

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

OS EFEITOS DINÂMICOS DA POLÍTICA FISCAL
SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA: UM ESTUDO
PARA O CASO BRASILEIRO.

MARCO AURÉLIO FERREIRA PERES

Dissertação apresentada no Mestrado Acadêmico do
Departamento de Economia da Universidade de
Brasília, como requisito à obtenção do título de
Mestre em Economia.

BRASÍLIA-DF

Janeiro de 2006.

Resumo: Neste trabalho caracteriza-se os efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central sobre a atividade econômica no Brasil, para o período pós-plano Real. Obteve-se resultados para referência e comparação com a literatura internacional por meio de análise impulso-resposta, a partir de um VAR estrutural com produto, gasto público e impostos líquidos. A suposição padrão na literatura macroeconômica é de que os gastos públicos são exógenos, e talvez também sejam estocásticos. Mas, também está claro que alguns elementos do gasto público são endógenos. Então, propôs-se um VAR estrutural não triangular na forma reduzida dos resíduos, no qual o gasto público é desagregado em consumo e investimento. Foram estimados dois casos de interesse: no primeiro, supôs-se que os choques no investimento neutralizam as discrepâncias entre os choques no consumo e nos impostos líquidos, o equivalente a restrição orçamentária rígida. No outro, assumiu-se que o movimento surpresa nos investimentos reflete todos os tipos de choques nas variáveis fiscais. A identificação é obtida com base nas informações institucionais do orçamento e do sistema tributário, e por intermédio da análise do procedimento operacional das autoridades fiscais. Os resultados alcançados, além de serem robustos em relação à especificação, estão próximos ao relato da literatura empírica para a economia americana e outros países membros OCDE: a resposta do produto aos choques fiscais é pequena e tem característica tipicamente keynesiana. A especificação competitiva, o segundo caso de interesse, mostra que há diferença consistente no padrão temporal das respostas do produto às inovações nas variáveis que compõem a despesa pública. Impulsos nos investimentos têm efeitos duradouros e proporcionalmente mais eficientes em relação ao consumo do governo para elevar o produto. Finalmente, o produto responde de forma positiva à substituição de consumo por investimentos, o que é informação relevante para a política de gastos públicos.

Palavras chave: Política Fiscal; VAR estrutural; impulso-resposta.

Classificação JEL: E62; E32.

Abstract: In this research paper it is characterized the dynamic effects of the fiscal shocks of the central government over the economic activity in Brazil for the post Real Plan period. Results were obtained for reference and comparison with international literature through the Impulse-Response analysis, starting from a structural VAR with product, public spending and net taxes. The standard assumption in the macroeconomic literature is that the public spending are exogenous, and perhaps they are also stochastic. But, it is also clear that some elements of the public expenses are endogenous. So, it was proposed a not triangular structural VAR in the reduced form of residues, in which the public spending is disaggregated in consumption and investment. Two cases of concern were estimated: in the first one, it was assumed that the shocks in investment neutralize the discrepancies between shocks in the consumption and in the net taxes, the equivalent to a rigid budgetary restriction. In the other one, it was assumed that the unexpected movements in investments reflect all kinds of shocks in the fiscal variables. The identification was obtained based on the institutional information of both budget and tributary systems, and through the analysis of the operational procedure of the fiscal authorities. The results obtained, besides being robust regarding the specification, are close to the account of the empiric literature for the American economy and other OCDE country members: the response of the product to the fiscal shocks is small and has characteristic typically Keynesian. The competitive specification, the second case of concern, shows that there is a consistent difference in the temporal standard of the product responses to the innovations in the variables that compose the public expense. Impulses in investments, if compared to the government's consumption, have longer-lasting and proportionally more efficient effects in the raise of the product. Finally, the product responds in a positive way to the substitution from consumption to investments, what is relevant information for the public expense policy.

Key words: Fiscal Policy; Structural VAR; Impulse-Response.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em primeiro lugar, a Deus por sua ajuda e proteção durante todo meu caminho. À minha mãe Irani, à minha esposa Raquel e aos meus filhos Marco e Laura, em que as providências do amor, carinho, incentivo e compreensão pelas ausências se manifestaram em muitas circunstâncias.

Ao amigo Charles Lima de Almeida pelo apoio incondicional, sem o qual essa etapa não teria início e nem seria ultrapassada. Como exemplo, tomei-lhe emprestado a perseverança. A amizade sincera, pilar forte e generoso que desenvolvemos ao longo de mais de dez anos de convívio, foi ao mesmo tempo suporte e alavanca para a pesquisa.

Ao meu orientador e amigo Professor Roberto de Góes Ellery Junior pelo grande incentivo e motivação durante todo o programa de pós-graduação. Seu apoio ao projeto de dar continuidade à vida acadêmica foi fundamental. Agradeço a oportunidade e confiança a mim depositadas.

Ao Professor Geraldo da Silva e Souza cujo apoio à continuidade da vida acadêmica também foi imprescindível. Seus comentários e sugestões durante a elaboração desta pesquisa e como membro da banca formaram um sólido e valioso conjunto de informações que provêm apenas de pessoas com o alto grau de conhecimento como o do Prof. Geraldo. Por fim, agradeço-lhe também pela amizade, da qual tenho a honra de compartilhar.

À Secretaria de Orçamento Federal-SOF, na pessoa então Secretário Sr. João Bernado de Azevedo Bringel, por propiciar um ambiente acadêmico ideal à pesquisa. Por fim, agradeço também aos colegas de trabalho que ajudaram na coleta e análise dos dados: Antônio Alberto Lopes Cauchioli; Bruno César Grossi de Souza; Cláudio Xavier Pereira; José Paulo de Araújo Mascarenhas; Luiz Guilherme Pinto Henriques; Marco Antônio de Oliveira; Paulo Afonso Vieira Junior. Àqueles que me faltaram à memória, peço desculpas.

