

3 COMO PREVER OU EXPLICAR O COMPORTAMENTO DAS RECEITAS PÚBLICAS NO BRASIL: ANTIGAS E NOVAS ALTERNATIVAS

Claúdio Hamilton Matos dos Santos
Márcio Bruno Ribeiro

Mesmo uma pesquisa superficial revelará que não faltam textos recentes sobre a dinâmica das contas públicas brasileiras. Com efeito, se considerarmos os principais temas de finanças públicas e política fiscal (dinâmica e composição da dívida pública brasileira,¹ evolução da estrutura de tributação brasileira e/ou propostas de reforma tributária no Brasil,² bem como “testes de sustentabilidade à dívida pública brasileira”),³ chegaremos facilmente a algo em torno de 40 textos e 1.600 páginas – e isso sem contar os ensaios encontrados em boletins de conjuntura de diversos órgãos de pesquisa e de governo. Não há qualquer dúvida que esse número aumentaria significativamente em pesquisas mais abrangentes sobre o assunto. Essa abundância de textos é, certamente, um indício da importância que os temas relativos às finanças públicas brasileiras têm desfrutado nos últimos anos.

Entretanto, a literatura que tem como objetivo ajustar especificações econométricas *strictu sensu* aos dados das receitas do setor público brasileiro é bem menor. Com efeito, após uma pesquisa razoavelmente cuidadosa, consegue-se encontrar apenas oito textos com especificações explícitas sobre o assunto, a saber: Hernández (1998), Reis *et al.* (1999), Issler e Lima (2000), Portugal e Portugal (2001), Melo (2001), Siqueira (2002), Guaranga e Mello (2002) e Muinhos e Alves (2003). Esse número inclui textos parcialmente redundantes⁴ e que trabalham com definições, frequências e níveis de agregação bastante diferentes entre si. A situação melhora um pouco se trabalharmos com uma definição mais ampla de econometria,⁵ a fim de incluir também modelos “calibrados” baseados em diversos sistemas de contabilidade nacional.⁶ Ainda assim, o número de textos encontrados não chega a um terço dos quarenta mencionados anteriormente.

O presente texto visa a oferecer duas contribuições. Inicialmente, apresentamos esforço preliminar de mapeamento da literatura econométrica *lato sensu* sobre as receitas públicas brasileiras publicadas na última década (nas duas primeiras partes). Em segundo lugar, apresentamos (na terceira parte) algumas especificações *strictu sensu* inéditas que temos utilizado na Coordenação de Finanças Públicas do Ipea.

1. Como, por exemplo, Goldfajn e De Paula (2000), Azeredo (2001) e Beviláqua e Garcia (2002).

2. Como, por exemplo, Werneck (2004 e 2005), Kume (2004), Silva, Tourinho e Alves (2004).

3. Como, por exemplo, Cavalcanti (1999), Goldfajn (2002) e Lima, Sampaio e Gaglianone (2005).

4. Como Hernández (1998) e Reis *et al.* (1999), dado que as especificações do primeiro, mais específico, são utilizadas no segundo, mais geral.

5. Como, por exemplo, as de Frisch (1933) ou Kydland e Prescott (1996).

6. Exemplos de textos desse tipo são Giambiagi e Pastoriza (1997), Carvalho (2001) e Silva *et al.* (2004).

Cabe qui ressaltar a importância do tema em pelo menos dois aspectos. Em primeiro lugar, um melhor entendimento sobre o comportamento histórico e futuro das receitas públicas permite identificar a relação entre seus determinantes (alíquotas tributárias, variáveis setoriais ou macroeconômicas etc.) e a arrecadação governamental, assim como pode evitar possíveis desequilíbrios no orçamento público. Em segundo lugar, há uma estreita ligação da arrecadação de receitas com o processo de políticas públicas uma vez que os recursos disponibilizados para diversos programas do governo federal estão vinculados às receitas de impostos e contribuições.

3.1 Modelos “contábeis” e os dados existentes

Por modelos “contábeis” entendem-se aqueles cujo foco é menos no ajuste de “boas” especificações econométricas para algumas variáveis específicas e mais no entendimento “sistêmico” das inter-relações entre um conjunto relativamente grande de variáveis. Tais modelos podem trabalhar com desagregações de variáveis “clássicas” (como, por exemplo, os vários tipos de receitas e gastos públicos correntes) e/ou com variáveis logicamente relacionadas a estas últimas (como variáveis de estoque ou de “fluxos de fundos”), possivelmente de vários setores e/ou instituições interligadas. Dado que tais modelos pressupõem grande conhecimento histórico-institucional do objeto a ser estudado e de como as várias partes deste se inter-relacionam, não é de se estranhar que os principais modelos recentes de consistência contábil que incluem as finanças públicas brasileiras tenham se originado em órgãos públicos. Estes se preocupam, de um modo ou de outro, com a pesquisa aplicada, como o Ipea (por exemplo, Carvalho, 2001, e Silva *et al.*, 2004) e o BNDES (Giambiagi e Pastoriza, 1997).

O modelo de Carvalho (2001) sistematiza grande parte dos dados existentes sobre as receitas públicas federais brasileiras e nos parece altamente representativo entre os modelos fiscais “calibrados” brasileiros. Assim, nos pareceu conveniente descrevê-lo brevemente na subseção 3.1.1. Brevíssimas notas sobre a disponibilidade de dados das receitas de outras esferas de governo e sobre o importante trabalho de Silva *et al.* (2004), *inter alia*, com modelos multi-setoriais são apresentadas na subseção 3.1.2.

3.1.1 Os modelos de Carvalho (2001) e Giambiagi e Pastoriza (1997), o “método dos indicadores” e os dados sobre as receitas do governo federal

Um dos principais objetivos do modelo de Carvalho (2001) é possibilitar a construção de cenários para a dinâmica da dívida líquida do setor público – entendida como a soma das dívidas líquidas externa e interna dos governos federal, estaduais e municipais, assim como das empresas estatais dessas três esferas do governo – a partir de hipóteses sobre os vários componentes dessa última. Assim sendo, o ponto de partida do modelo são as seguintes identidades contábeis:

$$(I.1) DLSP^j \equiv DLSP^{ext,j} + DLSP^{int,j};$$

$$(I.2) DLSP^j \equiv DLSP^j(-1) + DN^j + AP^j;$$

$$(I.3) DN^j \equiv NFSP^j \equiv DP^j + Jur^j; \text{ e}$$

(I.4) $DP^j \equiv DC^j - RC^j$ [com i = externa(o) ou interna(o) e j = federal, estadual, municipal, estatal federal, estatal estadual ou estatal municipal].

