t-j} + w_t \quad (2.2-c)$$

onde v_t , δ_t , e w_t são ruídos brancos.

Colocando os conjuntos de equações (2.1) e (2.2) no formato espaço de estados podemos utilizar o filtro de Kalman para estimar o modelo descrito, que, como foi visto, considera como estocásticos os componentes não-observáveis subjacentes a uma série temporal, quais sejam, tendência, ciclo, sazonalidade e componente irregular, o que possibilita que o modelo capte mais facilmente mudanças nestes componentes, sejam estas temporárias ou permanentes. Além disso, por intermédio da estimação recursiva do modelo, esta metodologia permite que as elasticidades relativas às variáveis dependentes sejam também variáveis no tempo.

Em cada um dos casos o processo de estimação foi o mesmo. Partimos sempre de um modelo geral com todos os componentes estocásticos e restringimos este modelo até obter um modelo final mais parcimonioso. Nas estimativas finas foram colocadas *dummies* em trimestres que apresentassem grandes erros e foram considerados não-estocásticos aqueles componentes cujos hiperparâmetros não se mostraram significativamente diferentes de zero.

7 Poderíamos também ter descrito a sazonalidade via funções trigonométricas. A escolha do modelo da sazonalidade em nosso trabalho será feita por meio dos critérios de seleção de Akaike (AIC) e Bayes (BIC).

3. RESULTADOS

3.1 Receita Total

Partindo do modelo geral,⁸ apresentado pela equação (2.1-a), as estimativas para os desvios padrões dos distúrbios dos componentes indicaram que a inclinação da tendência não era estocástica, pois o desvio padrão estimado para o distúrbio da inclinação mostrou-se igual a zero.⁹ Considerando um modelo com inclinação nula, as estimativas para os desvios padrões dos distúrbios dos componentes irregular, sazonal e o nível continuam a ser diferentes de zero, como mostra a Tabela 1.¹⁰

TABELA 1 - ESTIMATIVA DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_e)	0.0968235
Nível (σ_v)	0.0465438
Sazonal (σ_w)	0.00551980

TABELA 2 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coeficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	6.7998	2.1340	3.1865**
$\ln(1+\pi_t)$	-0.199528	0.0597789	-3.3378**
$\ln y_t$	0.592914	0.444705	1.3333
$\ln P_t$	0.0181325	0.0128121	1.4153
γ_t	-0.0490928	0.0298047	-1.6471
γ_{t-1}	0.0304334	0.0316669	0.961047

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

8 A sazonalidade pode ser também descrita por funções trigonométricas. No entanto, optou-se pelo uso de *dummies* sazonais pois estas geraram um modelo com melhores critérios de seleção tipo Akaike (AIC) e Bayes (BIC).

9 O período de estimação para todas as equações de tributos vai do primeiro trimestre de 1980 ao terceiro trimestre de 1997.

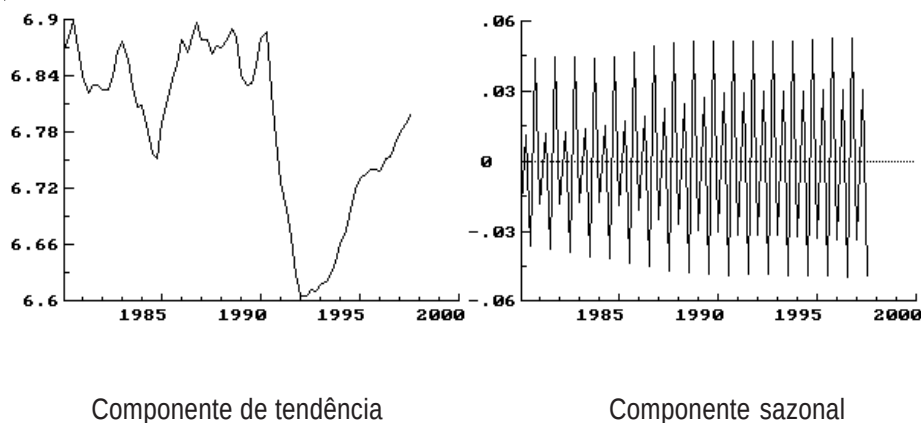
10 Para decidir se deveríamos considerar ou não a existência da inclinação, utilizamos também os critérios de seleção de Akaike (AIC) e de Bayes (BIC).

A Tabela 2 apresenta a estimativa final do vetor de estados ($\alpha_{T/T}$). Os desvios padrões apresentados na Tabela 3 correspondem à raiz quadrada da variância dos estimadores da matriz de estado, ou seja, correspondem à raiz quadrada dos elementos da diagonal principal da matriz $s^2\Sigma_{T/T}$.¹¹ Podemos observar então, com relação à elasticidade-inflação, que um aumento em 1% na inflação deve gerar, em média, uma redução de -0.2% na arrecadação real total devido à defasagem existente entre o fato gerador e a coleta de imposto. Já as elasticidades-renda e preço não se mostraram significativamente diferentes de zero. Com relação à última, isto indica que a arrecadação é indexada totalmente com relação ao nível de preços, pois a arrecadação real não depende do nível de preços.

Os componentes estimados quando “alisamos” os dados são mostrados no Gráfico 1. Vale notar que a sazonalidade vai aumentando levemente com o decorrer do tempo. A tendência é representada apenas pelo nível, uma vez que a inclinação foi posta como nula. A grande vantagem em se colocar um modelo como este, em que a tendência é estocástica, é que nos permite observar mais claramente como a arrecadação total, no caso, é influenciada pela política macroeconômica vigente. Entre 1980 a 1984 houve uma queda na tendência, que pode ser explicada pela política recessiva de ajuste do balanço de pagamentos. Por outro lado, durante o período de 1985 a 1986 houve um crescimento na tendência em virtude do relaxamento das políticas recessivas de ajuste externo e do Plano Cruzado, o que determinou um grande aquecimento da economia. A tendência se mantém parcialmente estável a partir de meados de 1987 até 1990, período inicial do governo Collor, quando apresenta uma forte queda até 1992, voltando a crescer a partir de então.

11 Para detalhes, ver HARVEY (1989). Analisando o comportamento do erro de previsão um passo à frente observou-se que o mesmo não apresenta qualquer problema com respeito à normalidade, à heteroscedasticidade e à autocorrelação entre os resíduos. Com relação aos resíduos auxiliares, que são os resíduos relativos ao componente irregular e ao nível, encontrou-se, em ambos, problema de normalidade.

GRÁFICO 1 - COMPONENTES ESTRUTURAIS



Intervindo-se de modo a colocar variáveis *dummy* no componente irregular no segundo trimestre de 90, no terceiro trimestre de 80, no quarto trimestre de 84 e no primeiro trimestre de 86, verifica-se, como é mostrado pela Tabela 3, que o componente sazonal parece não ser estocástico, pois o desvio padrão estimado para o distúrbio do mesmo se mostra igual a zero.

TABELA 3 - ESTIMATIVA DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_ε)	0.0757538
Nível (σ_v)	0.0295312
Sazonal (σ_w)	0.00000

A estimativa final do vetor de estados (a_{TT}) neste caso, admitindo-se o componente sazonal fixo, é dada pela Tabela 4.¹² Assim, analisando a estimativa final do vetor de estados constata-se, com relação à elasticidade-inflação, que um aumento de 1% na taxa de inflação deve gerar, em média, uma redução de 0,145% na arrecadação total real. Note-se que tal estimativa se mostra, em módulo, cerca de 27% menor do que a obtida anteriormente, sem intervenção. Com relação à elasticidade-preço, esta novamente não se

12 Observando o comportamento do erro de previsão um passo à frente, constatado-se novamente, após as intervenções, a inexistência dos problemas de normalidade, heteroscedasticidade e de autocorrelação. Com relação aos resíduos auxiliares, que são os resíduos relativos ao componente e ao nível, o problema da normalidade dos mesmos foi completamente resolvido.

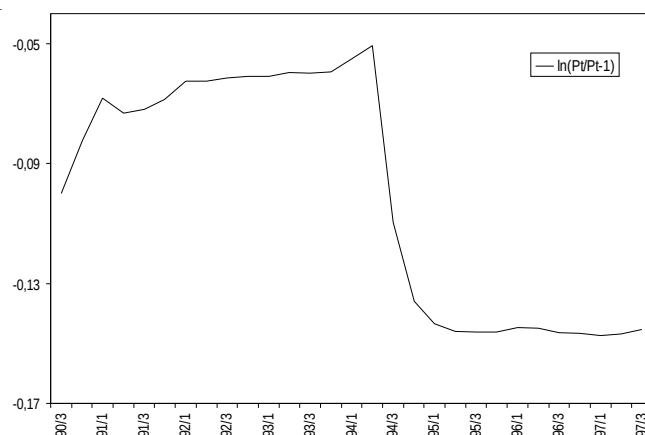
mostra significativamente diferente de zero, indicando que a arrecadação real total é indexada totalmente com relação ao nível de preços.¹³ A novidade com relação à estimativa anterior é a elasticidade-renda, que se mostra agora significativamente diferente de zero, esperando-se que um aumento de 1% no PIB gere, em média, um aumento de 1,24% na arrecadação real.