ÍNDICE

I. INTRODUÇÃO	5
II. A LITERATURA EMPIRICA	8
III. METODOLOGIA	16
III.1 O VAR DE REFERÊNCIA	16
III.1.2 A IDENTIFICAÇÃO	17
III.1.3 A RESPOSTA AO IMPULSO	21
III.2 DESAGREGANDO O GASTO EM CONSUMO E INVESTIMENTO.	23
III.2.2 A IDENTIFICAÇÃO	25
III.2.2.1 RESTRIÇÕES DE CURTO PRAZO	26
IV. A ELASTICIDADE-PRODUTO DOS IMPOSTOS LÍQUIDOS E DO GASTO	30
V. OS DADOS	33
V.1 O AJUSTE FISCAL DE 1998	36
V.2 A POLÍTICA FISCAL E O CICLO DE NEGÓCIOS	40
V.3 PROPRIEDADES E IDENTIFICAÇÃO DE TENDÊNCIAS	43
VI. RESULTADOS E DISCUSSÃO	45
VI.1 O VAR DE REFERÊNCIA	45
VI.1.1 EFEITOS CONTEMPORÂNEOS	46
VI.1.2 OS EFEITOS DINÂMICOS DOS IMPOSTOS LÍQUIDOS	47
VI.1.3 EFEITOS DINÂMICOS DOS GASTOS	50
VI.2 O VAR A QUATRO VARIÁVEIS:	53
VI.2.1 EFEITOS CONTEMPORÂNEOS DE CURTO PRAZO	53
VI.2.2 OS EFEITOS DINÂMICOS DOS INVESTIMENTOS	55
VI.2.3 OS EFEITOS DINÂMICOS DO CONSUMO DO GOVERNO	58
VI.2.4 OS EFEITOS DINÂMICOS DOS IMPOSTOS	59
VII. CONCLUSÃO	60
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	62
ANEXO I - CONSTRUÇÃO E COMPOSIÇÃO DAS VARIÁVEIS FISCAIS	65
A.I.1. DESPESA DO ORÇAMENTO FISCAL E DA SEGURIDADE SOCIAL DO GOVERNO FEDERAL	65
A.I.2. COMPOSIÇÃO DOS IMPOSTOS LÍQUIDOS	73
ANEXO II - ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES	78

I. INTRODUÇÃO

Há grande controvérsia teórica a respeito dos efeitos da política fiscal sobre o produto da economia. O tema da macroeconomia keynesiana é que, em uma economia na qual as flutuações são devidas em parte aos efeitos da demanda agregada e da rigidez nominal, a política fiscal é potencialmente eficaz para reduzir as flutuações na demanda agregada. Enquanto a política monetária é a principal interação entre preço e estabilidade do produto, a política fiscal está entre a estabilização do produto e as distorções causadas pelos impostos e pela política de gasto do governo. Note que isso aponta para uma diferença importante entre a política fiscal e a monetária. Até mesmo na ausência de rigidez nominal e outras imperfeições, a política fiscal tem importantes efeitos macroeconômicos.

Nos modelos neoclássicos desenvolvidos nos últimos vinte anos, os efeitos da política fiscal sobre o produto podem ser muito diferentes daqueles postulados nos modelos macroeconômicos tipicamente keynesianos, sobretudo para os componentes do produto, como o consumo privado.

Empiricamente, a visão predominante de que a política fiscal age de acordo com os preceitos dos modelos keynesianos é posta sob suspeita em razão da proliferação de modelos com estrutura tipicamente keynesiana. A estrutura assume formalmente um efeito positivo do produto a uma expansão do gasto público.

Em razão disso, utiliza-se um Vetor Auto-Regressivo-VAR estrutural para caracterizar a dinâmica dos efeitos de choques nos tributos e nos gastos do governo federal sobre a atividade econômica no Brasil para o período pós-Plano Real. O VAR tem como característica uma estrutura “ateórica”, e está especialmente equipado para a tarefa.

Como primeira proposta, apóia-se na especificação em Blanchard e Perotti (2002), com algumas modificações para o caso brasileiro e, em específico, para o governo central. Esse primeiro passo servirá de referência e comparação com outras pesquisas e com a proposta principal desta dissertação. A chave para o procedimento de identificação está na frequência dos dados. O uso de dados trimestrais pode eliminar a possibilidade de ajustes discricionários na política fiscal. Evidências empíricas sugerem que um trimestre pode não ser suficiente para que os formuladores de políticas aprendam sobre choques no PIB, decidam sobre quais medidas fiscais tomarão em resposta, passem essas medidas pelo

legislativo e, finalmente, as implementem. Caracterizados os efeitos, será interessante perguntar se é possível obter informações relevantes ao se desagregar o gasto do governo em investimento e consumo.

A hipótese padrão na literatura macroeconômica é a de que os gastos públicos são exógenos, e talvez também estocásticos. Entretanto, há elementos nos gastos públicos que são endógenos. Alguns investimentos públicos, como em infra-estrutura ou em aquisição de imóveis, induzem a gastos em consumo do governo no futuro. Ou seja, há um efeito do consumo do governo sobre o produto induzido pelos investimentos públicos que fica submerso se consumo e investimentos forem considerados como uma única variável fiscal do tipo gasto público. Ainda, o investimento público possui impacto direto sobre o produto, haja vista que serve como um insumo para a produção corrente e tem a propriedade de alterar de alguma forma a capacidade produtiva.

Então, pode haver diferenças no padrão temporal da resposta do produto diante de choques nessas variáveis fiscais. Por outro lado, caracterizar as relações entre as variáveis fiscais e conhecer o padrão cíclico desses componentes do gasto público é importante para a condução da política fiscal.

Diante disso, postula-se um VAR estrutural a quatro variáveis não triangular para descrever os efeitos dinâmicos da política fiscal do governo central, que leva em conta o orçamento público desagregado em consumo e investimento, onde se identificam novas inter-relações entre as variáveis fiscais. Essa é a contribuição desta pesquisa para a literatura empírica. Em ambas as especificações a identificação é alcançada com base nas informações institucionais sobre o sistema tributário, de transferências e orçamentário do governo central.

Os resultados encontrados para o Brasil são próximos àqueles encontrados para a economia americana e países membros da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico – OCDE, e são robustos à especificação. Consistentemente, eles mostram que choques nos gastos públicos têm efeitos positivos sobre o produto, e choques positivos nos impostos possuem efeitos negativos sobre a atividade econômica, ambos de pequena magnitude.

Quando se considera o gasto público desagregado em consumo e investimento, dois casos de interesse são estimados. O primeiro supõe que os investimentos são utilizados para neutralizar os choques nos impostos e nos gastos do governo; isso é semelhante a uma

regra de restrição orçamentária ativa, na forma reduzida dos resíduos dos investimentos. Os resultados não falam sobre uma regra rígida de acomodação de choques nos investimentos e mostram que a restrição orçamentária, na forma reduzida dos resíduos, não é ativa.