Ou, em palavras, *i*) a dívida líquida de uma esfera de governo *j* é dada pela soma de suas dívidas líquidas externa e interna; *ii*) o valor de cada uma dessas dívidas no fim de um período contábil é dado pelo seu valor no início do período mais o déficit nominal (externo ou interno) dessa esfera de governo no período mais os ajustes patrimoniais relevantes; *iii*) o déficit nominal ou necessidades de financiamento nominais [interno(as) ou externo(as)] de uma dada esfera de governo *j* é dado pelo seu respectivo déficit primário mais as despesas com os juros nominais da respectiva dívida; e *iv*) o déficit primário (externo ou interno) de uma dada esfera de governo *j* é obtido subtraindo-se as respectivas receitas das despesas correntes não-financeiras dessa esfera de governo.

O fato de o Banco Central do Brasil disponibilizar dados mensais para as dívidas líquidas interna e externa, as necessidades de financiamento, os ajustes patrimoniais e os déficits primários e as despesas com juros das seis esferas de governo mencionadas acima⁷ pode dar a entender ao analista menos avisado que existem séries mensais detalhadas sobre as receitas e despesas correntes de cada uma daquelas esferas. No entanto, isso é verdade apenas no caso do governo federal,⁸ sendo os déficits primários das demais esferas de governo apenas estimados pelo Banco Central (CARVALHO, 2001, p. 7).⁹ Teremos um pouco mais a dizer sobre a disponibilidade de dados estaduais e municipais na subseção 3.1.2. Por ora, cumpre notar que a identidade (I.5) abaixo explicita desagregação das receitas correntes líquidas do governo federal compatível com os dados mensais efetivamente disponibilizados pelo Banco Central e pela Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda.

(I.5) Receitas Correntes “Líquidas” Federais (*RCF*) \equiv Receitas Correntes sob o Controle da Secretaria de Receita Federal (*RCRF*) + Receitas da Previdência (*RC*) + Outras Receitas Correntes-Incentivos Fiscais-Transferências (*TR*).¹⁰

A identidade (I.5) deixa claro que há vários conceitos possíveis de “receitas públicas”, mesmo quando nos restringimos às receitas correntes federais. Com efeito, a maioria dos estudos que discutiremos na seção 3.2 preocupa-se apenas com desagregações das receitas correntes sob o controle da Secretaria da Receita Federal (SRF). O texto de Carvalho (2001) tem a vantagem de apresentar o “quadro completo” das receitas correntes federais, por assim dizer.

De fato, o modelo de Carvalho (2001) se destaca por sua preocupação explícita em trabalhar sempre com o grau mais alto de desagregação possível entre as variáveis

7. No item “Finanças Públicas” do “módulo público” do “sistema gerenciador de séries temporais (SGS)”, disponível no sítio do Banco Central na Internet.

8. Tanto no SGS-Bacen quanto no sítio do Tesouro Nacional na Internet (em estatística-contabilidade governamental). Os dados dessas instituições são, em muitos casos, significativamente diferentes, entretanto.

9. Mais precisamente, o Banco Central estima esses resultados primários indiretamente, a partir da variação dos estoques das dívidas dessas esferas de governo e dos dados sobre o pagamento de juros sobre essas dívidas. Infelizmente, esse procedimento, conhecido como “método abaixo da linha”, gera resultados significativamente diferentes dos obtidos pela estimação direta de receitas e despesas ditas “primárias” (*i.e.*, pela aplicação do “método abaixo da linha”).

10. Note-se, entretanto, que os dados da STN são bem mais detalhados, desagregando as receitas correntes federais em receitas tributárias, de contribuições, patrimoniais, agropecuárias, industriais, de serviços, e outras. Cumpre notar ainda que enquanto o Banco Central inclui contribuições não previdenciárias entre as “receitas tributárias”, a STN chama de “receitas tributárias” o agregado das receitas obtidas com impostos e taxas e de “receitas de contribuições” as receitas obtidas com contribuições previdenciárias e não previdenciárias. Ou seja, o termo “receitas sob o controle da Secretaria da Receita Federal” – utilizado por Carvalho (2001) – é talvez mais adequado para descrever as “receitas tributárias” do Banco Central.

mencionadas na expressão (I.5).¹¹ Carvalho (*ibid*, p. 34) chega mesmo a argumentar que a diversidade de impostos e contribuições brasileiros é tal, e suas quebras estruturais tantas e tamanhas, que a “aderência à realidade” de modelos altamente desagregados “(...) revela-se, em geral, bastante mais adequada do que ocorre na maioria das vezes em que são adotados modelos simplificados, cujo principal determinante é o produto interno bruto”. Ainda que não se discuta a utilidade e o poder explicativo de análises desagregadas, tais como as permitidas pelo modelo de Carvalho (2001),¹² é interessante notar que esse último ponto é controverso. Voltaremos ao assunto na seção 3.2, mas por ora cumpre notar que Carvalho utiliza o chamado “método dos indicadores”, que :

consiste [em prever a arrecadação de algum imposto no período presente pelo resultado da multiplicação da arrecadação do período anterior por (...) [*i*] um índice de] preço que represente a variação inflacionária a que está sujeito o fato econômico gerador da arrecadação; (...) [*ii*] um índice de] quantidade que represente a variação real desse fato gerador; (...) [*iii*] um índice que] represente o efeito causado na arrecadação por modificações na legislação tributária; (...) [e *iv*] índices que] representem quaisquer [outras] influências na arrecadação tributária. (MELO: 2002, p. 35).