TABELA 4 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coeficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	3.9215	1.5705	2.4969 *
$\ln(1+\pi_t)$	-0.145387	0.0454042	-3.2021**
$\ln y_t$	1.2366	0.331287	3.7327**
$\ln P_t$	0.00791956	0.00847675	0.934268
γ_t	0.00214327	0.0241503	0.0887471
γ_{t-1}	-0.0171132	0.0213279	-0.802385
γ_{t-2}	-0.0675058	0.0189494	-3.5624*
D80_3	0.272700	0.0883135	3.0879**
D84_4	-0.264538	0.0865277	-3.0573**
D86_1	0.220980	0.0864683	2.5556*
D90_2	0.501567	0.0939205	5.3403**

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

GRÁFICO 2 - ELASTICIDADE-INFLAÇÃO



13 Em termos da equação (1.2) isto significa dizer que $b-1 = 0$.

GRÁFICO 3 - ELASTICIDADE-RENDA

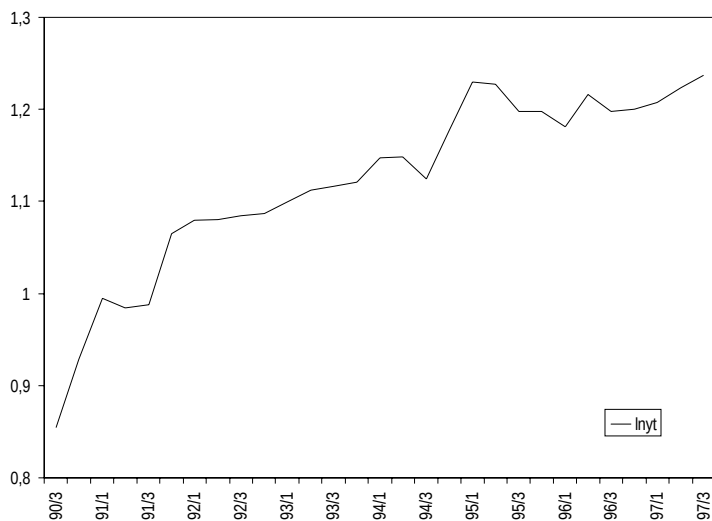
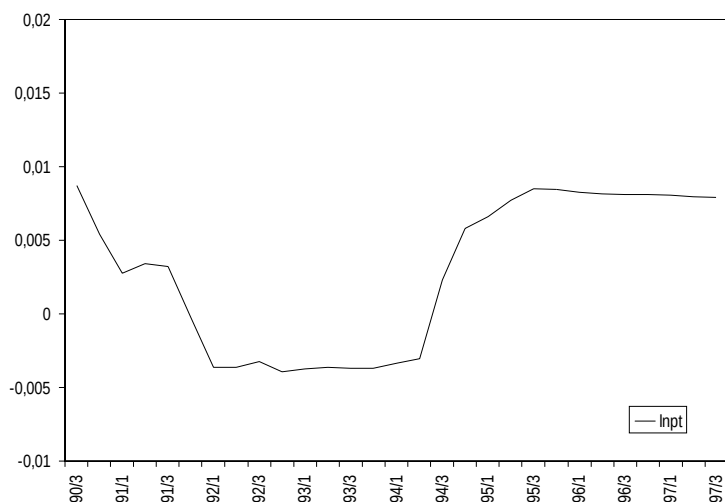


GRÁFICO 4 - ELASTICIDADE-PREÇO



No que tange aos coeficientes das variáveis *dummy*, pode-se constatar que os mesmos se mostram significativos em 80-3, 84-4, 86-1 e 90-2, indicando possíveis quebras estruturais. Algumas destas intervenções estão claramente ligadas aos planos de estabilização com congelamento de preços implementados durante os anos oitenta. Este é o caso da *dummy* em 86-1

referente ao Plano Cruzado e 90-2 referente ao Plano Collor I. Neste último caso, boa parte da quebra estrutural pode ser explicada pela variação na tributação do IOF sobre os ativos financeiros.

Comparando os resultados acima com aqueles obtidos por Barbosa (1987) para o período 1970-1983, nota-se que as elasticidades-inflação e renda se mostram aqui menores em módulo.¹⁴ Por outro lado, nossos resultados coincidem com Barbosa (1987) no que diz respeito ao fato de que a receita total é indexada ao nível de preços, é sensível à renda e à inflação, o que indica que a defasagem existente entre o fato gerador e a coleta dos tributos afeta a arrecadação.

Uma vez definido um modelo que ajustou satisfatoriamente os dados, o passo seguinte foi a estimação recursiva do mesmo, de forma a permitir a estimação das elasticidades que fosse variável no tempo. Os Gráficos 2, 3 e 4 mostram o comportamento das elasticidades-inflação, renda e preço para o período 1990-3 a 1997-3. Note-se que, embora a estimação tenha envolvido dados a partir dos anos 80, os gráficos mostram os coeficientes apenas a partir dos anos 90, pois, como a estimativa dos parâmetros filtrados partiu de uma *priori* difusa, as primeiras estimativas não são confiáveis. Com relação à elasticidade-preço, constatou-se valores não significativamente diferentes de zero para todo o período em questão. A elasticidade-renda, por sua vez, apresenta uma certa tendência de crescimento, com valores significativamente diferentes de zero durante todo o período. Analisando-se a elasticidade-inflação, constata-se que depois do Plano Real, mais precisamente em 97-3, houve um grande aumento, em módulo, da elasticidade-inflação, com esta passando a se mostrar significativamente diferente de zero.¹⁵ Tal crescimento pode ser explicado pelo processo de desindexação trazido com o Plano Real. No dia primeiro de julho de 1994,

14 As elasticidades-renda e inflação obtidas em BARBOSA (1987) são, respectivamente, iguais a 1,27 e -0,75. Deve-se salientar, no entanto, que as estimações feitas por BARBOSA (1987) são para dados anuais e que além de utilizar o método de estimação por mínimos quadrados apresenta problemas de especificação.

15 Este resultado para a arrecadação total é fortemente influenciado pelo comportamento do Imposto de Renda, como veremos a seguir.

por meio da Lei 8.880, a Ufir diária foi suspensa por 180 dias.¹⁶ A Ufir mensal passou, então, a ser aplicada apenas em casos específicos, tais como para impostos pagos em atraso, como deflator para efeito de cálculo de base para incidência do imposto de renda. Aos poucos a Ufir foi perdendo importância, sendo que em 1995 passou a ser trimestral, em 1996 semestral e em 1997 anual.

3.2 Imposto Sobre Produtos Industrializados (IPI)

Estimando o mesmo modelo (2.1-a) para o IPI encontraram-se valores para os desvios padrões dos distúrbios dos componentes que indicam novamente que a inclinação da tendência parece não ser estocástica e nula. A Tabela 5 apresenta as estimações para os hiperparâmetros considerando uma inclinação não-estocástica.

TABELA 5 - ESTIMATIVA DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_ε)	0.0443395
Nível (σ_v)	0.108033
Sazonal (σ_w)	0.0217346

Observando a estimativa final do vetor de estado (a_{TT}),¹⁷ por meio da Tabela 6, e avaliando-se a elasticidade-inflação, nota-se que a cada aumento de 1% na inflação gera-se, em média, uma queda de -0,19% na arrecadação real total do IPI, sendo tal resultado consequência da defasagem existente entre o fato gerador e a coleta de imposto. A estimativa da elasticidade-renda, por sua vez, mostra que aumentando-se em 1% o PIB real gera-se, em

16 A Ufir diária foi extinta a partir de primeiro de setembro de 1994 por meio do artigo 43 da Lei nº 9.069/95.

17 Analisando o erro de previsão um passo à frente, por meio da realização de testes de normalidade, de heteroscedasticidade e de autocorrelação, constatou-se a existência de problemas de normalidade e de autocorrelação entre os resíduos. Com relação aos resíduos auxiliares, que são os resíduos relativos ao componente irregular e ao nível, encontrou-se problema de normalidade em ambos.

média, um aumento de 1,52% na arrecadação real do IPI. Com relação à elasticidade-preço, esta não se mostra significativamente diferente de zero, indicando que a arrecadação do IPI é indenizada totalmente com relação ao nível de preços,

TABELA 6 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coefficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	1.0321	2.8905	0.357047
$\ln(1+\pi_t)$	-0.186197	0.0688689	-2.7036**
$\ln y_t$	1.5230	0.567554	2.6835**
$\ln P_t$	-0.00617462	0.0273074	-0.226115
γ_t	-0.0563379	0.0470294	-1.1979
γ_{t-1}	-0.0821495	0.0479989	-1.7115
γ_{t-2}	0.0299436	0.0508701	0.588629

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

Por meio do Gráfico 5 podemos perceber que a sazonalidade sofre uma queda até o ano de 1986, sendo que uma parcial estabilidade começa a ser mantida a partir de então. A grande volatilidade do período 80-86 pode justificar a mudança no padrão da sazonalidade, uma vez que este período é marcado pela recessão de 81-83 e o período de aquecimento de 84-86. A tendência mostra que o período entre 1980 e 1984 é marcado por uma queda que pode ser explicada pela política recessiva de ajuste do balanço de pagamentos. Por sua vez, durante o período de 1985 a 1986, houve um crescimento na tendência, talvez ligado ao relaxamento das políticas recessivas de ajuste externo e ao Plano Cruzado.

Introduzino uma variável *dummy* no componente irregular, correspondente a 84-4, e três variáveis *dummy* no nível, correspondentes a 84-3, 85-4 e 86-1, obtêm-se, como é mostrado pela Tabela 7, novas estimativas para os desvios padrões dos distúrbios dos componentes, que se mostram significativamente diferentes de zero.

GRÁFICO 5 - COMPONENTES ESTRUTURAIS

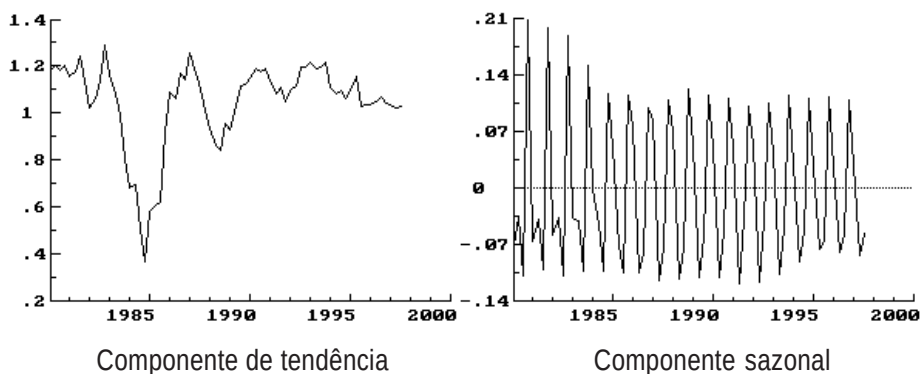


TABELA 7 - ESTIMATIVA DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_ϵ)	0.0343910
Nível (σ_v)	0.0833748
Sazonal (σ_w)	0.0199278

A estimativa final do vetor de estados (a_{TT}), visualizada na Tabela 8,¹⁸ após essas intervenções, mostra que um aumento de 1% na taxa de inflação gera, em média, uma redução de 0,17% na arrecadação real do IPI. Esta estimativa se mostra, em módulo, aproximadamente 8,5% menor do que a obtida anteriormente, sem intervenção. A elasticidade-renda se mostra significativamente diferente de zero, cerca de 16% menor que a estimativa anterior, esperando-se que um aumento de 1% no PIB gere, em média, um aumento de 1,28% na arrecadação real do IPI. Já a elasticidade-preço, novamente não se mostra significativamente diferente de zero, demonstrando então que a arrecadação é totalmente indexada com relação ao nível de preços.