A especificação alternativa assume que os choques nos investimentos do governo refletem todos os choques nas outras variáveis fiscais. Essa especificação mostrou-se competitiva e as inter-relações postuladas no VAR a quatro variáveis indicam que é relevante para a política fiscal considerar, de forma separada, o investimento e o consumo do governo.

Encontrou-se diferença consistente no padrão temporal das respostas do produto a choques nas variáveis do lado da despesa. As respostas do produto ao impulso nos investimentos mostram o efeito indireto dos investimentos sobre o produto via consumo do governo. Encontra-se suporte empírico para a hipótese de que choques positivos nos investimentos são mais duradouros e proporcionalmente mais eficientes para elevar o produto. Outro resultado importante para a política de gastos do governo é que o produto responde de forma positiva à substituição de consumo por investimentos.

Esta dissertação está organizada de modo que na seção seguinte será realizado um breve relato da literatura. A Seção III apresentará as duas especificações e as hipóteses de identificação sob cada estrutura, ambas utilizadas para caracterizar os efeitos da política fiscal. Na Seção IV, encontra-se a metodologia para a construção das elasticidades-produto das variáveis fiscais, e as estimativas das elasticidades encontram-se no Anexo II. A discussão sobre os dados - um grande problema empírico - e suas propriedades ficará a cargo da Seção V. Essa seção se encarregará também de identificar os fatos no tempo e levará a cabo breve relato sobre o ajuste fiscal de 1998. Ainda, apresentará a avaliação da política fiscal e dos ciclos dos negócios para o período em análise. O Anexo I trata da metodologia utilizada na construção das séries históricas das variáveis fiscais. A Seção VI discorrerá sobre os resultados alcançados nas duas especificações, oportunidade em que também se discutem os efeitos dinâmicos da política fiscal sobre a atividade econômica e as co-relações com outros estudos. Por último, na Seção VII, faz-se a conclusão.

II. A LITERATURA EMPÍRICA

Nos últimos anos, os esforços dedicados à pesquisa sobre política monetária geraram consideráveis relatos empíricos em relação aos efeitos dessa política na atividade econômica. Recentes desenvolvimentos na área monetária, tanto na teoria quanto na prática, justificam algum consenso sobre os mecanismos de transmissão e efeitos da política sobre as variáveis macroeconômicas. Nessa direção, há convergência na idéia de que um aumento exógeno na oferta de moeda pode levar a um aumento de preços depois de algum tempo.

No entanto, quando o objetivo é a análise dos efeitos da política fiscal sobre a atividade econômica, o que se observa é uma relativa incerteza sobre os resultados. A primeira vista, parece predominante a crença de que o multiplicador fiscal do gasto seja positivo e, em direção oposta, para os tributos, embora pequenos. Porém, há relatos empíricos de contrações fiscais expansionistas na Europa, sobretudo na Dinamarca, Irlanda e Suíça¹. Novas abordagens teóricas apóiam a tese de que até mesmo os ajustes fiscais contracionistas podem ter efeitos positivos sobre a atividade econômica, enquanto as evidências empíricas não sugerem uma resposta singular e indicam que efeitos não-keynesianos podem ocorrer sob circunstâncias bem definidas.

Alesina e Peroti (1997) analisaram como a composição qualitativa do ajuste fiscal influencia a probabilidade de sucesso dessas medidas e as suas conseqüências macroeconômicas. Os autores definem como sucesso a redução consistente e longa no déficit e identificam dois tipos de ajustes fiscais.

O primeiro se baseia principalmente em cortes de despesa – em particular, cortes em transferências, previdência social e empregos e salários pagos pelo governo; enquanto os aumentos de impostos representam uma pequena fração do ajuste total, e os impostos sobre as famílias ou não são aumentados ou são até mesmo reduzidos.

No segundo tipo, ao contrário, o ajuste se baseia em aumento nos impostos e freqüentemente os maiores aumentos se dão nos impostos sobre as famílias e nas contribuições para a previdência social. No lado da despesa, a maioria dos cortes ocorre sobre o investimento público, enquanto que salários pagos pelo governo, empregos e transferências ou ficam completamente inalterados, ou só são ligeiramente afetados.

Os resultados indicam que mesmo quando os dois tipos de ajustes têm o mesmo tamanho, em termos de redução dos déficits primários, o que se apóia no corte de gastos propicia uma consolidação mais duradoura no orçamento e tem efeitos expansionistas sobre a atividade econômica. Já os ajustes com base no corte de impostos são anulados logo após a sua implementação por deteriorações adicionais no orçamento e têm efeitos contracionistas sobre a economia.

Ainda segundo Alesina e Peroti (1997), os ajustes com base no corte de gastos com salários e transferências geram efeitos duradouros porque tornam rígidos os dois itens do orçamento que têm forte tendência de crescimento automático. Os autores apontam que, nos países pertencentes ao grupo para os quais a Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico – OCDE se dedica à análise da economia, a participação desses itens nos gastos públicos totais aumentou durante as três últimas décadas.

Os resultados de McDermott e Wescott (1996) e de Alesina e Ardagna (1998) confirmam que o ajuste fiscal via corte de gasto é, em média, mais efetivo na produção de efeitos macroeconômicos positivos do que quando se dá por intermédio de aumento nos impostos. A justificativa para tal fato é o canal de credibilidade: um corte nos salários dos funcionários públicos e nas transferências, por serem medidas mais impopulares, sinalizaria um compromisso com a reversão de uma posição fiscal deteriorada.

Em relação às conseqüências macroeconômicas dos dois tipos de ajustes, a literatura geralmente focaliza em efeitos de credibilidade e em efeito riqueza dos ajustes fiscais sobre o consumo privado. A idéia é de que um corte no gasto público, se percebido pelos agentes como duradouro, insinua uma redução permanente na carga tributária futura dos consumidores, gerando um efeito riqueza positivo. Já o canal da credibilidade ocorre quando o ajuste fiscal interrompe de forma crível a tendência de crescimento da dívida pública, o que pode resultar em uma queda na taxa de juros via redução do prêmio de risco.