Por exemplo, Carvalho (2001) calcula a receita total da arrecadação do imposto de importação com as importações de petróleo (um sub-componente do Imposto de Importação) da seguinte maneira:

$$Imp_{petróleo} = Imp_{petróleo,t} * (1 + \text{mudança percentual das importações totais de petróleo medidas em dólares}) * (1 + \text{variação da alíquota percentual do imposto sobre importação de petróleo}) * (1 + \text{mudança percentual no valor da taxa de câmbio nominal}).$$

Fica claro, portanto, que uma previsão de acordo com essa fórmula será tanto melhor quanto melhores forem as previsões das importações totais de petróleo, da taxa de câmbio nominal e da alíquota do imposto de petróleo. Como o modelo de Carvalho trabalha com, literalmente, dezenas de desagregações das variáveis na tabela acima e com um número similar de variáveis exógenas, é intuitivamente claro que os requisitos informacionais necessários a um bom desempenho preditivo do modelo são certamente muito elevados, sendo sua utilização potencialmente mais fértil como instrumento de elaboração de “cenários” (obtidos por meio de combinações de variáveis exógenas).¹³

Fechamos essa parte do texto lembrando que o modelo de Giambiagi e Pastoriza (1997) deve ser citado em qualquer boa resenha de modelos “contábeis” sobre a economia brasileira. Para nossos propósitos, entretanto, cumpre apenas notar que o “bloco fiscal” do modelo assume que o crescimento do PIB é o único determinante do crescimento das receitas correntes tanto do governo central quanto de estados e municípios. Outras variáveis endógenas do modelo são também calculadas pelo “método dos indicadores”.

11. Por exemplo, Carvalho (2001) desagrega as receitas obtidas com o Imposto de Renda em “pessoas físicas”, “pessoas jurídicas” e “retido na fonte”, além das “multas pagas por atrasos ou incorreções no pagamento dos vários tipos de IR”. A receita com o Imposto de Renda Retido na Fonte, por sua vez, é dividida em “rendimentos do trabalho”, “rendimentos do capital”, “remessas de lucro no exterior” e “demais rendimentos”. Finalmente, as receitas com o Imposto de Renda Retido na Fonte incidente sobre os rendimentos do trabalho é desagregada em “incidente sobre os salários dos funcionários públicos” e sobre “os salários dos empregados do setor privado”.

12. Que são essencialmente a matéria-prima de textos como, por exemplo, Giambiagi (2006).

13. Mesmo assim algum cuidado deve ser tomado na análise do quão robustas são as conclusões do modelo a pequenas variações nas combinações das variáveis exógenas adotadas.

3.1.2 Brevíssimas notas sobre as contas nacionais do Brasil e modelos multi-setoriais

Dados anuais agregados sobre as receitas do setor público brasileiro excluindo as empresas estatais (que são tratadas como empresas privadas), assim como sua desagregação entre governo central, estados e municípios, estão disponíveis também nas contas nacionais publicadas pelo IBGE. O último dado atualmente disponível, relativo ao ano de 2003, indica que as receitas do governo central respondem por pouco mais de dois terços da receita total, ficando os estados com algo em torno de 27% e os municípios com perto de 5% dessas receitas. O IBGE também publica trimestralmente uma série agregada de “impostos sobre produtos”,¹⁴ que é necessária para o cálculo do PIB a preços de mercado, também disponibilizado trimestralmente pelo Instituto.

Note-se ainda que o fato de o cálculo do PIB requerer o cálculo do valor adicionado por cada “setor produtivo” da economia – e, portanto, medidas de incidência de impostos (sobre produtos e produção)¹⁵ ao nível setorial – possibilita a construção de modelos de consistência contábil ditos “multi-setoriais”. Com efeito, a partir de dados sobre a incidência desses impostos ao nível de “39 setores produtivos que se identificam com poucas exceções com os setores da matriz de insumo produto [publicada pelo IBGE]” – além de hipóteses específicas sobre as demandas por produtos esses setores, entre outras variáveis – Silva *et al.* (2004) calcularam estimativas do impacto na arrecadação tributária brasileira de várias mudanças no cálculo e na incidência da Cofins e da contribuição para o PIS.¹⁶ Ainda que modelos multi-setoriais sejam reconhecidamente complexos, dependendo de um número elevado de hipóteses teóricas passíveis de questionamento, é certo que estes oferecem importante contribuição à literatura que visa a explicar o comportamento das receitas públicas em uma dada economia.

3.2 Especificações econométricas propriamente ditas

Como mencionado anteriormente, parece haver poucas “funções de arrecadação tributária” econometricamente estimadas para o Brasil. Com efeito, a amostra encontrada de textos publicados na última década e imediatamente relevantes para os nossos objetivos tem apenas sete elementos, o que – se não significa que não existam outras especificações relevantes em textos que nos passaram despercebidos – pelo menos deixa clara relativa fragmentação da literatura. Ainda assim, parece-nos útil dividir os oito textos mencionados na introdução deste trabalho em três grupos, quais sejam, “Keynesianos convencionais”, “a-teóricos” e “intertemporais”. A discussão a seguir ao mesmo tempo se baseia nessa tipologia e tenta explicá-la com mais pormenores.

Por “Keynesianos convencionais” entendemos modelos que se preocupam em ajustar equações econométricas para as receitas governamentais – geralmente tributárias – como funções do montante do “fato gerador” destas (geralmente aproximado pelo PIB, ou algum componente desse último) e, com frequência, também da taxa de inflação. O efeito esperado do PIB é positivo,¹⁷ enquanto o da inflação é ambíguo

14. Que incluem as receitas de IPI, ICMS, IImp, ISS, entre outros. A receita conjunta de IPI, IImp e ICMS responde por mais de 90% desse total em vários anos.

15. O IBGE lista como “outros impostos ligados à produção”, por exemplo, a Cofins e as contribuições para o PIS-Pasep e para o salário educação, entre outras. Esses devem ser diferenciados dos “impostos sobre produtos” (como o IPI ou o ICMS).

16. Outros exemplos recentes de utilização de modelos multi-setoriais para iluminar a dinâmica de (certos tipos de) receitas tributárias no Brasil são Siqueira *et al.* (2001) e Kume (2004).

17. Como apontam Portugal e Portugal (2001) “(...) [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,

porque dependerá da forma precisa de indexação tanto de impostos (TANZI, 1977) quanto de níveis de incidência de alíquotas maiores ou menores (como em recentes discussões sobre se o teto de isenção do Imposto de Renda brasileiro deveria ou não ser ajustado e em que percentual). Assim sendo, é de se supor que a inflação afete as receitas públicas de formas diferentes em contextos diferentes, de modo que é comum a utilização de modelos de “coeficientes variáveis” para a elasticidade-inflação das receitas correntes do governo (HERNÁNDEZ, 1998; PORTUGAL; PORTUGAL, 2001). E como os seguidos “pacotes fiscais” podem alterar também a elasticidade – renda das receitas tributárias ao logo do tempo, a hipótese de coeficientes variáveis se justifica também para essa última variável (PORTUGAL; PORTUGAL, 2001).