18 Analisando novamente o resíduo um passo à frente constatou-se que o problema da normalidade foi eliminado e o problema da autocorrelação residual, por sua vez, foi praticamente resolvido, encontrando-se apenas o problema no lag 4, a 5% de significância. Com relação aos resíduos auxiliares, que são os resíduos relativos ao componente irregular e ao nível, o problema da normalidade dos mesmos foi completamente resolvido.

Constatou-se que todos os coeficientes das variáveis *dummy* se mostraram significativos. As quebras de 85-4 e 86-1 são justificadas pelo Plano Cruzado, enquanto que as de 84-3 e 84-4 podem ser explicadas pelo inesperadamente forte crescimento do produto após um período de recessão.

Comparando-se os resultados obtidos por nossa pesquisa com os obtidos por Barbosa (1987), observa-se que o IPI se mostra igualmente sensível em relação à renda. Entretanto, Barbosa (1987) conclui, ao contrário deste trabalho, que a inflação não afeta a arrecadação do IPI e que este não é completamente indexado com relação ao nível de preços, pois a elasticidade-inflação não apresenta significante diferença de zero e a elasticidade-preço é significativamente diferente de zero.¹⁹

TABELA 8 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coeficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	2.4547	2.3195	1.0583
$\ln(1+\pi_t)$	-0.170338	0.0544027	-3.1311**
$\ln y_t$	1.2756	0.454126	2.8088**
$\ln P_t$	-0.0125785	0.0213220	-0.589932
γ_t	-0.0490896	0.0391803	-1.2529
γ_{t-1}	-0.0708627	0.0394625	-1.7957
γ_{t-2}	0.0157515	0.0415162	0.379406
D84_4	-0.297913	0.0869897	-3.4247**
D84_3	-0.247138	0.105747	-2.3371*
D85_4	0.373468	0.110380	3.3835**
D86_1	0.226063	0.108805	2.0777*

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

19 As elasticidades-renda e preço obtidas por BARBOSA (1987) são, respectivamente, iguais a 1,03 e -0,13.

GRÁFICO 6 - ELASTICIDADE-INFLAÇÃO

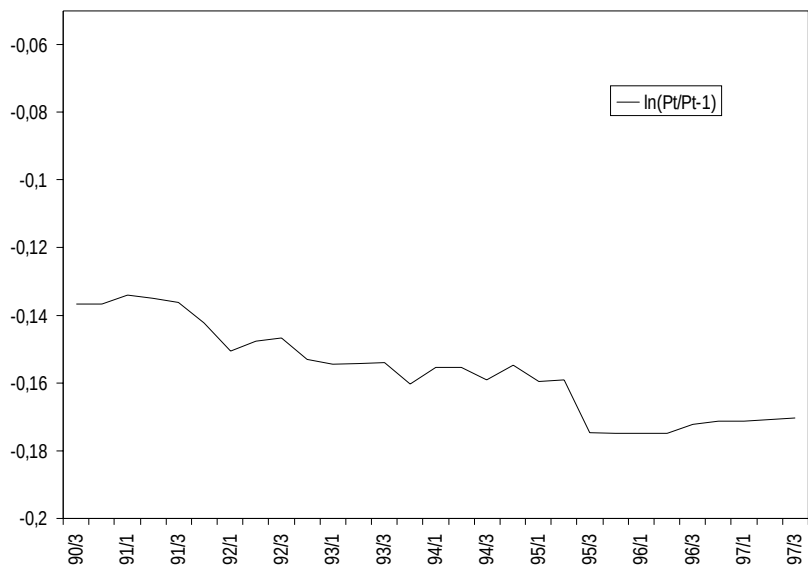
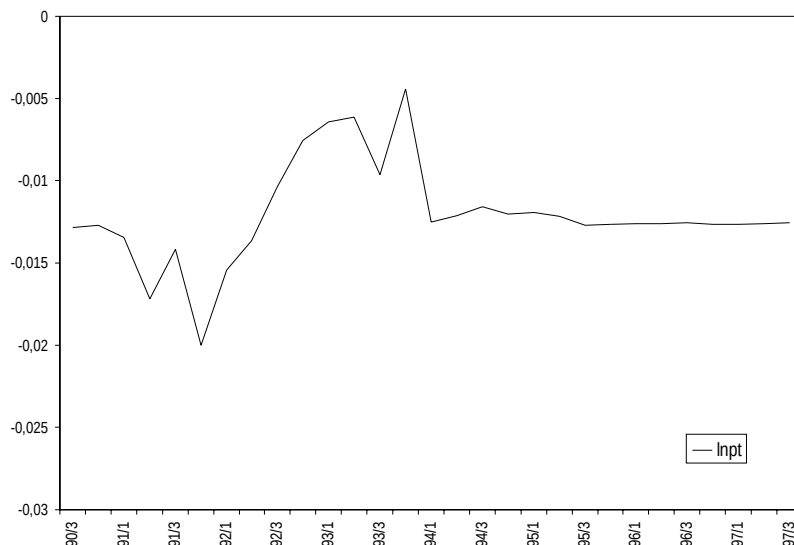


GRÁFICO 7 - ELASTICIDADE-RENDA



GRÁFICO 8 - ELASTICIDADE-PREÇO



Realizando as estimações recursivas tentamos captar alterações nas elasticidades ao longo do tempo. Os Gráficos 6, 7 e 8 apresentam o comportamento das elasticidades-inflação, renda e preço. A elasticidade-preço apresentou valores não significativamente diferentes de zero para todo o período em questão. Analisando-se as elasticidades-inflação e renda nota-se uma certa estabilidade, principalmente se compararmos com o que foi visto na arrecadação total. O Plano Real parece não ter afetado muito a elasticidade-inflação, enquanto que a elasticidade-renda, que vinha variando entre 1,05 e 1,25, permaneceu estável neste último valor a partir de 1995.

3.3 Imposto de Renda

As estimações para o Imposto de Renda apresentaram valores para os desvios padrões dos distúrbios dos componentes que indicam, como nos casos anteriores, que a inclinação da tendência parece não ser estocástica e nula. Passamos então a considerar um modelo com inclinação nula, e estimamos novamente os desvios padrões dos distúrbios dos componentes irregular, sazonal e o nível, que continuam a se mostrar diferentes de zero, como mostra a Tabela 9.

TABELA 9 - ESTIMATIVA DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_ε)	0.161210
Nível (σ_v)	0.0737725
Sazonal (σ_w)	0.0421689

TABELA 10 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coefficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	5.6324	3.5765	1.5748
$\ln(1+\pi_t)$	0.0116733	0.101706	0.114775
$\ln y_t$	0.590797	0.747876	0.789966
$\ln P_t$	0.0137616	0.0205142	0.670833
γ_t	-0.114309	0.0890572	-1.2835
γ_{t-1}	0.0324027	0.0898155	0.36077
γ_{t-2}	0.0936453	0.0917412	1.0208

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

A estimativa final do vetor de estado (a_{TT}),²⁰ apresentada pela Tabela 10, mostra que a elasticidade-inflação e renda não mostraram significativa diferença de zero. A elasticidade-preço também não se mostra significativamente diferente de zero, indicando que a arrecadação do imposto de renda é indexada totalmente com relação ao nível de preços.

Com relação aos componentes estimados, mostrados no Gráfico 9, pode-se perceber que a tendência apresenta grande crescimento na primeira metade da década de 80, justificado talvez pelas medidas tomadas pelo governo, visando, fundamentalmente, à ampliação na base de cálculo do

20 Analisando o erro de previsão um passo à frente, por meio da realização de testes de normalidade, de heteroscedasticidade e de autocorrelação, constatou-se a existência apenas do problema de autocorrelação entre os resíduos, que foi detectada no lag 3, a 5% de significância. Com relação aos resíduos auxiliares, que são os resíduos relativos ao componente irregular e ao nível, não se encontrou, em ambos, problema de normalidade.

imposto de renda das pessoas físicas e jurídicas para aumentar a receita. Estas medidas se concentraram principalmente na pessoa física, não ocorrendo de forma similar para a pessoa jurídica. A partir da segunda metade da década de 80 a tendência passa a flutuar de acordo com os planos de estabilização adotados. Durante o período mais recessivo do governo Collor, de 1990 a 1991, há uma queda na tendência, e a partir do segundo trimestre de 1992 ocorre uma retomada do crescimento. No período do Plano Real é possível observar um aumento da tendência do terceiro trimestre de 1994 até o segundo trimestre de 1996 quando, então, a mesma começa a cair.