A investigação empírica dos efeitos macroeconômicos dos choques fiscais sobre a atividade econômica tem dois ramos distintos: a abordagem “narrativa” e a metodologia de auto-regressão vetorial, ou Vetor Auto-Regressivo-VAR. O primeiro, no qual se incluem os autores Alesina e Peroti (1997), McDermott e Wescott (1996) e Alesina e Ardagna (1998) mencionados anteriormente, usa a “abordagem ex-post” ou “abordagem narrativa” de Romer e Romer (1989) e funciona como um estudo de eventos. A idéia é tirar lições de

¹ Ver Giavazzi e Pagano (1990) e (1996)

episódios de contração fiscal a partir da comparação do desempenho macroeconômico e da situação fiscal antes, durante e depois do episódio, com ênfase na identificação de contrações fiscais expansionistas.

Dentre as contribuições nessa estrutura narrativa, encontram-se os trabalhos de Burnside, Eichenbaum e Fischer (2001) e de Ramey e Shapiro (1997) que utilizam uma variável *dummy* para capturar os efeitos de episódios fiscais do tipo Ramey e Shapiro (1997): aumento nos gastos militares com a guerra coreana, guerra com o Vietnã e a expansão fiscal de Reagan.

Ramey e Shapiro (1997) e Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999) estudaram a resposta do produto diante de choques de gastos com defesa para os Estados Unidos e exploraram a exogeneidade do desenvolvimento militar. Eles definiram uma *dummy* com valor 1 em 1950:3; 1965:1, 1980:1 e eliminaram os efeitos de algumas variáveis macroeconômicas, inclusive o GDP. Ramey e Shapiro (1997), no contexto do modelo univariado e Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999), no contexto do VAR. Todos encontraram coincidente e aproximada relação de aumento nos gastos com defesa e o GDP.

Antes de conhecer da segunda linha de pesquisa, cabe discutir as vantagens e desvantagens da abordagem narrativa. A idéia é tratar o arranjo fiscal como um estudo de evento. Confrontar o desempenho macroeconômico e a situação fiscal que vigorava antes, ao longo e após o episódio de ajuste fiscal permite, em tese, a análise completa dos efeitos da restrição fiscal sobre a atividade econômica. Mas o estudo de evento exige que o episódio seja isolado, sem influência de qualquer outro choque fiscal significativo, de diferente tipo ou sinal. Perotti (2002) chama a atenção para esse fato e observa que Ramey e Shapiro (1997) datam o começo do choque da guerra coreana em 1950:3, baseados no salto observado nos gastos militares. Porém, as receitas de impostos também aumentaram em mais de três desvios-padrão em 1950:2 e em 1950:3; e também em quatro trimestres entre 1948:2 e 1950:3. Por outro lado, os gastos públicos aumentaram entre dois e três desvios-padrão. Portanto, não fica claro como distinguir entre os efeitos da variável *dummy* para a guerra coreana e os efeitos retardados desses choques fiscais precedentes. Um genuíno experimento macroeconômico é caracterizado por ser puramente exógeno e não antecipado. Consideradas tais condições e, se o objetivo é apenas estimar seus efeitos, a regressão da forma reduzida será suficiente. Mas, em geral, as reformas fiscais são

precedidas de debates no parlamento antes de serem implementadas. Portanto, é possível que esses episódios possam ser, em algum grau, antecipados.

O segundo ramo de pesquisa apoiou-se na metodologia VAR, ordinária em análise de política monetária, para o estudo dos efeitos macroeconômicos dos choques fiscais sobre a produção. Stock e Watson (2001) abordam com propriedade e de forma didática o uso do VAR. Em síntese, a metodologia pode ser empregada em três variantes. Primeiro, na forma reduzida o VAR tem a estrutura de um sistema de equações que expressa cada variável como função linear dos próprios valores históricos e dos valores defasados de todas as outras variáveis consideradas no sistema, além de um termo de erro com covariância nula em diferentes períodos do tempo. Se há correlação entre variáveis, caso típico em modelos macroeconômicos, então o resíduo de uma das equações da forma reduzida deve ser correlacionado com os erros das outras equações do modelo. Os resíduos dessas regressões são interpretados como movimentos não esperados ou “surpresas” nas variáveis do modelo. A estimação é via mínimos quadrados e o número de defasagens incluídas em cada equação pode ser determinado por diferentes métodos.

Na segunda, o VAR recursivo é desenhado de forma que o termo de erro em cada equação seja ortogonal em relação ao resíduo da equação precedente. No jargão da literatura VAR, impõe-se uma ordenação entre as variáveis. A forma de se fazer isso é restringir as relações contemporâneas no modelo. Os resíduos gerados pela estimação por mínimos quadrados ordinários não apresentam correlação entre as equações do modelo. Isso é equivalente a estimar a forma reduzida e computar a fatoração de Cholesky para a matriz de covariância da forma reduzida.

Apesar de parecer intuitivo, é importante ressaltar que os resultados da estimação de um VAR recursivo são sensíveis à ordenação implementada. Além disso, o número de representações possíveis é o fatorial do número de variáveis incluídas no modelo², e seria árduo levar em conta todas as combinações possíveis.

Por último na terceira, o VAR estrutural faz uso da teoria para classificar as relações contemporâneas entre as variáveis do modelo, o que requer hipóteses de identificação que permitam interpretar as correlações de forma causal.

Essa metodologia é útil para caracterizar ou descrever dados macroeconômicos, fazer previsão, para inferência sobre as relações estruturais entre variáveis

² Para maiores detalhes sobre vetores auto-regressivos, ver Hamilton (1994).

macroeconômicas e, na análise de política. A notoriedade do uso do VAR para análise de sistemas econômicos dinâmicos é devida ao influente trabalho de Sims (1980). A forma reduzida e a recursiva consagraram-se como bom instrumento estatístico para sumarizar os co-movimentos entre as variáveis envolvidas no modelo e para fazer previsões. Na prática, o foco está nos resultados dos testes de causalidade no sentido de Granger, na função impulso-resposta e na decomposição da variância, que são os métodos utilizados para interpretar esses co-movimentos.

Ao se fazer inferência sobre as relações estruturais entre variáveis macroeconômicas e análise de política, é necessário diferenciar correlação de causa, questão relatada na literatura como o “problema de identificação”. Uma forma de tratar isso é o uso de informação não amostral; como exemplo, o uso da teoria econômica e do conhecimento institucional. Dessa forma, o VAR estrutural pode ser corretamente utilizado para esses fins.