Os textos de Portugal e Portugal (2001) e Hernández (1998) utilizaram o mesmo instrumental econométrico, isto é, a estimação por meio de estimadores de máxima verossimilhança de modelos de coeficientes variáveis por meio do chamado “filtro de Kalman”. Tal semelhança não foi, obviamente, mera coincidência. Por um lado, a técnica econométrica utilizada foi em grande parte determinada pelas especificidades do diagnóstico teórico, ou seja, pela hipótese de que as relações em questão estariam submetidas a seguidas quebras estruturais. Por outro lado, é sintomático que ambos os estudos tenham aparecido no período imediatamente após o Plano Real. Com efeito, e a despeito de toda a retórica “modernizadora” da época, tal período foi marcado por aguda piora das contas públicas (GIAMBIAGI, 2006) e os dois textos apresentam evidências de que uma das causas dessa piora devia-se ao fato de o governo ter deixado de ser “sócio da inflação”, por assim dizer. A tabela 1 apresenta resumo dos dois textos, possibilitando comparação entre as receitas analisadas e os modelos utilizados.

As diferenças entre os dois textos são consideráveis. Mais obviamente, Hernández (*ibid*) – cujo trabalho visava a municiar a construção do modelo anual de Reis *et al.* (1999) – utiliza dados anuais entre 1951 e 1995 (45 observações, portanto), enquanto que Portugal e Portugal (*ibid*) trabalham com dados trimestrais para o período 1980:1-1997:3 (71 observações, portanto), o que implica a inclusão de tratamento para a sazonalidade observada nas séries em questão. Além disso, Hernández supõe que as elasticidades renda dos vários tipos de receitas correntes do setor público permanecem constantes e se preocupa em analisar uma desagregação completa dessas últimas, enquanto Portugal e Portugal trabalham apenas com os impostos mais importantes e supõem que ambas as elasticidades renda e inflação desses últimos podem variar no tempo.

Naturalmente, a hipótese de coeficientes variáveis não é obrigatória em modelos Keynesianos. Muinhos e Alves (2003), por exemplo, trabalham com a hipótese de coeficientes constantes por adotarem amostra pequena (os dados utilizados são trimestrais entre 1996:1 e 2002:2, i.e., 22 observações) e, portanto, com poucas quebras estruturais – passíveis, assim, de serem tratadas com a utilização de variáveis *dummy* convencionais de nível e impulso. O texto se destaca na literatura ainda por estimar funções “Keynesianas convencionais” com dados das contas nacionais e sem utilizar a inflação como variável explicativa (dado que a amostra é toda após o Plano Real). Com efeito, Muinhos e Alves estimam tanto os impostos totais (T^T) quanto os impos-

serão maiores se houver 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 isso, espera-se então que um aumento no produto gere um aumento nos impostos”.

tos diretos (T^d)¹⁸ como função do PIB, de um termo auto-regressivo e de *dummies* – tanto as sazonais β_j , por conta dos dados trimestrais, quanto de pulso/nível, ou seja:

$$T^i_t = \alpha_0 + \alpha_1 T^i_{t-1} + \sum_{(j=1..3)} \beta_j Y_{t-j} + \alpha_2 D_{99} + \alpha_3 D_{97:4} + \varepsilon_t \text{ [com } i = T \text{ (total) e } d(\text{direto})\text{]}^{19}$$

QUADRO 1

Quadro-resumo dos textos de Portugal e Portugal (2001) e Hernández (1998)

Portugal e Portugal (2001). Dados trimestrais 1980:1-1997:3	Hernández (1998). Dados anuais 1951-1995
Variáveis estudadas	
Receitas correntes totais	Receitas correntes líquidas totais (1) = (2) + (3) + (4) + (5) + (6)
Imposto de Renda (IR)	IR (2)
Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI)	IPI (3)
Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS)	ICMS (4)
-	"Outros tributos" (5)
-	"Outras receitas correntes líquidas" ²⁰ (6)
Modelos utilizados	
$\ln(T/P)_t = \mu_t + \gamma_t + \alpha_1 \ln(T/P)_{t-1} + \alpha_2 \ln(P/P)_{t-1} + \alpha_3 \ln(P)_t + \varepsilon_t$ em que μ é a tendência estocástica, γ é a sazonalidade e T é a receita relevante. Ou seja, o modelo acima difere do modelo de Hernández ao lado por <i>i)</i> assumir que α_1 é variável; <i>ii)</i> incluir o nível de preços além da inflação como variável explicativa; e <i>iii)</i> ter de tratar com questões sazonais (por ser trimestral). A tendência e a sazonalidade têm as seguintes especificações funcionais: $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + v_t$ $\beta_t = \beta_{t-1} + \delta_t$ e $\gamma_t = - \sum_{(j=1..4)} \gamma_{t-j} + \omega_t$ em que v_t , δ_t e ω_t são todos ruídos brancos.	$Z_t = F(Y_t, \Pi_t) = A_t Y_t^{\alpha_1} \Pi_t^{\beta_1}$ ou, aplicando-se logs dos dois lados: $\ln(Z_t) = \ln(A_t) + \alpha_1 \ln(Y_t) + \beta_1 \ln(\Pi_t)$ que seria um modelo log-linear básico (em que Z_t é o imposto relevante medido em termos reais) se não fosse o fato de que tanto o termo constante acima [$\ln(A_t)$] quanto o coeficiente da inflação (β_1) são modelados como variáveis, ao longo do tempo, i.e., como modelos auto-regressivos de ordem (1) com erros não auto-correlacionados e não-correlacionados entre si. Modelo MA (6) para as "Outras receitas correntes líquidas"

Fonte: Elaboração dos autores.