GRÁFICO 9 - COMPONENTES ESTRUTURAIS

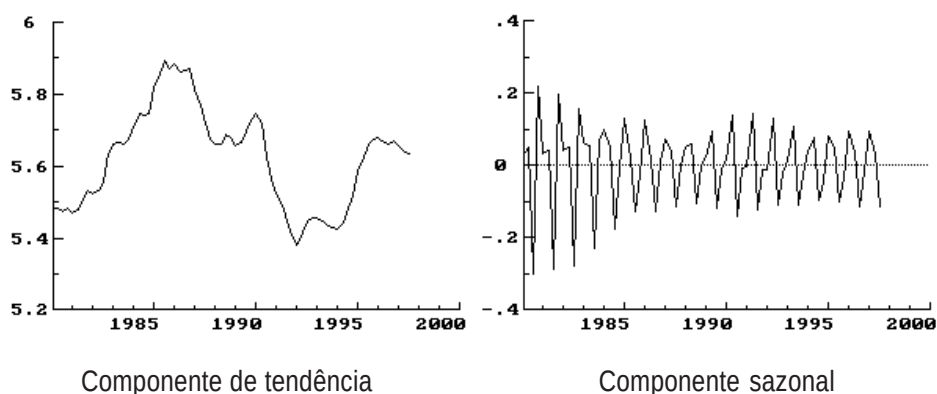


TABELA 11 - ESTIMATIVA DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_e)	0.173061
Nível (σ_v)	0.00826413
Sazonal (σ_w)	0.00503010

TABELA 12 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coefficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	2.4679	1.7525	1.4082
$\ln(1+\pi_t)$	-0.231134	0.0780509	-2.9613**
$\ln y_t$	1.3451	0.382472	3.5167**
$\ln P_t$	-0.00409707	0.00549553	-0.745528
D81_4	0.474450	0.190220	2.4942*
D85_3	0.434452	0.181499	2.3937*
D86_1	0.409838	0.181747	2.255*
D90_1	0.628594	0.204657	3.0715**
D82_4	0.374917	0.0775084	4.8371**
γ_t	-0.170781	0.0415071	-4.1145**
γ_{t-1}	0.0594818	0.0418490	1.4213
γ_{t-2}	0.0830714	0.0456216	1.8209

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

A introdução de quatro variáveis *dummy* no componente irregular, correspondentes a 81-4, 85-3, 86-1 e 90-1, e uma variável *dummy* no nível, em 82-4, gera novas estimativas para os desvios padrões dos distúrbios dos componentes que se mostram diferentes de zero, sendo estas apresentadas na Tabela 11.

A estimativa final do vetor de estado (a_{TT}),²¹ apresentada pela Tabela 12, mostra que, com as intervenções, a elasticidade-inflação e renda passam a se apresentar significativamente diferentes de zero. Com relação à elasticidade-inflação, 1% de aumento na inflação cria, em média, uma redução de -0.23% na arrecadação real total do imposto de renda, devido à defasagem existente entre o fato gerador e a coleta de imposto. Na verdade,

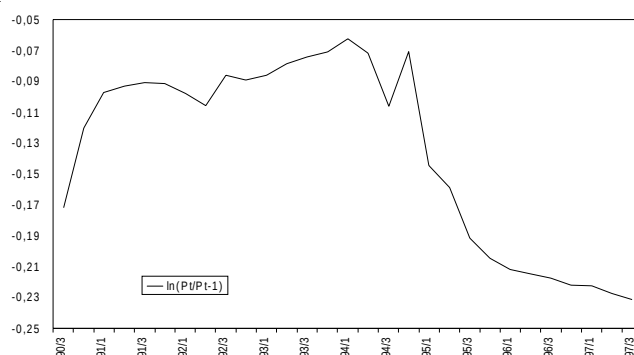
21 Analisando novamente o resíduo um passo à frente, constatou-se a inexistência de problemas de normalidade, heteroscedasticidade e autocorrelação entre os resíduos. Com relação aos resíduos auxiliares, que são os resíduos relativos ao componente irregular e ao nível, não foi detectado de novo o problema de normalidade.

é importante notar que existe um certo problema conceitual em aplicarmos o efeito Tanzi à arrecadação do imposto de renda, pois não está claro como definir o momento de ocorrência do fato gerador do imposto. A estimativa da elasticidade-renda indica, por sua vez, que um aumento de 1% no PIB real deve gerar, em média, um aumento de 1,35% na arrecadação real do imposto. A elasticidade-preço não se mostra significativamente diferente de zero, o que indica que a arrecadação do imposto de renda é indexada totalmente com relação ao nível de preços.

Todos os coeficientes das variáveis *dummy* se mostram significativos. É importante ressaltar que, na primeira metade da década de 80, o governo estava preocupado em tomar medidas que buscassem um aumento na arrecadação do imposto e que, no final da década de 80, na esteira das transformações trazidas pela nova Constituição, o Imposto de Renda sobre Pessoas Jurídicas sofreu profundas alterações em sua legislação, com vistas a uma maior simplificação, ganhos de funcionalidade em relação à inflação e redução da carga sobre a poupança.²²

Ao compararmos com os resultados obtidos por Barbosa (1987), observa-se que, igualmente nos dois trabalhos, o IR se mostra totalmente indexado e sensível no que diz respeito à renda e à inflação.²³

GRÁFICO 10 - ELASTICIDADE-INFLAÇÃO



22 Ver DAIN & MENANDRO (1993).

23 As elasticidades-renda e inflação obtidas por BARBOSA (1987) são, respectivamente, iguais a 1,14 e -0,61.

GRÁFICO 11 - ELASTICIDADE-RENDA

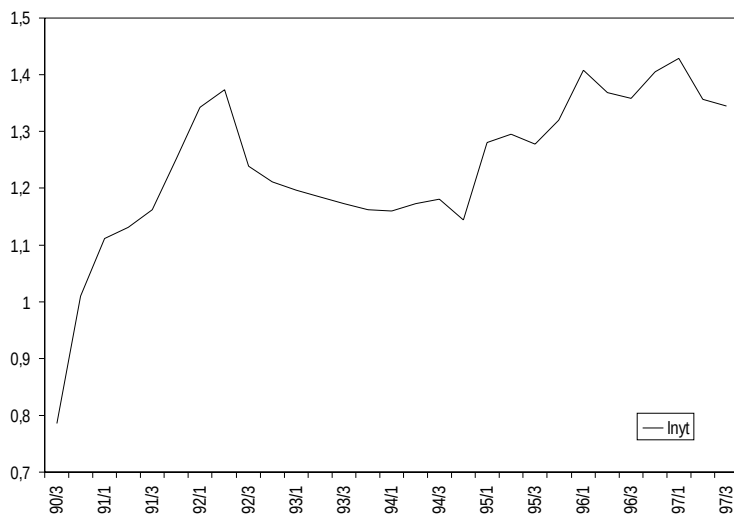
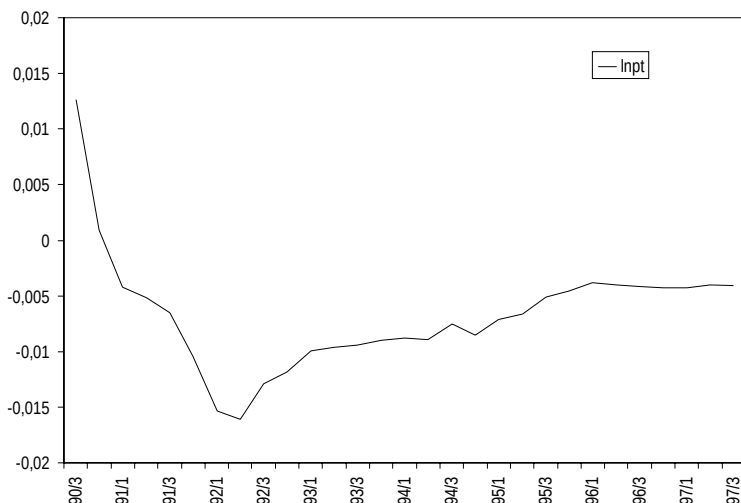


GRÁFICO 12 - ELASTICIDADE-PREÇO



Os Gráficos 10, 11 e 12 mostram o comportamento no tempo das elasticidades-inflação, renda e preço. Com relação à elasticidade-preço, constataram-se valores não significativamente diferentes de zero para todo o período em questão. O comportamento das elasticidades-inflação e renda apresentam uma certa similaridade com a arrecadação total. Por sua vez, a elasticidade-renda apresenta uma certa tendência de crescimento e a

elasticidade-inflação exibe, durante o Plano Real, um grande aumento, em módulo. Assim sendo, os resultados obtidos neste aspecto para a arrecadação total são fortemente influenciados pelo comportamento do Imposto de Renda. Ao contrário do que foi observado para o IPI, o Plano Real muda substancialmente o comportamento deste imposto.

3.4 Imposto Sobre Circulação de Mercadorias (ICMS)

Considerando agora o ICMS total, seguimos o mesmo procedimento encontrando novamente uma inclinação não-estocástica e igual a zero para a tendência. Assim, levando-se em conta um modelo com inclinação nula, as estimativas para os desvios padrões dos distúrbios dos componentes irregular, sazonal e o nível continuam a se mostrar diferentes de zero, como mostra a Tabela 13.

TABELA 13 - ESTIMATIVAS DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_e)	0.00718431
Nível (σ_v)	0.0546283
Sazonal (σ_w)	0.00817758

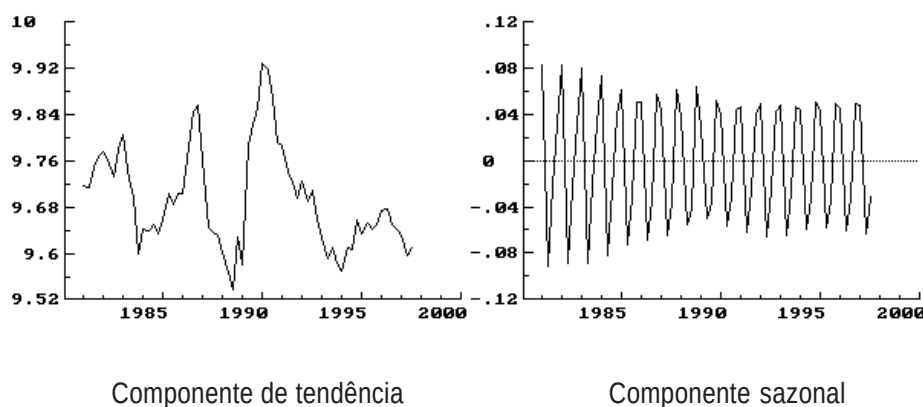
TABELA 14 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coeficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	9.6105	1.3234	7.2622**
$\ln(1+\pi_t)$	-0.287394	0.0306316	-9.3823**
$\ln y_t$	1.3445	0.255124	5.2702**
$\ln P_t$	0.00939189	0.0137610	0.682502
γ_t	-0.0315646	0.0194011	-1.6269
γ_{t-1}	-0.0631182	0.0200495	-3.1481**
γ_{t-2}	0.0466953	0.0216114	2.1607*

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

Observando a Tabela 14, que apresenta a estimativa final do vetor de estado ($a_{T/T}$),²⁴ constata-se, com relação à elasticidade-inflação, que um aumento em 1% na inflação deve gerar, em média, uma redução de -0.29% na arrecadação real total do ICMS, devido à defasagem existente entre o fato gerador e a coleta de imposto. A estimativa da elasticidade-renda indica, por sua vez, que um aumento de 1% no PIB real deve gerar, em média, um aumento de 1,34% na arrecadação real do ICMS. Com referência à elasticidade-preço, podemos ver que a mesma não é significativamente diferente de zero, o que mostra que a arrecadação do ICMS é indexada totalmente com relação ao nível de preços.