Para análise de intervenção não esperada, usa-se o VAR na estimação dos efeitos dos choques de política sobre as outras variáveis, via função de impulso-resposta. Ao avaliar quais os efeitos das mudanças na regra de política, simula-se um VAR, com todas as equações identificadas, que leve em conta o novo princípio de política. Depois, confrontam-se as funções de impulso resposta da nova regra com aquela em vigor. Entretanto, isso não é trivial. Esse exercício requer um modelo macroeconômico de determinação simultânea de todas as variáveis e, principalmente, requer que sejam especificadas todas as relações causais, porque envolve todos os choques estruturais.

Como em toda metodologia, há limitações. A instabilidade nos parâmetros está intimamente ligada ao uso do VAR para estimar os efeitos da mudança na regra de política. As funções de reação mudam como o tempo e as estimativas desses efeitos são sensíveis às alterações. Pode-se exemplificar ao supor que a equação estrutural envolva esperanças matemáticas. Então, as esperanças devem depender da regra de política e, por conseguinte, todos os parâmetros do VAR também devem depender da regra de política. Esse é um típico exemplo da crítica de Lucas (1976).

Outro ponto a ser considerado é que os desvios-padrão estimados para a função impulso resposta podem ser enganosos caso o estudo envolva variáveis com forte tendência. Também na sua forma padrão, o VAR não está equipado para captar heterocedasticidade condicional. Por último, há o critério da parcimônia. O número de parâmetros a serem estimados no VAR aumenta de forma considerável com a inclusão de

novas variáveis. Em muitos casos, a estimação só é possível após impor restrições, como, por exemplo, restrições de fator comum.

Para concluir a seção, cabe considerar que, teoricamente e sob certas condições, a metodologia VAR está melhor aparelhada para o estudo da política fiscal do que para a monetária, e isso está fortemente condicionado à estrutura temporal.

Se a análise ocorre com dados anuais, é razoável esperar que haja tempo suficiente para que os responsáveis pela política fiscal aprendam sobre as inovações na atividade econômica, decidam qual medida implementar, aprovem a medida no legislativo e, finalmente, a implementem. Todavia, ao contrário do que acontece com a política monetária, e este é um consenso, as variáveis fiscais não respondem de forma contemporânea – dentro do mesmo trimestre, por exemplo – a movimentos inesperados na atividade econômica. Caso a estrutura temporal considerada seja de alta frequência, a não ser por uma resposta automática embutida no código tributário ou nas regras de transferências previdenciárias, não há fortes razões por que se esperar alguma resposta discricionária de política fiscal.

Fatas e Mihov (1998) estimam um VAR que considera o produto, o deflator do GDP, a relação déficit primário/GDP, e a taxa de juros. A identificação é obtida ao assumir que o produto e os preços não respondem dentro do mesmo trimestre às mudanças nas políticas. Um aumento na relação déficit primário/GDP em um ponto percentual leva a um aumento do GDP em torno de um ponto percentual, após aproximadamente dois anos, enquanto o déficit primário volta para sua tendência rapidamente.

Rotemberg e Woodford (1992) estudaram os efeitos de choques nos gastos militares e no emprego militar sobre o produto pela decomposição de Choleski. O VAR inclui os gastos militares com pessoal, compras militares, produto e salário real. O impacto estimado para a elasticidade do GDP privado com relação às compras militares é em torno de 0,1, o que implica em impacto multiplicativo próximo de 1,0 (a taxa média de compras militares pelo GDP nos Estados Unidos é de 10 por cento, após a segunda guerra mundial). O efeito persiste por quatro trimestres e se anula após oito trimestres.

Em pesquisa recente, Fatas e Mihov (2001) analisam a importância dos estabilizadores automáticos e os efeitos dinâmicos da política fiscal discricionária para os países pertencentes ao grupo da OCDE, com foco em dois assuntos distintos. Primeiro, sob a ótica dos estabilizadores automáticos, buscam elucidar até que ponto a política fiscal

ajuda a estabilizar flutuações de ciclos de negócios. A conclusão é de que governos maiores reduzem a volatilidade do produto (total ou privado).

Fatas e Mihov (2001) avaliam ainda os efeitos dinâmicos das mudanças discricionárias na política fiscal. Eles constroem uma medida de discricionariiedade da política fiscal e usam diferentes formas de identificação dos choques. De fato, usam da decomposição de Choleski para identificar os choques fiscais. Na primeira especificação, as decisões de gastos públicos são antecedentes, ou seja, impõem a restrição de que as outras variáveis endógenas, como produto e preços, não podem afetar contemporaneamente os gastos públicos. Em outra especificação, os choques fiscais são identificados de forma análoga a choques monetários, isto é, impondo a condição de que os choques fiscais não podem afetar o produto e preços contemporaneamente; conseqüentemente, as variáveis fiscais são ordenadas por último. Com base nos resultados alcançados, os autores concluem em favor de fortes e persistentes efeitos dos choques na política fiscal sobre a atividade econômica.

Blanchard e Perotti (2002) analisam a economia dos EUA, no período de 1960:01 a 1997:04³. O modelo é afim a um VAR estrutural e a identificação é alcançada explorando a lentidão nas decisões de política fiscal e a informação institucional sobre a elasticidade das variáveis fiscais à atividade econômica.

A chave para a identificação está na hipótese de que um trimestre, a periodicidade utilizada no modelo, é um período muito curto para que movimentos não esperados no produto possam gerar mudanças discricionárias nas variáveis de política fiscal. É necessário tempo para que a autoridade fiscal colecionem informação sobre o estado da economia, pense em reações de política fiscal e, finalmente, as implemente.

Blanchard e Perotti (2002) constroem o VAR a três variáveis: despesa de governo, receitas de impostos líquidos de transferências e nível de produção. No modelo estrutural, a reação simultânea dos impostos e dos gastos às inovações na atividade econômica captura apenas os efeitos automáticos e não as reações discricionárias das autoridades fiscais. No entanto, como resultado da estimação, não há evidências de relações contemporâneas entre os gastos públicos e a produção. A atividade econômica, mensurada

³ Na maior parte da pesquisa, os autores usam dados que cobrem o período entre 1960 a 1997. Eles argumentam que nos anos 50 ocorreram grandes choques nos gastos e nos impostos e que o processo estocástico gerador dos dados neste período pode não ser o mesmo para o resto da amostra. Porém incorporam os anos 50 em uma aplicação específica.

pelo GDP real, é contemporaneamente afetada por mudanças inesperadas em ambas as variáveis fiscais.