Quanto aos modelos “a-teóricos”, cumpre notar que denominamos dessa forma aqueles modelos que utilizam abordagens estritamente estatísticas – notadamente a proposta por Box e Jenkins (1970) –, a fim de prever a trajetória futura de determinada variável (algum tipo de imposto ou contribuição ou agregação desses últimos) a partir de dados sobre sua trajetória passada recente. Note que a aplicação desses métodos prescinde inteiramente de considerações teóricas sobre outras variáveis que possam afetar a dinâmica tanto passada quanto futura da variável cujo comportamen-

18. Infelizmente, Muinhos e Alves não deixam clara a fonte das variáveis que utilizam. Como vimos acima, a única variável “de impostos” diretamente disponível nas contas nacionais trimestrais é o valor dos “impostos sobre produtos”. Assim sendo, pode-se conjecturar que Muinhos e Alves calcularam os “impostos totais” aplicando a carga tributária anual das contas nacionais aos dados do PIB trimestrais (tal como Cavalcanti *et al.*, 2002, um texto citado por Muinhos e Alves). Nesse caso, poder-se-ia calcular os “impostos diretos” subtraindo-se dos impostos totais os impostos sobre produtos. Note-se, entretanto, que o conceito de “carga tributária” das contas nacionais inclui as contribuições, de modo que muito possivelmente os “impostos diretos” de Muinhos e Alves incluem a receita de contribuições (inclusive previdenciárias) e impostos sobre renda e patrimônio.

19. Ou seja, Muinhos e Alves identificam uma quebra estrutural em 1999 e um “outlier” no quarto trimestre de 1997.

20. Ou seja, as “Outras receitas correntes brutas” menos as “Outras despesas de transferências”.

to se quer prever. Assim, os modelos “a-teóricos” não parecem relevantes em termos de implicações políticas. Exemplos de modelos desse tipo aparecem em Melo (2001), Siqueira (2002), Guaranga e Mello (2002).

Começando pelo texto de Guaranga e Mello (2002), notamos que o cerne do estudo é a apresentação de um método de estimação da receita do ICMS para o Rio Grande do Sul. Na segunda parte do trabalho, entretanto, os autores apresentam previsões também para onze outros estados da federação e para o Brasil como um todo. O que faz que o texto seja peculiar é o fato de adotar procedimentos estatísticos (descritivos, ou seja, sem qualquer componente estocástico) que se mostraram dominados pelos propostos por Box e Jenkins (SIQUEIRA, 2002). Nesse sentido, o texto de Melo (2001) é mais “moderno”, por assim dizer. Com efeito, nas duas primeiras partes do texto, Melo apresenta competente e útil resumo das técnicas básicas associadas à utilização da abordagem Box e Jenkins (1970) e do “método dos indicadores” historicamente utilizado pela Receita Federal para prever a receita total de uma série de tributos e contribuições. Na terceira parte, Melo critica o “método dos indicadores”, por ser um caso particular de um modelo auto-regressivo de ordem um [ou AR(1)] não estimado, discute várias medidas de “acerto” em previsões e mostra que a utilização da abordagem Box e Jenkins, isoladamente ou combinada a outros métodos estatísticos, leva a resultados bem melhores do que o “método dos indicadores” no caso de um tributo em especial, o Imposto de Renda.

O texto de Siqueira (2002) é talvez o mais importante dessa literatura. Com efeito, o autor inicia o texto notando que a abordagem Box e Jenkins (1970) não somente evolui de uma longa sucessão de métodos de previsão mais simples determinísticos e/ou estocásticos, como pode ser significativamente aperfeiçoada com a introdução da técnica de “variações de calendário”. Na segunda parte do texto, Siqueira (2002) utiliza a abordagem Box e Jenkins com e sem variações de calendário, dependendo do caso, com a finalidade de apresentar previsões para uma longa lista de impostos, contribuições e suas respectivas desagregações “sob o controle da Receita Federal”, além do ICMS. Como seria de se esperar, os resultados obtidos por Siqueira revelaram-se superiores aos de Guaranga e Melo, no caso do ICMS, e aos de Melo, no caso do IR.

Conquanto úteis como instrumentos de previsão, modelos a-teóricos não são muito promissores para explicar, em termos econômicos, o comportamento dos diferentes itens de receita. Por outro lado, modelos Keynesianos convencionais tais como os discutidos acima – com suas duas ou três variáveis explicativas básicas – também não são totalmente satisfatórios enquanto explicações das receitas do setor público (ainda que sejam úteis na identificação de quebras estruturais) e, conseqüentemente, para se mensurar implicações de políticas. Uma terceira família de modelos que auxilia a “montagem do quebra-cabeças”, por assim dizer, é composta por modelos “intertemporais”.

Por modelos “intertemporais” entendemos modelos que buscam explicar a dinâmica dos fluxos de gastos e receitas correntes do governo a partir de considerações sobre as implicações dinâmicas desses fluxos – notadamente sobre o endividamento ou acumulação de ativos líquidos pelo setor público – em prazos mais longos. O texto de Issler e Lima (2000) apresenta bom exemplo dessa espécie de modelos. Com efeito, o ponto de partida do texto é a chamada condição de sustentabilidade da dívida pública, entendida como a condição de que a dívida pública hoje seja igual ao valor presente da soma dos superávits primários futuros. Essa condição de sustentabilidade

é, por sua vez, entendida como condição de equilíbrio de longo prazo (ou, na versão estatística da expressão, como uma “equação de cointegração”), isto é, como condição que “une” ao longo do tempo as séries de receitas e de despesas correntes. Esse fato faz que quaisquer choques em uma dessas variáveis, nos gastos do governo, por exemplo, tenha de no futuro levar a outros choques, seja na receita seja na despesa do governo, de forma a corrigir o choque (ou “erro”) inicial, sendo o equilíbrio intertemporal das contas públicas assim garantido. Essa estória, com algumas variações, é contada na primeira parte do trabalho. Além disso, os autores notam que: *i*) a receita de senhoriagem não é usualmente computada em definições contábeis das receitas correntes do setor público; e *ii*) os juros nominais das contas públicas têm de sofrer alguns ajustes *ad-hoc* a fim de se tornarem os “juros reais” da teoria.

Os resultados de Issler e Lima (com dados das contas nacionais, anuais de 1947 até 1992) indicam que houve, de fato, co-integração entre as receitas e os gastos correntes do governo no período em questão, resultado corroborado pela literatura de “sustentabilidade da dívida”.