GRÁFICO 13 - COMPONENTES ESTRUTURAIS



Fazendo uma análise dos componentes estimados quando “alisamos” os dados, podemos perceber, por meio do Gráfico 13, que, assim como ocorreu

24 Analisando o erro de previsão um passo à frente, por meio da realização de testes de normalidade, de heteroscedasticidade e de autocorrelação, constatou-se a existência de problemas de normalidade e de autocorrelação entre os resíduos. Com relação ao problema da autocorrelação serial, este foi detectado apenas nos lags 3, 8 e 9, a um nível de 5% de significância. Com relação aos resíduos auxiliares, que são os resíduos relativos ao componente irregular e ao nível, encontrou-se, em ambos, problema de normalidade.

para o IPI, o componente sazonal vem se reduzindo com o tempo. Por outro lado, o componente de tendência mostra-se muito mais volátil que no caso do IPI.

TABELA 15 - ESTIMATIVAS DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_ϵ)	0.00000
Nível (σ_v)	0.0442247
Sazonal (σ_w)	0.00647222

Incorporando variáveis *dummy* no componente irregular e no nível em 83-4 e 89-2, respectivamente, obtêm-se novas estimativas para os hiperparâmetros e para o vetor de estados, apresentadas nas Tabelas 15 e 16,²⁵ respectivamente. Com relação à elasticidade-inflação, um aumento de 1% na inflação deve gerar, em média, uma redução de -0.29% na arrecadação real total do ICMS, devido à defasagem existente entre o fato gerador e a coleta de imposto. Esta elasticidade se mostra, em módulo, cerca de 1,3% maior do que a obtida anteriormente, sem intervenção. A estimativa da elasticidade-renda, por sua vez, se mostra também significativamente diferente de zero e cerca de 22,9% menor que a obtida anteriormente, indicando que um aumento de 1% no PIB real deve gerar, em média, um aumento de 1,04% na arrecadação real do ICMS. Com relação à elasticidade-preço, podemos ver que a mesma não se mostra, de novo, significativamente diferente de zero, o que indica que a arrecadação do ICMS é indexada totalmente com relação ao nível de preços.

Observando os coeficientes das variáveis *dummy* pode-se constatar que os mesmos se mostram significativos. A *dummy* em 89-2 pode explicar uma possível quebra estrutural causada pelas mudanças trazidas pela Constituição de 88 em relação à base de incidência do ICM e pelo Plano Verão, que gerou uma queda abrupta da inflação seguida por um aumento de demanda, e que teve efeitos positivos sobre a arrecadação.

TABELA 16 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coeficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	11.345	1.0978	10.335**
$\ln(1+\pi_t)$	-0.291156	0.0243978	-11.934**
$\ln y_t$	1.0370	0.209798	4.9428**
$\ln P_t$	0.00269159	0.0112040	0.240235
D83_4	-0.0985294	0.0358995	-2.7446**
D89_2	0.271935	0.0497955	5.461**
γ_t	-0.0273191	0.0154052	-1.7734
γ_{t-1}	-0.0515863	0.0160218	-3.2198**
γ_{t-2}	0.0330999	0.0173111	1.9121

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

GRÁFICO 14 - ELASTICIDADE-INFLAÇÃO

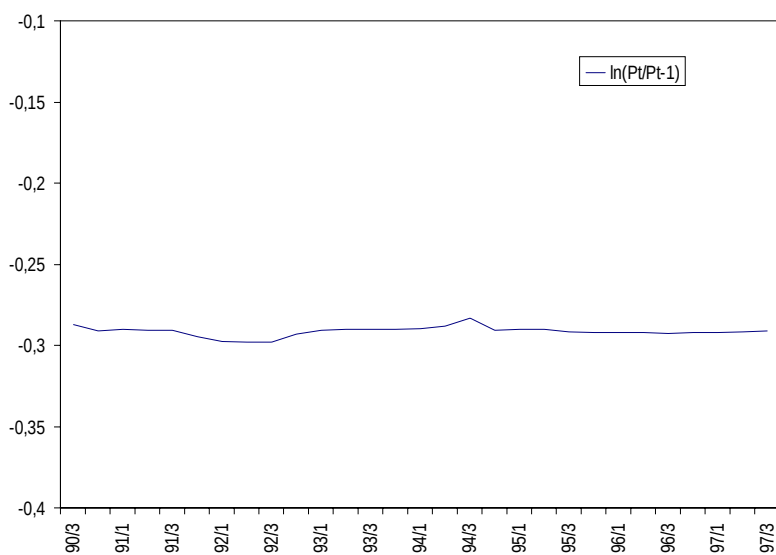
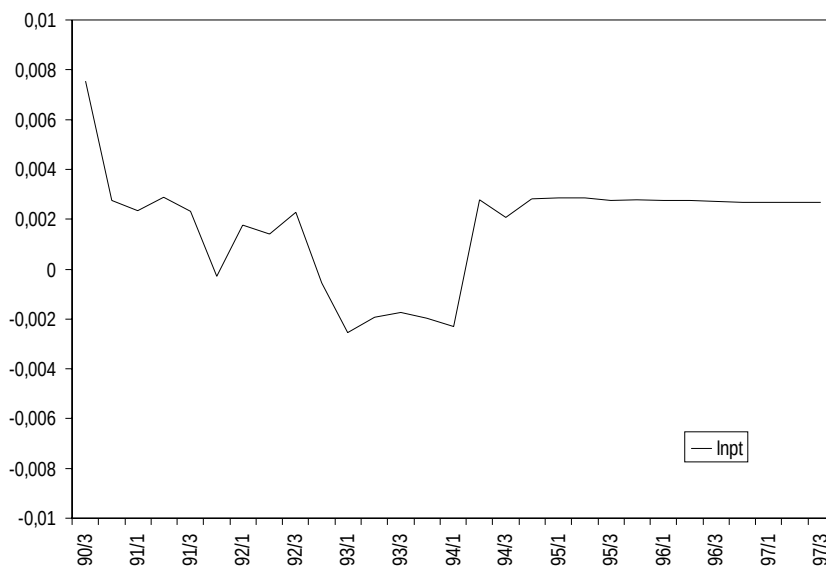


GRÁFICO 15 - ELASTICIDADE-RENDA



GRÁFICO 16 - ELASTICIDADE-PREÇO



Fazendo uma comparação com os resultados obtidos por Barbosa (1987) constata-se que, tal como neste trabalho, o ICMS se mostra totalmente indexado e sensível em relação à renda e à inflação, o que indica que a defasagem existente entre o fato gerador e a coleta dos tributos afeta a

arrecadação deste tributo.²⁶ Contudo, as elasticidades obtidas por Barbosa (1987) são substancialmente maiores que as por nós encontradas.

O comportamento das elasticidades-inflação, renda e preço, para o período de 1990-3 até 1997-3, pode ser visto nos Gráficos 14, 15 e 16. Com relação à elasticidade-preço, constatou-se valores não significativamente diferentes de zero para todo o período em questão. Analisando as elasticidades-inflação e renda nota-se, como no IPI, uma certa estabilidade, com os valores para tais elasticidades mostrando-se mais ou menos constantes.

3.5 Gastos Com Pessoal e Encargos Sociais²⁷

Estimando o modelo descrito pela equação (2.1-b), observou-se que tanto a inclinação da tendência quanto o componente sazonal parecem não ser estocásticos.²⁸ A Tabela 17 apresenta as estimativas para os desvios padrões dos distúrbios dos componentes irregular e o nível, admitindo um modelo com inclinação nula e sazonalidade fixa.²⁹

TABELA 17 - ESTIMATIVAS DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_e)	0.122535
Nível (σ_v)	0.0798884

25 Analisando novamente o resíduo um passo à frente constatou-se que o problema da normalidade foi resolvido. O problema da autocorrelação residual, por sua vez, foi encontrando apenas nos lags 15, 16 e 19, a um nível de significância de 5%. Com relação aos resíduos auxiliares, que são os resíduos relativos ao nível, o problema da normalidade dos mesmos foi completamente resolvido.

26 As elasticidades-renda e inflação obtidas por BARBOSA (1987) são, respectivamente, iguais a 1,27 e - 0,75.

27 Engloba pessoal civil e militar da administração direta, transferências para entidades da administração indireta Federal, transferências intergovernamentais e transferências a inativos, pensionistas, salário-família e apoio financeiro a estudantes.

28 O período de estimação vai do primeiro trimestre de 1986 ao terceiro trimestre de 1997.

29 O modelo com sazonalidade fixa e inclinação nula gera melhores critérios de Akaike e Bayes. nenhum problema com os resíduos auxiliares.