A inclusão dos tributos e dos gastos no modelo permite aos autores considerarem dois possíveis modos pelos quais os itens orçamentários podem afetar um ao outro: a decisão de tributar é anterior à do gasto ou, ao contrário, as inovações na tributação seguem as decisões exógenas de gastos. Dois modelos fiscais são estimados separadamente. Como os modelos são exatamente identificados, nenhum teste formal é aplicável para a comparação entre eles. Contudo, os dados não permitem selecionar um dos dois modelos, pois as diferentes ordenações não revelaram diferenças significativas nos efeitos produzidos sobre a atividade econômica.

A simulação do modelo mostra respostas keynesianas da economia a ambos os tipos de choques: um aumento nos tributos tem efeitos negativos sobre a produção e sobre o consumo, enquanto uma inovação positiva na despesa pública produz efeitos positivos nas outras variáveis.

Em outra pesquisa, Perotti (2002) adiciona o nível de preço e a taxa de juros nominal ao modelo construído por Blanchard e Perotti (2002) e estende a aplicação a outros países, para o período de 1960 a 2001. A evidência encontrada confirma os resultados alcançados em Blanchard e Perotti (2002), mas indica que os efeitos da política fiscal sobre o GDP e seus componentes ficaram substancialmente fracos nos últimos vinte anos, fato consistente com o que predizem os modelos keynesianos desenvolvidos recentemente, ou seja, multiplicadores do gasto e do imposto menores. Segundo o autor, a justificativa para isso é o aumento no grau de abertura das economias, mudança no regime cambial de fixo para flexível e as possíveis mudanças nos regimes de política monetária.

A próxima seção trata da metodologia adotada e discute a abordagem utilizada por Blanchard e Perotti (2002), de interesse central para esta pesquisa. A identificação leva em conta relações contemporâneas entre o produto e as variáveis fiscais e abre um canal para respostas automáticas das variáveis fiscais em relação à atividade econômica. Tais respostas não representam mudanças discricionárias de política, mas respostas automáticas em virtude das regras embutidas no código tributário e no sistema de transferências.

III. METODOLOGIA

A seção anterior mostra que, surpreendentemente, pouco se conhece sobre política fiscal. Em particular, pouco se conhece sobre os efeitos da política fiscal em economias pequenas, onde é comum o emprego de tal política com o intuito de alcançar resultados keynesianos típicos. A carência de dados macroeconômicos homogêneos e suficientemente longos sobre o setor público também contribui para a escassez de pesquisas nesta área, principalmente em economias pouco desenvolvidas. Obter séries, como as que são consideradas nesta pesquisa e que foram construídas quase manualmente a partir da agregação das informações institucionais de diversas fontes⁴, torna proibitiva a investigação empírica. Dessa forma, foi possível como primeira proposta utilizar a especificação em Blanchard e Perotti (2002), com algumas modificações para o caso brasileiro, em específico, para o governo central.

Os objetivos são: investigar se os resultados encontrados para o Brasil são próximos àqueles encontrados para a economia americana e países membros da OCDE; identificar que tipo de ajuste fiscal está em vigor (se o foco está no controle dos gastos, no aumento de impostos ou ambos - conforme discussão na segunda seção); e que lições se pode tirar sobre o impacto do governo central na economia.

A discussão que se inicia sobre a abordagem de Blanchard e Perotti (2002) será útil na compreensão da segunda proposta desta pesquisa, discutida subseqüentemente.

III.1 O VAR DE REFERÊNCIA

A dificuldade em estimar o efeito da política fiscal sobre a atividade econômica advém do próprio conceito de demanda agregada. Tanto os gastos do governo como os tributos compõem o PIB. Como os dois não são independentes, ao estimar o efeito de um, será necessário também considerar o outro.

O VAR na forma reduzida é composto por três variáveis: os gastos e receitas do governo e produção, representada pelo PIB. Defina g_t a variável gasto como o total de

⁴ Deixa-se a discussão sobre os dados para adiante, na Seção IV e Apêndice I.

gastos correntes e de capital em bens e serviços. Atribua t_t à variável impostos líquidos⁵ que representa o total da receita corrente menos transferências (incluindo pagamentos de juros), e faça y_t ser o produto, todos *per capita* e expressos em logaritmo⁶. A forma reduzida do VAR é como se segue:

$$Z_t = A(L).Z_{t-1} + U_t \quad (1)$$

onde $Z_t = [g_t \quad t_t \quad y_t]'$ é um vetor tridimensional do logaritmo dos gastos, dos impostos líquidos e do produto. $A(L)$ é um polinômio⁷ de defasagem do quarto grau.

O vetor dos resíduos da forma reduzida que, em geral, podem apresentar correlações contemporâneas não nulas é:

$$U_t = [u_t^g \quad u_t^t \quad u_t^y] \quad (2)$$

III.1.2 A IDENTIFICAÇÃO

O principal propósito na estimação do VAR estrutural é obter uma ortogonalização não-recursiva dos resíduos para fins de análise da resposta ao impulso. É uma forma alternativa à decomposição recursiva de Cholesky e requer a imposição de restrições para identificar os erros ortogonais como descrito abaixo.

Os resíduos u_t^y , u_t^t e u_t^g em (1) são movimentos “surpresa” em cada variável e possuem um significado econômico. Eles são combinações lineares de choques estruturais nos tributos, nos gastos e no PIB.

$$\begin{aligned} u_t^g &= \alpha_{g,y} \cdot u_t^y + \beta_{g,t} \cdot e_t^t + e_t^g \\ u_t^t &= \alpha_{t,y} \cdot u_t^y + \beta_{t,g} \cdot e_t^g + e_t^t \\ u_t^y &= \alpha_{y,g} \cdot u_t^g + \alpha_{y,t} \cdot u_t^t + e_t^y \end{aligned} \quad (3)$$

⁵ Desta parte em diante atribui-se o nome de impostos líquidos pois a receita tributária representa cerca de 86% da receita corrente. Considera-se receita tributária como a soma da receita administrada, contribuições para a previdência social e as demais taxas e contribuições.

⁶ A definição precisa das variáveis fiscais é feita na seção IV.

⁷ O primeiro desvio da metodologia ocorre nesse ponto. No modelo original tem-se $A[L, q]$ como um polinômio construído para permitir que o coeficiente em cada defasagem dependa do particular trimestre q que indexa a variável dependente. Especificamente, o modelo pode ser escrito como segue, onde os q_i são variáveis *dummies*: $Y_t = A(L).Y_{t-1} + A_1(L).q_1.Y_{t-1} + A_2(L).q_2.Y_{t-1} + A_3(L).q_3.Y_{t-1} + U_t$.

onde e_t^t , e_t^g e e_t^y são choques estruturais não observáveis e não correlacionados que se deseja recuperar.