O que faz que o trabalho seja mais interessante que outros textos dessa literatura é o fato de este estimar o modelo de correção de erros associado à equação de co-integração obtida. Tal procedimento permite aos autores concluir que:

(...) [os] resultados para o equilíbrio orçamentário dependem da fonte geradora do déficit (superávit). Quando o desequilíbrio das contas públicas é gerado por mudanças nos impostos, o que se ajusta é sempre o valor presente destes (...). Quando o fator de desequilíbrio é o gasto público, o ajuste se dá com um aumento no valor presente dos impostos e queda no dos gastos numa proporção de 60% para 40%, respectivamente. (...) Uma possível interpretação para a reversão de 40% dos gastos iniciais é que o Tesouro não consegue que o Banco Central acomode 100% dos aumentos dos gastos, sendo que 40% dos aumentos, em média, não são acomodados. Esse conjunto de evidências enquadra as finanças públicas brasileiras no modelo *spend-and-tax*, e rejeita o modelo *tax-and-spend*. Por fim, elucida-se que, no Brasil, a senhoriagem teve grande importância para a obtenção do equilíbrio orçamentário intertemporal, pois, se excluirmos as receitas com senhoriagem da receita total do governo, a dívida pública passa a não ser mais sustentável nos testes econométricos (ISSLER LIMA: 2000, p. 3-4).

Em uma análise também baseada na restrição orçamentária intertemporal do governo, Mello (2005) estimou uma função de reação fiscal utilizando dados mensais do período 1995-2004. Os resultados indicaram reação significativa do superávit primário ao endividamento, sobretudo a partir de 1999. Além disso, com relação às receitas e despesas do governo central, Mello utilizou procedimento similar ao de Issler e Lima (2000) para inferir sobre o modelo de política fiscal. As evidências foram em favor do modelo *spend-and-tax*, com dois terços das mudanças nos gastos sendo cobertas por um aumento das receitas no longo prazo.