TABELA 18 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coefficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	-0.654123	4.5486	-0.143807
$(\pi_t - \pi_{t-1})$	-0.111077	0.0416198	-2.6688*
π_t	0.0638687	0.0496411	1.2866
$\ln y_t$	2.0247	0.917841	2.206*
γ_t	-0.100041	0.0529307	-1.89
γ_{t-1}	-0.161472	0.0438466	-3.6827**
γ_{t-2}	0.102536	0.0382951	2.6775*

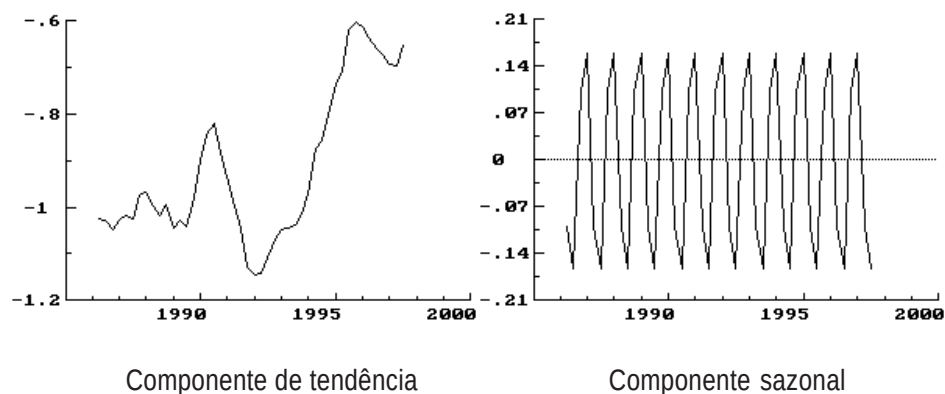
Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

A Tabela 18, que apresenta a estimativa final do vetor de estado, mostra que a hipótese de a inflação afetar permanentemente o gasto real de pessoal é rejeitada.³⁰ No entanto, ao nível de 5%, a hipótese de que existe um efeito transitório não é rejeitada. A elasticidade-renda é significativamente diferente de zero, a um nível de 5%, indicando que um aumento de 1% na renda real deve gerar, em média, um aumento em 2,04% no gasto real com pessoal.

Observando a tendência, via Gráfico 17, podemos constatar que no início de 1990, marcado pelo fim do governo Sarney, houve um grande salto, e a partir de então, com o governo Collor, houve uma queda da mesma. A partir do terceiro trimestre de 1992 (final do governo Collor) a tendência volta a crescer até o primeiro trimestre de 1996, quando apresenta uma pequena queda até o segundo trimestre de 1997.

30 Com relação ao erro de previsão um passo à frente, não se constatou nenhum problema de normalidade, de heteroscedasticidade e de autocorrelação. Da mesma forma, não se encontrou nenhum problema com os resíduos auxiliares.

GRÁFICO 17 - COMPONENTES ESTRUTURAIS



Por meio de duas variáveis *dummies* no componente irregular (correspondentes a 88-4 e 94-2) e uma variável *dummy* no nível (em 90-1) realizam-se intervenções, obtendo-se, segundo as Tabelas 19 e 20, novas estimativas para os desvios padrões dos distúrbios dos componentes irregular e do nível e para o vetor de estados. A hipótese de que a inflação afeta permanentemente o gasto real de pessoal é novamente rejeitada.³¹ Já a hipótese de que existe, de novo, um efeito transitório, não é rejeitada a 5% de significância. Esta elasticidade se mostra, em módulo, cerca de 17% menor do que a obtida anteriormente, sem intervenção. Com relação à elasticidade-renda, verifica-se que a mesma é significativamente diferente de zero, a um nível de 1% de significância, e 31% maior do que a obtida anteriormente, indicando que um aumento de 1% na renda real deve gerar, em média, um aumento de 2,65% no gasto real com pessoal. Comparando com a elasticidade-renda da receita total, vista anteriormente, podemos perceber que a obtida para o gasto com pessoal é bem maior, em torno de 114%. Tal resultado indica que o problema fiscal tende só a piorar com crescimento econômico. Isto só reforça a necessidade de uma reforma fiscal no País.

31 Novamente não se encontrou qualquer problema com relação ao erro de previsão a um passo à frente e aos resíduos auxiliares.

TABELA 19 - ESTIMATIVAS DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_ε)	0.0903159
Nível (σ_v)	0.0839642

Observando os coeficientes das variáveis *dummy* pode-se constatar que todos se mostram significativos. Ao se analisar estes resultados deve-se levar em conta que a Constituição³² de 1988 gerou, além de um aumento das vinculações da receita, um aumento e um enrijecimento dos gastos do governo federal e encareceu o custo da mão-de-obra, tanto para o setor público quanto para o setor privado. (MODIANO, 1990) Criaram-se “...novos encargos na área de pessoal (como o pagamento adicional de um terço do salário mensal, por ocasião das férias), abriu-se a possibilidade de aumentos salariais, por razões de isonomia salarial, concedeu-se estabilidade no emprego a todos os servidores “celetistas” que tivessem, no mínimo, cinco anos de exercício na data de sua promulgação. Além disso, a implantação do Regime Jurídico Único implicou a extensão os benefícios da aposentadoria com vencimentos integrais para todos os servidores públicos.” (VELLOSO, 1994, p. 72-73) Segundo Velloso (1994), a despesa com pessoal aumentou, em média, no âmbito federal, de 3,1% do PIB, de 1977-1987, para cerca de 5% do PIB, após a Constituição de 1988.

Realizando uma comparação com o trabalho de Barbosa (1987), observa-se que, diferentemente deste, a inflação afeta apenas o gasto real por meio do componente transitório. Tal fato pode ser explicado pela alteração nos prazos de reajuste do funcionalismo público, que foram sendo paulatinamente encurtados.

32 A nova Constituição foi promulgada em Outubro de 1988.

TABELA 20 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coeficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	-3.7499	4.1692	-0.89944
$(\pi_t - \pi_{t-1})$	-0.0917063	0.0357135	-2.5678*
π_t	-0.00377756	0.0471493	-0.0801192
$\ln y_t$	2.6522	0.840800	3.1544**
D88_4	0.311574	0.126271	2.4675*
D90_1	0.381688	0.143711	2.6559*
D94_2	0.396886	0.131263	3.0236**
γ_t	-0.145606	0.0468404	-3.1086**
γ_{t-1}	-0.171712	0.0367746	-4.6693**
γ_{t-2}	0.108580	0.0326729	3.3232**

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

Podemos perceber, por meio dos Gráficos 18, 19 e 20, que mostram o comportamento dos coeficientes do modelo em questão para o período de 93-3 até 97-3, que a elasticidade-renda e o coeficiente do componente transitório, ao contrário da inflação, se mostram significativamente diferentes de zero durante todo o período. Note-se que com o Plano Real, que levou a uma interrupção dos reajustes salariais para o funcionalismo público, o coeficiente da inflação sofre uma grande queda, passando a se mostrar com um sinal negativo, o que vem indicar uma direção de perda em relação à inflação. A elasticidade-renda apresenta valores muito altos, acima de 2,5, apesar de parecer demonstrar uma tendência de queda nos últimos períodos. Note-se ainda, mediante o Gráfico 21, que a elasticidade-renda da despesa com pessoal se mostra muito maior que a da receita total durante todo o período de análise, o que aponta, como já foi ressaltado anteriormente, um problema grave no sistema fiscal brasileiro.

GRÁFICO 18 - COEFICIENTE DA INFLAÇÃO

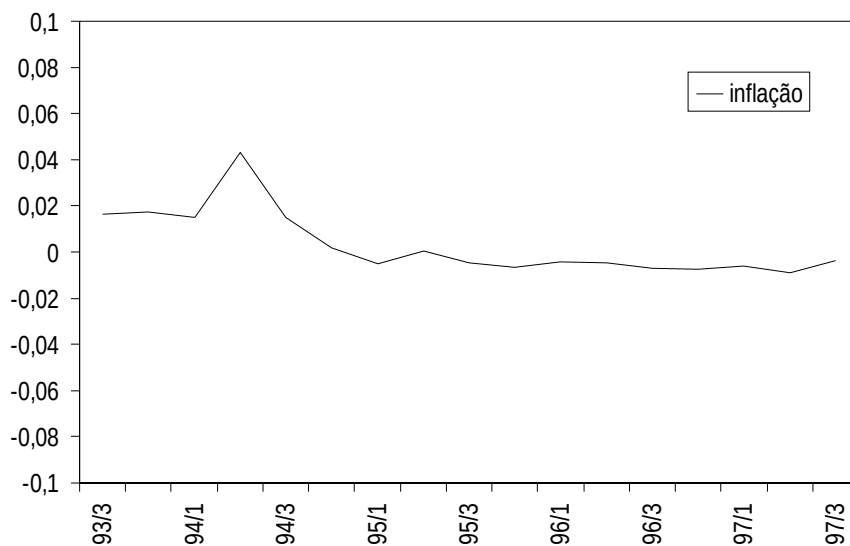


GRÁFICO 19 - ELASTICIDADE-RENTA



GRÁFICO 20 - COEFICIENTE DO COMPONENTE TRANSITÓRIO

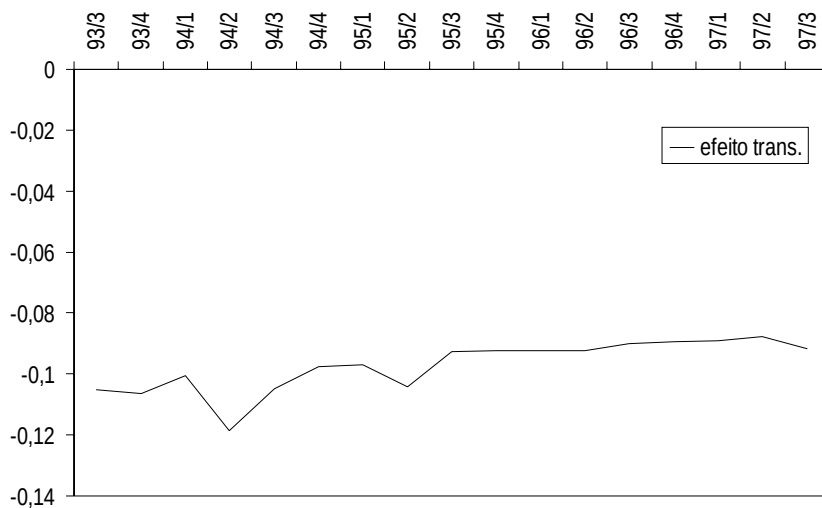
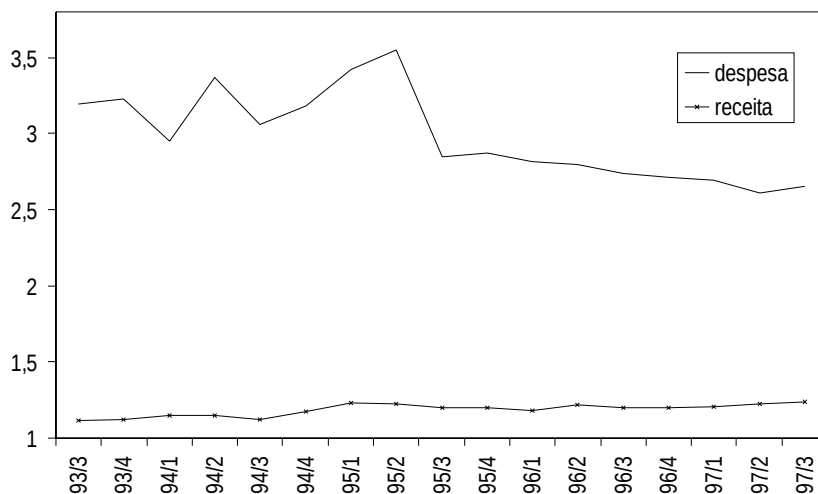