Para explicar o sistema de equações em (3), considere o VAR estrutural estacionário abaixo, referente à forma reduzida em (1), com restrições contemporâneas sobre as variáveis envolvidas:

$$AZ_t = C(L).Z_{t-1} + B\varepsilon_t$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$$

onde Z_t é o vetor de variáveis endógenas como definido acima; $\varepsilon_t = [e_t^g \ e_t^t \ e_t^y]'$ é o vetor de choques estruturais mutuamente não correlacionados. Para estimar os efeitos das mudanças exógenas não antecipadas na política fiscal é necessário recuperar as séries dos choques e_t^t , e_t^g . A matriz que descreve as relações contemporâneas entre as variáveis é representada por A. $C(L)$ é uma matriz finita polinomial de defasagem de grau 4. B é uma matriz que possui elementos unitários na diagonal principal e elementos não nulos fora da diagonal principal, a fim de permitir que um mesmo choque afete diretamente mais do que uma variável do sistema. E assumo que as matrizes A e B possuem inversa.

A equação anterior pode ser escrita de forma a explicitar a estrutura dos resíduos, de interesse na identificação:

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{g,t} & -\alpha_{g,y} \\ -\alpha_{t,g} & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_t \\ t_t \\ y_t \end{bmatrix} = C(L)Z_{t-1} + \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & \beta_{g,y} \\ \beta_{t,g} & 1 & \beta_{t,y} \\ \beta_{y,g} & \beta_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

Investigando a forma reduzida dos resíduos, tem-se:

$$AU_t = B\varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{g,t} & -\alpha_{g,y} \\ -\alpha_{t,g} & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & \beta_{g,y} \\ \beta_{t,g} & 1 & \beta_{t,y} \\ \beta_{y,g} & \beta_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

A fim de identificar os parâmetros, são necessárias restrições sobre os elementos das matrizes A, B e Ω , que, em geral, são sugeridas pela teoria econômica ou pelo

conhecimento institucional⁸. Dessa forma, dois conjuntos de restrições, $Q_1 \text{vec}(A) = h_1$ e $Q_2 \text{vec}(B) = h_2$, são estabelecidos como se segue. Não parece razoável considerar movimentos surpresa entre as variáveis fiscais, que estão sob o controle do governo. Isso significa que $\alpha_{g,t} = \alpha_{t,g} = 0$. Pelo mesmo motivo, há que se considerar as reações automáticas do gasto aos choques estruturais nos impostos líquidos e vice-versa. As respostas automáticas cruzadas das variáveis fiscais a choques “estruturais” nos impostos líquidos ou no gasto do governo são capturadas pelos coeficientes $\beta_{g,t}$ e $\beta_{t,g}$. Como explicitado antes, supõe-se lentidão na política fiscal. As autoridades fiscais não respondem contemporaneamente a choques estruturais no produto, logo $\beta_{g,y} = \beta_{t,y} = 0$. Sem perda de generalidade, os movimentos inesperados da atividade econômica ocorrem devido a movimentos surpresa da política fiscal e a outros choques exógenos.

Dessa forma,

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{g,y} \\ 0 & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,g} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{g,t} & 0 \\ \beta_{t,g} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

Essa equação é equivalente ao sistema de equações em (3). A primeira equação mostra que os movimentos inesperados nos gastos dentro do período, g_t , podem ser causados pela resposta dos gastos a movimentos inesperados no PIB, capturado por $\alpha_{g,y} \cdot y_t$, pela resposta automática a choques estruturais nos impostos líquidos, capturados por $\beta_{g,t} \cdot t_t$, e por choques estruturais nos gastos, e_t^g . Comentários análogos podem explicar a segunda equação para os movimentos inesperados dos impostos líquidos. A terceira equação mostra que movimentos inesperados na produção têm origem nos movimentos surpresa nos tributos, nos gastos públicos, ou outros choques na atividade econômica.

Note que a estimação da equação, por exemplo, de u_t^t em u_t^y por mínimos quadrados ordinários não produz estimativas consistentes, dado que o produto pode responder contemporaneamente a choques nos impostos líquidos. Esse procedimento seria equivalente à decomposição de Choleski, a qual considera que as decisões de gasto público seguem às de tributação. A ortogonalização de Choleski na ordem inversa, equivalente a dizer que as variáveis fiscais antecedem o produto, também não produz estimativas

⁸ E algumas vezes são impostas apenas por conveniência.

corretas. Caso algum dos coeficientes estimados seja diferente de zero, $\alpha_{g,y}$ ou $\alpha_{t,y}$, recuperaria novamente uma combinação linear dos outros choques.

A metodologia utilizada para identificar esse sistema pode ser dividida em três partes. Primeiro, a construção dos parâmetros $\alpha_{g,y}$ e $\alpha_{t,y}$ depende das informações institucionais sobre impostos, gastos e transferências.

Em geral, esses coeficientes podem capturar dois diferentes efeitos da atividade econômica sobre os tributos e os gastos: o efeito automático da atividade econômica sobre os tributos e os gastos via estabilizadores automáticos embutidos no código tributário ou em política anticíclica de transferências, e ajustes discricionários na política fiscal em resposta a eventos inesperados no período.

A chave para o procedimento de identificação está na frequência dos dados. O uso de dados trimestrais pode eliminar a possibilidade de ajustes discricionários na política fiscal. Evidências empíricas sugerem que um trimestre pode não ser suficiente para que os formuladores de políticas aprendam sobre choques no PIB, decidam sobre quais medidas fiscais tomarão em resposta, passem essas medidas pelo legislativo e, finalmente, as implementem. O mesmo não se pode dizer em caso de dados com frequência anual. Em algum grau, a política fiscal pode ser ajustada em resposta às mudanças inesperadas no PIB dentro do ano. Portanto, $\alpha_{g,y}$ e $\alpha_{t,y}$ são construtos de elasticidades do gasto do governo dos impostos líquidos em relação ao produto.

No entanto, há ainda o problema da estimação, pois u_t^t e u_t^g são correlacionados. Para construir as elasticidades-produto do gasto e dos impostos líquidos conta-se com informação independente e a próxima seção discutirá a metodologia de construção.