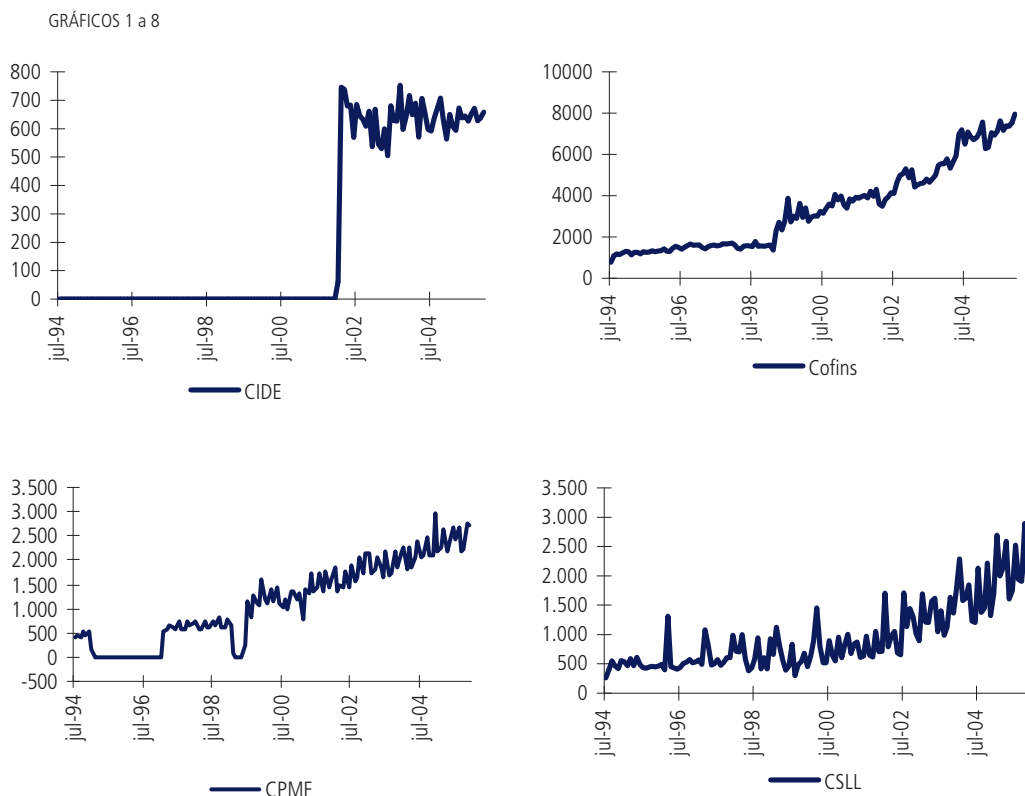
3.3 Alguns resultados novos

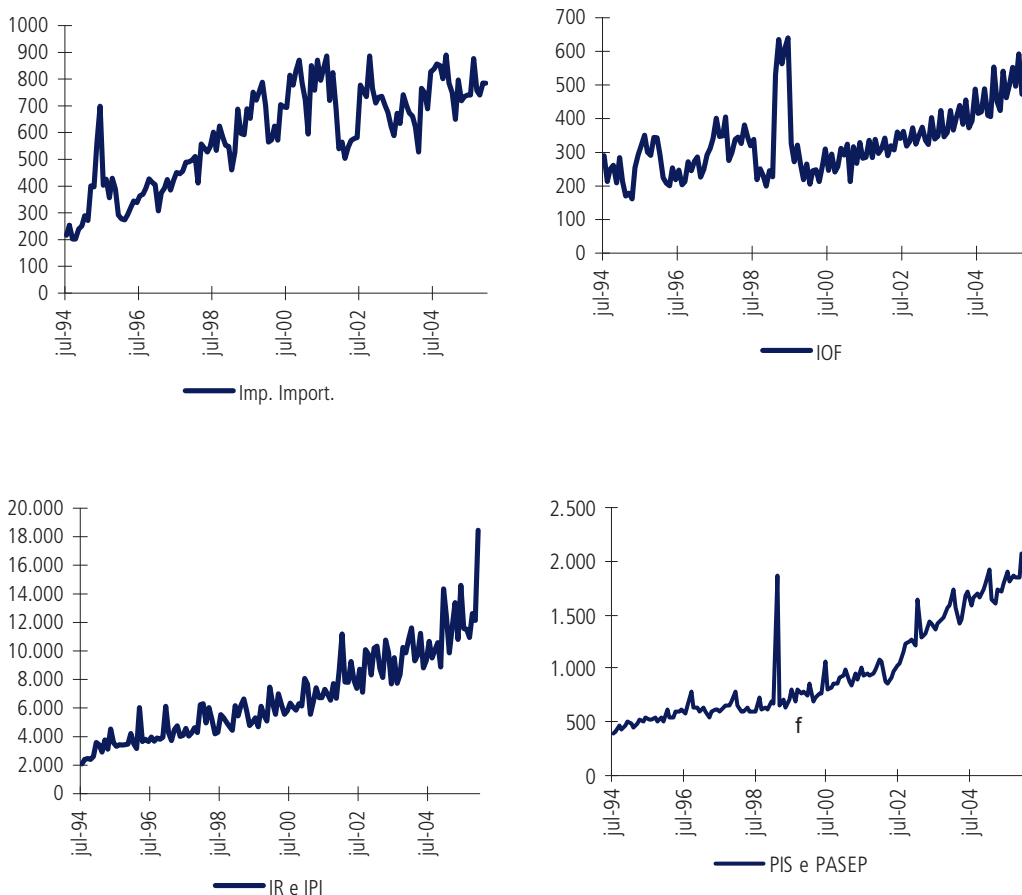
Conquanto ainda em estágio preliminar, nosso esforço de modelagem das receitas correntes sob controle da Secretaria da Receita Federal parece corroborar a sabedoria econométrica convencional sobre o comportamento destas. Como sugerido pelos exemplos a seguir, nossos resultados indicam que *i*) a composição precisa das receitas correntes federais apresenta variadas quebras estruturais e seu estudo é, de fato, indispensável ao entendimento da dinâmica agregada; apesar disso, *ii*) modelos a-teóricos se mostram úteis em esforços de previsão de curto prazo dessas receitas; e *iii*) o comporta-

mento do PIB real, de fato, parece explicar em grande medida o comportamento daquelas receitas (quando, por exemplo, deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Ampliado – IPCA).

3.3.1 Quebras estruturais e a composição das receitas correntes sob o controle da receita federal

Os gráficos de 1 a 8, com uma desagregação das receitas correntes federais (tal como medidas pelo Banco Central, em bilhões de R\$, com dados mensais após o Plano Real – julho/1994 a dezembro/2005) nos dão idéia da extensão dos choques e quebras estruturais que afetam a série agregada.





Fonte: Banco Central do Brasil.
Elaboração: Ipea/Dirur/CFP.

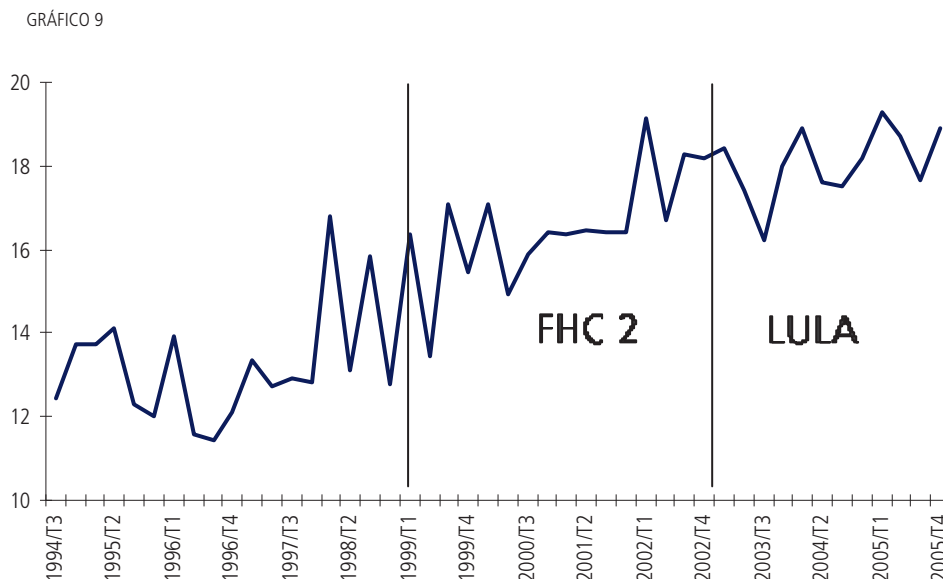
Tomados em conjunto, os gráficos acima nos contam uma estória simples. Cerca de dois terços das receitas federais arrecadadas foram obtidas pelo IR, IPI (cerca de 42%) e Cofins (cerca de 24%). Além disso, os anos que marcam inícios de governo (1999 e 2003) mostram claras inflexões (positivas) na inclinação das séries. Finalmente, observações discrepantes (ou “outliers” no jargão econométrico) foram endêmicas no período. Não apenas contribuições foram criadas (a Contribuição para Intervenção no Domínio Econômico (CIDE), em janeiro de 2002), canceladas (como a CPMF em janeiro de 1995 e fevereiro de 1999) e recriadas (como a própria CPMF em fevereiro de 1997 e junho de 1999), como em um dado mês – agosto de 1998, por exemplo – houve receitas extraordinárias da ordem de 60% das receitas normais.²¹

3.3.2 Um exercício simples de previsão das receitas correntes sob o controle da receita federal medidas como porcentagem do PIB

O gráfico 9 descreve dados trimestrais do total das receitas federais arrecadadas (tal como medidas pelo Banco Central) como porcentagem do PIB no período a partir do Plano Real. Em exercícios envolvendo a construção de cenários, freqüentemente se

21. No caso, “receitas de outorga de serviços de telecomunicações”.

deseja fazer hipóteses sobre o comportamento futuro dessa variável. A tabela 2 apresenta os resultados da estimativa de um modelo a-teórico que nos tem sido útil em exercícios de previsão desse tipo.



Fonte: Elaboração dos autores.

TABELA 2

Resultados da estimativa de um modelo a-teórico para o total das receitas federais arrecadadas

Variável dependente medida em porcentagem do PIB. Amostra ajustada para o período 1996:3-2005:4 (38 observações)²².
A notação AR e MA denota termos "auto-regressivos" e de "médias móveis".

Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística-t	Prob.
C	20.336	1.0445	1.946	0.0000
D _{3trim}	-1.445	0.233	-6.194	0.0000
D _{1999:3}	1.923	0.714	2.701	0.0111
D _{1998:1}	1.265	0.733	1.726	0.0943
AR(4)	-0.268	0.162	-1.654	0.1082
AR(2)	1.201	0.172	6.996	0.0000
MA(2)	-0.995	0.0000186	-53418.90	0.0000

Fonte: Elaboração dos autores.

Ainda que desprovido de conteúdo econômico, o modelo estimado mostra bom ajuste aos dados, estável (quando reestimado para amostras menores, por exemplo) e útil em exercícios de previsão. Com efeito, o desempenho do modelo é significativamente superior ao obtido pelas "regras de bolso" (geralmente adaptativas) usualmente utilizadas em modelos baseados no "método dos indicadores". Esse ponto é evidente na tabela 3, em que são explicitados os erros de previsão que seriam cometidos pelo modelo, se ele tivesse sido estimado nos últimos quatro trimestres (com resultados diferentes, por conta de amostras diferentes, em cada umas das vezes). Com efeito, as previsões dinâmicas do modelo se mostram bastante mais eficientes do que as obtidas, por exemplo, com a hipótese (adaptativa) de que o valor das receitas federais arrecadadas como porcentagem do PIB em um dado trimestre seria igual ao do trimestre anterior. Naturalmente, esse resultado é ainda mais claro no caso de previsões estáticas.

22. O R² ajustado dessa equação é 0.91. Os erros se mostraram estacionários, normais e homoscedáticos. Alguma evidência – não definitiva – de auto-correlação foi encontrada, entretanto.

TABELA 3

Erros de Previsão para o ano de 2005: Modelo A – Teórico vs. Expectativas Adaptativas (como % do PIB)

	2005:1	2005: 2	2005: 3	2005: 4
2004:4 (mod)	-.163	-.092	.298	-.13
2004:4 (adap)	-.4	-1.1	-.14	-.737
2004:1 (mod)	-	.12	.69	.13
2004:1 (adap)	-	1.1	.14	.737
2004:2 (mod)	-	-	.63	.177
2004:2 (adap)	-	-	.14	.737
2004:3 (mod)	-	-	-	.066
2004:3 (adap)	-	-	-	.737

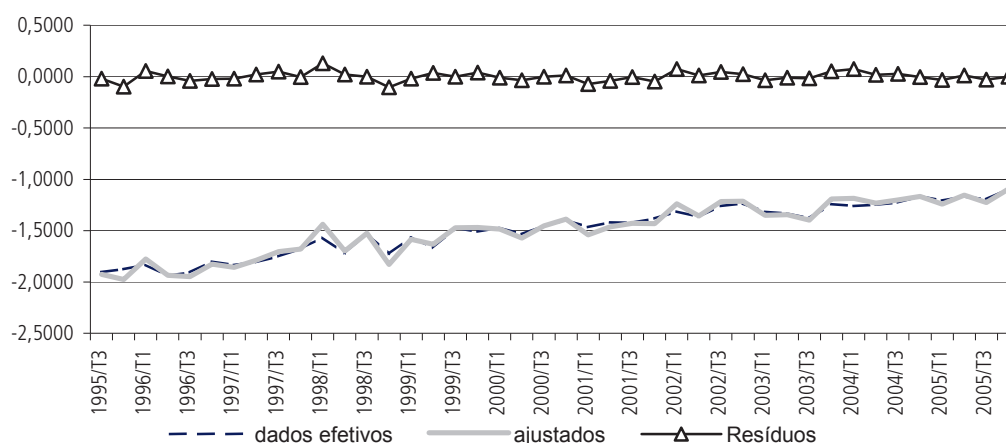
Fonte: Elaboração dos autores.

3.3.3 O PIB como determinante da dinâmica das receitas correntes sob o controle da receita federal

Conforme mencionado anteriormente, modelos a-teóricos têm a desvantagem de não nos ajudar na tarefa de explicar “porque as coisas acontecem”. Análises históricas com base em dados desagregados, como a de Giambiagi (2006), nos parecem bem melhores nessa direção, além de terem a vantagem de ser inteiramente compatíveis com o método econométrico (ou fornecendo hipóteses a serem testadas por econométristas ou se baseando nesses testes).

Em particular, a principal hipótese subjacente a esses estudos – qual seja, a hipótese Keynesiana de que a dinâmica das receitas correntes é em grande medida determinada pela dinâmica do PIB, ainda que com especificações precisas variáveis e dependentes do contexto histórico – nos parece perfeitamente compatível com os dados. Os resultados da estimativa de um modelo Keynesiano convencional para o total das receitas federais arrecadadas, com o qual temos trabalhado e que parece corroborar essa visão, é apresentado no gráfico 1.

GRÁFICO 10

Grau de ajustamento do modelo keynesiano


Fonte: Elaboração dos autores.

Além de corroborar as intuições de que receitas correntes federais “seguem” o PIB e que houve mudança qualitativa no segundo governo FHC, o modelo (“auto-regressivo de defasagens distribuídas”) acima – obtido com a utilização da metodologia “geral para específico” (HENDRY, 1995) – se mostra razoavelmente bem ajus-

tado aos dados (ver gráfico 10) e estável (quando reestimado para amostras menores, por exemplo). O fato de que alguma evidência de heteroscedasticidade foi encontrada faz que não possamos afastar a hipótese de variabilidade paramétrica – um tópico atualmente em estudo na CFP/Dirur/Ipea.

3.4 Notas Finais

O presente texto teve dois objetivos. Inicialmente, procurou-se detalhar os principais tipos de modelos e bases de dados utilizados por economistas brasileiros preocupados em estudar o comportamento dinâmico das receitas públicas no Brasil. Em segundo lugar, apresentaram-se novas evidências empíricas que corroboram algumas das principais conclusões qualitativas da literatura.

Mesmo refletindo o estágio ainda preliminar do esforço de modelagem atualmente empreendido pela CFP-Dirur-Ipea, nossos resultados parecem compatíveis com a sabedoria convencional que nenhum modelo é capaz de explicar e prever o comportamento das receitas públicas de uma economia moderna. O uso informado e cuidadoso dos diversos tipos de modelos resenhados acima nos parece o melhor caminho a seguir, dado o atual estado das artes.