GRÁFICO 21 - ELASTIDADES-RENDA



3.6 Despesa Total

Utilizando o modelo apresentado pela equação (2.1-c) para a despesa total, observa-se, como mostra a Tabela 21, considerando a sazonalidade fixa e a inclinação da tendência nula, que o componente irregular e o nível parecem mostrar-se estocásticos.

TABELA 21 - ESTIMATIVAS DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_ε)	0.156054
Nível (σ_v)	0.0714833

A estimativa final do vetor de estados, apresentada pela Tabela 22, mostra que a despesa total é afetada apenas pelo PIB, esperando-se que um aumento de 1% no PIB deva gerar, em média, um aumento de 2,3% na despesa total do governo.³³

Observando Gráfico 21 podemos constatar, como nos gastos com pessoal, que no início da década de 90, durante o período do governo Collor, há uma grande queda na tendência. A partir do segundo trimestre 1992 (final do governo Collor) a tendência volta a crescer. No período do Plano Real observa-se que a tendência cresce em seu período inicial, até o primeiro trimestre de 1996. A partir deste ano permanece mais ou menos estável.

Colocando uma variável *dummy* no nível, correspondente 90-2, encontramos, como mostra a Tabela 23, que o componente irregular e o nível continuam a se mostrar estocásticos.

TABELA 22 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coeficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	-1.1184	4.2648	-0.262241
$\ln(1+\pi_t)$	0.160008	0.0956965	1.672
$\ln y_t$	2.3128	0.861339	2.6852*
γ_t	0.0245839	0.0641100	0.383464
γ_{t-1}	-0.0647702	0.0520538	-1.2443
γ_{t-2}	-0.100532	0.0498489	-2.0167*

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

33 Com relação ao erro de previsão um passo à frente, não se encontrou nenhum problema de autocorrelação, heteroscedasticidade e normalidade. Os resíduos auxiliares também não mostraram nenhum problema.

GRÁFICO 21 - COMPONENTES ESTRUTURAIS

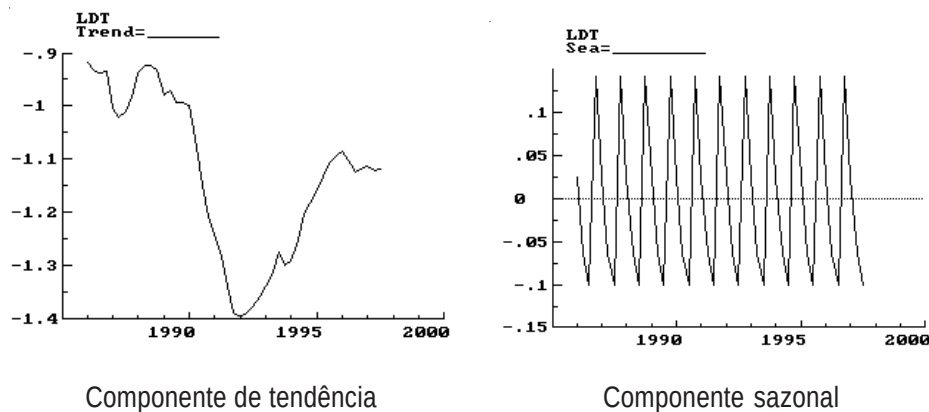


TABELA 23 - ESTIMATIVAS DOS DESVIOS PADRÕES DOS DISTÚRBIOS

Irregular (σ_ϵ)	0.160174
Nível (σ_v)	0.0444880

A Tabela 24 indica novamente que apenas a elasticidade-renda se mostra significativamente diferente de zero, 7,57% menor que a obtida anteriormente, apontando que um aumento de 1% na despesa total deve gerar, em média, um aumento de 2,14% na despesa total. Realizando comparação semelhante à realizada na última seção com a elasticidade-renda da receita total observa-se que a obtida para a despesa total é muito maior, em torno de 72,88%. Tal resultado reforça o que foi constatado anteriormente de que o problema fiscal deve piorar com crescimento econômico.

TABELA 24 - ESTIMATIVA FINAL DOS COEFICIENTES DO VETOR DE ESTADOS

	Coefficientes	Desvios padrões	Estatísticas t
μ_t	-0.251103	3.7156	-0.0675813
$\ln(1+\pi_t)$	0.0471242	0.0928722	0.507409
$\ln y_t$	2.1378	0.752048	2.8426**
D90_2	-0.373000	0.135189	-2.7591**
γ_t	0.0147247	0.0592848	0.248372
γ_{t-1}	-0.0507813	0.0499843	-1.0159
γ_{t-2}	-0.0986673	0.0476502	-2.0707*

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

Com relação ao coeficiente da variável *dummy*, podemos notar que o mesmo se mostra significativamente diferente de zero. É importante salientar que o segundo trimestre de 90 é marcado pelo período inicial do Plano Collor 1, plano este que procurou adotar medidas que cortassem os gastos.

GRÁFICO 22 - ELASTICIDADE-INFLAÇÃO

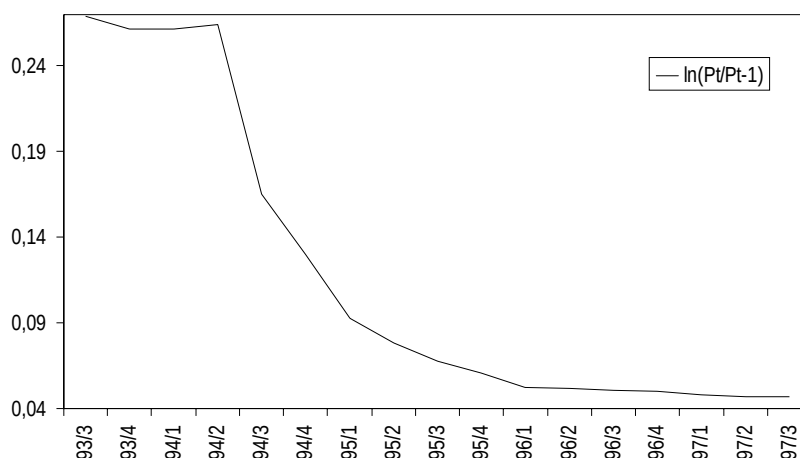


GRÁFICO 23 - ELASTICIDADE-RENDA

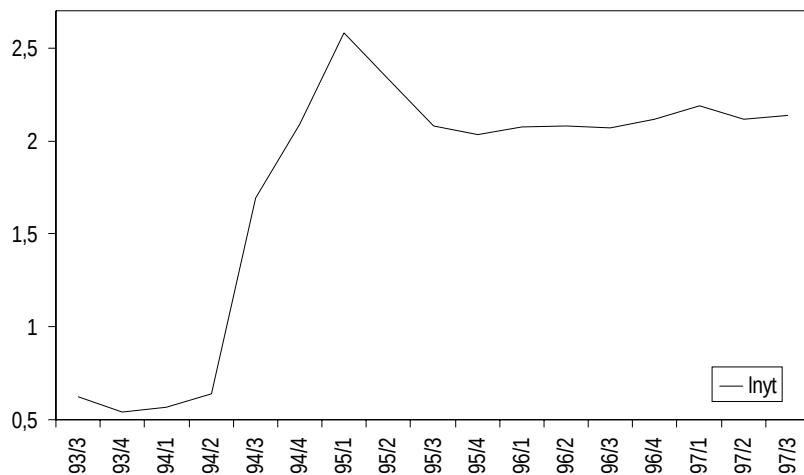
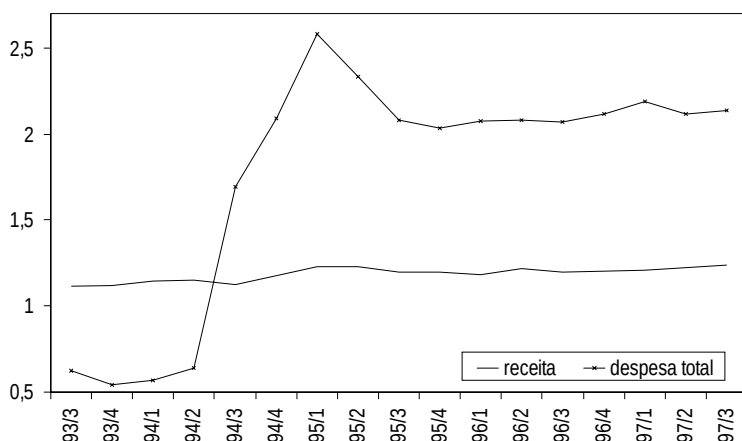


GRÁFICO 24 - ELASTICIDADES-RENDA



Observando os coeficientes do modelo estimado recursivamente, apresentados nos Gráficos 22, 23 e 24, para o período de 93-3 até 97-3, constatamos que até o período do início do Real, em 94-3, a elasticidade-inflação se mostra significativamente diferente de zero. A partir de então ela passa a exibir uma tendência de queda, com valores sempre não significativamente diferentes de zero. Isto está relacionado, como destacado na seção anterior, com o processo de desindexação promovido com a introdução do Real. Refazendo o exercício feito na última seção, de comparação entre as elasticidades-renda da receita e da despesa total,

observa-se que a partir do Real a elasticidade-renda da despesa fica maior que a da receita, com a elasticidade-renda da despesa, assim como a da receita, apresentando uma tendência de crescimento. Isto só aumenta, portanto, a nossa preocupação quanto ao quadro fiscal brasileiro.

CONCLUSÃO

Este trabalho procurou examinar os efeitos da inflação no orçamento do governo. Comparando os resultados obtidos, apresentados pela Tabela 25, constata-se que todos os tributos analisados e a arrecadação total mostraram-se totalmente indexadas com relação ao nível de preços e sensíveis à defasagem entre o fato gerador e a coleta do imposto. Observando ainda a Tabela 25 é possível igualmente perceber que o ICMS é o tributo que mostra uma maior sensibilidade com relação à inflação e o Imposto de Renda é o tributo que mostra uma maior sensibilidade com relação à renda.

Quando comparamos os resultados aqui obtidos com os de Barbosa (1987), nota-se apenas uma diferença com relação ao IPI, o qual se mostrou, ao contrário de Barbosa (1987), indexado com relação ao nível de preços e sensível em relação à defasagem entre o fato gerador e a sua coleta.

Com referência ao gasto com pessoal e a despesa total, constatou-se que a inflação não afeta, de maneira permanente, nenhum deles. No entanto, o componente transitório, no modelo do gasto com pessoal, mostrou-se presente, o que indica que a inflação afeta de maneira transitória este gasto. Analisando a elasticidade-renda verificou-se, tanto para a despesa total quanto para a com pessoal, que um aumento no produto deve gerar um aumento mais que proporcional na despesa, o que está de acordo com a Lei de Wagner. Comparando as elasticidades-renda do gasto com pessoal e da despesa total com a arrecadação total foram constatados valores bem maiores para as primeiras. Tal fato nos levou a concluir que o problema fiscal só tende a piorar com o crescimento econômico.

TABELA 25 - ELASTICIDADES OBTIDAS PARA TODOS OS TRIBUTOS PARA O PERÍODO MAIS RECENTE

	$\ln(p_t/P_{t-1})$	$\ln y_t$	$\ln p_t$	Período
Receita total	-0.145387 (-3.2021**)	1.2366 (3.7327**)	0.00791958 (0.934268)	1980-I/97-III
IPI	-0.170338 (-3.1311**)	1.2756 (2.8088**)	-0.0125785 (-0.589932)	1980-I/97-III
Imposto de renda	-0.231134 (-2.9613**)	1.3451 (3.5167**)	-0.00409707 (-0.745528)	1980-I/97-III
ICMS	-0.291156 (-11.934**)	1.0370 (4.9428**)	0.00269159 (0.240235)	1981-I/97-III

Obs: (*) indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de 5% de significância e (**) indica que a hipótese nula é rejeitada a 1%.

Analisando o comportamento dos coeficientes por meio de estimação recursiva para todos os tributos, incluindo a arrecadação total, para os gastos com pessoal e a despesa total, constatou-se, com relação à elasticidade-preço para todos os tributos, durante todo o período, valores não significativos. Observou-se ainda que para a receita total as elasticidades-renda e inflação apresentam um comportamento que é, fundamentalmente, oriundo dos resultados encontrados para o IR, com a elasticidade-renda apresentando uma certa tendência de crescimento e com a elasticidade-inflação apresentando, a partir do Plano Real, um crescimento em módulo. Tal crescimento pode ser justificado pelo processo de desindexação trazido com o Plano Real. Com relação aos principais tributos indiretos, o IPI e o ICMS, constata-se que estes são bem menos sensíveis que o IR, não apresentando mudanças muito bruscas durante a década de 90, em especial a partir do Plano Real.

Efetuada uma comparação com o trabalho de Hernández (1998), podemos observar também, em relação à elasticidade-inflação, uma maior alteração no IR do que nos outros tributos, no período 1994/1995. É possível perceber claramente, para aquele tributo, uma forte variação em tal elasticidade, ou seja, há uma queda em direção ao efeito Tanzi.

É importante ressaltar, no entanto, que o modelo utilizado neste trabalho apresenta várias diferenças em relação ao utilizado por Hernández (1998). Em primeiro lugar, o estudo de Hernández utilizou um período anual de 1951 a 1995, enquanto, como já foi dito, utilizou-se aqui um período trimestral de 1980-I a 1997-III. Para nós, tal fato representa uma vantagem, pois além de se dispor de um maior número de observações, a utilização de dados trimestrais nos permite ver mais claramente em que períodos ocorreu as quebras estruturais, tornando viável uma análise mais detalhada e precisa. Em segundo lugar, Hernández (1998), ao construir o seu modelo, considerou como estocásticos apenas a tendência e a elasticidade-inflação. Já neste trabalho construiu-se um modelo estrutural com parâmetros variáveis, considerando como estocásticos todos os componentes (tendência, nível e sazonalidade). As variáveis dependentes (PIB, inflação e nível geral de preços) foram colocadas como intervenções no modelo, portanto, não-estocásticas. Em terceiro lugar, os modelos nos quais nos baseamos para realizar este trabalho, tanto para a receita quanto para a despesa, foram os de Barbosa (1987), que apresenta outras variáveis dependentes em seus modelos.

Com relação aos coeficientes do modelo para o gasto com pessoal, observou-se que a elasticidade-renda e o coeficiente do componente transitório, ao contrário da inflação, se mostram significativamente diferentes de zero durante todo o período. Com o Plano Real, o coeficiente da inflação sofre uma grande queda, passando a apresentar sinal negativo, o que indica uma direção de perda em relação à inflação que pode estar relacionada com o processo de desindexação da economia promovido após o Plano Real. Notou-se ainda que a elasticidade-renda da despesa com pessoal é muito maior que a da receita total durante todo o período de análise, com valores acima de 2,5, apesar de parecer demonstrar uma tendência de queda nos últimos períodos, valores estes que indicam que um aumento no produto deve gerar um aumento mais do que proporcional na despesa, o que está de acordo com a Lei de Wagner.

Para o modelo da despesa total, observou-se que até o período do início do Real, em 94-3, a elasticidade-inflação se mostra significativamente diferente de zero, passando a apresentar, a partir de então, uma tendência de queda,

com valores sempre não significativamente diferentes de zero. Novamente, como no caso do gasto com pessoal, este fato pode estar relacionado com o processo de desindexação, promovido com a introdução do Real. Realizando também uma comparação entre as elasticidades-renda da receita e da despesa total, constatou-se que a partir do Real a elasticidade-renda da despesa fica maior que a da receita, ambas apresentando uma tendência de crescimento. Em vista disto, parece que o esforço fiscal do governo não pode se limitar a aumentos pontuais de impostos, sendo necessária uma alteração do regime fiscal que permita um equilíbrio entre os valores das elasticidade-renda da receita e da despesa.

REFERÊNCIAS

- BARBOSA, F. H. Inflação, indexação e orçamento do governo. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, v. 41, n. 3, Jul/Set. 1987.
- FRANCO, G. H. B. *O plano real e outros ensaios*. São Paulo: Francisco Alves, 1995.
- DAIN, S.; MENANDRO, P. F. *Reformas tributárias na América Latina durante os anos 80: o caso Brasil*. Santiago: Nações Unidas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe, 1993 (Série Reformas de Política Pública).
- HARVEY, A. C. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- HERNÁNDEZ, B. C. M. *Um modelo econométrico da conta corrente do governo no Brasil – 1951/95*. Rio de Janeiro: IPEA, Fevereiro 1998 (texto para discussão n. 543).
- PORTUGAL, C. O. *Inflação e orçamento: uma análise empírica*. 1999. Porto Alegre: UFRGS, (Dissertação de Mestrado em Economia).
- TANZI, V. Inflation, lags in collection, and the real value of tax revenue. *International Monetary Fund Staff Papers*. Washington, v. 24, n. 1, 1977.
- . *Inflation, real tax revenue, and the case for inflationary finance: theory with an application to Argentina*. International Monetary Fund.

ANEXO - DADOS UTILIZADOS

Utilizamos dados trimestrais, sendo que para os tributos as estimações foram feitas com dados para o período 1980.1 até 1997.3 e para as despesas com dados para o período 1986.1 até 1997.3. Optamos pela utilização de dados trimestrais para não criar possíveis problemas sérios de especificação dinâmica que certamente estariam envolvidos caso tivéssemos utilizados dados mensais.

1. *Tributos e Despesa Real*

Os tributos e as despesas total e com pessoal real foram obtidos deflacionando-se os seus respectivos valores nominais pelo IGP-DI, com base em Junho de 1998 e, a partir daí, somando-se os valores dos meses de cada trimestre, obtiveram-se os valores trimestrais. Os valores nominais dos tributos federais, relativos ao Tesouro Nacional, do ICMS e das despesas foram extraídos do Boletim do Banco Central (BBCEB), diversos números.

2. *Renda Real*

O índice da renda real trimestral, com base em 1980, foi obtido no site do IBGE na Internet: www.ibge.gov.br/.

3. *A Taxa de Inflação*

A taxa de inflação é obtida subtraindo-se $(P_t/P_{t-1} - 1)$. O índice de preços utilizado é o índice geral de preços (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas, extraído do Boletim do Banco Central (BBCEB), diversos números.

Uma versão anterior, mais reduzida, deste artigo foi apresentada no XXVII Encontro Brasileiro de Economia. Gostaríamos de agradecer a colaboração do bolsista de iniciação científica Gregório Silva Caetano (CNPq), Patrícia U. Palermo (CNPq) e André Lenz (PBIC-UFRGS) e aos comentários dos pareceristas do artigo.

(Recebido em março de 2001. Aceito para publicação em junho de 2001).