Segundo, dadas as elasticidades $\alpha_{g,y}$ e $\alpha_{t,y}$, é possível construir choques fiscais ciclicamente ajustados como a forma reduzida de ajuste cíclico dos resíduos dos tributos e dos gastos

$$\begin{aligned} u_t^{t,CA} &\equiv u_t^t - \alpha_{t,y} u_t^y = \beta_{t,g} e_t^g + e_t^t \\ u_t^{g,CA} &\equiv u_t^g - \alpha_{g,y} u_t^y = \beta_{g,t} e_t^t + e_t^g \end{aligned} \quad (4)$$

O interesse em construir os choques ajustados ciclicamente é utilizá-los como instrumentos na estimação dos coeficientes $\alpha_{y,t}$ e $\alpha_{y,g}$, na terceira equação do sistema de

equações em (3). Assim construídos, $u_t^{g,CA}$ e $u_t^{t,CA}$ provavelmente guardem pouca ou nenhuma correlação com e_t^y .

O terceiro e último passo gera a identificação dos dois choques estruturais e_t^t e e_t^g . Para isto, é necessário considerar a ordenação relativa dos dois choques de política fiscal ciclicamente ajustados e estimar os parâmetros que restam no sistema (3), $\beta_{g,t}$ e $\beta_{t,g}$. Pode-se assumir que choques nos impostos ocorrem primeiro. Nesse caso, $\beta_{t,g} = 0$ e estima-se $\beta_{g,t}$ por uma regressão de mínimos quadrados simples do resíduo dos gastos públicos ciclicamente ajustados $u_t^{g,CA}$ sobre os resíduos dos impostos ciclicamente ajustados $u_t^{t,CA}$. Com procedimento análogo, porém ao contrário, assume-se que as decisões de gastos vêm primeiro, então $\beta_{g,t} = 0$ e estima-se $\beta_{t,g}$. Caso a correlação entre $u_t^{g,CA}$ e $u_t^{t,CA}$ seja pequena, os efeitos dessa correlação nos resultados do impulso-resposta serão ínfimos.

Na ausência de uma regra de política bem estabelecida, é difícil pensar em razões plausíveis para selecionar uma forma ortogonal em vez da outra. Entretanto, a robustez dos resultados às duas ordenações alternativas é um indicativo de qual tipo de ajuste fiscal está em vigor, ou seja, o ajuste fiscal do período em análise ocorre via controle do gasto, aumento de impostos ou ambos.

III.1.3 A RESPOSTA AO IMPULSO

Identificados os choques dos gastos e dos tributos, parte-se para a análise dos efeitos das variáveis fiscais sobre o PIB. O VAR em (1) pode ser escrito como um vetor de médias móveis:

$$\begin{aligned} [A - C(L)]Z_t &= B\varepsilon_t \\ Z_t &= A(L)\varepsilon_t && \dots\dots\dots(5) \\ Z_t &= A_0\varepsilon_t + A_1\varepsilon_{t-1} + \dots + A_k\varepsilon_{t-k} \end{aligned}$$

sob a hipótese de inversão, $A(L) = [A - C(L)]^{-1}$, com $A_0 = A^{-1}B$.

A interpretação da matriz $A(L)$:

$$\frac{\partial Z_{t+k}}{\partial \varepsilon_t'} = A_k \dots\dots\dots(6)$$

ou seja, o elemento da linha i , coluna j de A_k identifica as conseqüências de um aumento de uma unidade na data t no choque estrutural $\varepsilon_{j,t}$ sobre a i -ésima variável no período $t+k$, $Z_{i,t+k}$, mantendo constante todas as outras inovações em todas as datas. Também é possível interpretá-la como uma derivada parcial. Suponha uma mudança de λ_1 no primeiro elemento de ε_t , de λ_2 no segundo elemento e assim em diante,

$$\Delta Z_{t+k} = \frac{\partial Z_{t+k}}{\partial \varepsilon_{1,t}} \lambda_1 + \frac{\partial Z_{t+k}}{\partial \varepsilon_{2,t}} \lambda_2 + \dots\dots\dots + \frac{\partial Z_{t+k}}{\partial \varepsilon_{k,t}} \lambda_k = A_k \Lambda \dots\dots\dots(7)$$

onde $\Lambda = [\lambda_1 \lambda_2 \dots \lambda_n]'$

A simulação de um impulso no j -ésimo choque estrutural sobre todas as variáveis é conhecida como a função impulso-resposta.

$$\frac{\partial Z_{i,t+k}}{\partial \varepsilon_{j,t}} \dots\dots\dots(8)$$

Ela descreve a resposta de Z_{t+k} a um impulso em $Z_{j,t}$, em um único período, com todas as outras variáveis constantes em todas as datas.

Especificamente, a relação entre os erros do modelo estrutural, ε_t , e os distúrbios da forma reduzida, U_t , é da forma $U_t = A^{-1}B\varepsilon_t$. Então,

$$\frac{\partial U_t}{\partial \varepsilon_t'} = A^{-1}B = P \dots\dots\dots(9)$$

O efeito do j -ésimo choque estrutural, $e_{j,t}$, sobre os choques da forma reduzida U_t é dado pelo elemento p^j da j -ésima coluna da matriz P na equação acima. Logo, os efeitos de cada choque estrutural sobre as variáveis do sistema podem ser expressos como:

$$\frac{\partial Z_{i,t+k}}{\partial e_{j,t}} = \frac{\partial Z_{i,t+k}}{\partial U_j} \frac{\partial U_j}{\partial e_{j,t}} = A_k p^j \dots\dots\dots(10)$$

Assim, é possível considerar diferentes impulsos-resposta. Pode-se considerar a resposta das três variáveis a um choque nos tributos, quando os tributos são precedentes

($\beta_{t,g} = 0$) e quando eles são ordenados em segundo ($\beta_{g,t} = 0$). Da mesma forma, pode-se considerar a resposta das três variáveis a um choque nos gastos, quando os gastos são precedentes ($\beta_{g,t} = 0$) e quando são ordenados em segundo ($\beta_{t,g} = 0$). Tome, por exemplo, o caso de um choque nos gastos de forma precedente ($\beta_{g,t} = 0$). Pode-se questionar qual será a resposta do produto caso os tributos não respondam dentro do período; isto é equivalente a fazer ($\beta_{t,g} = 0$) também igual a zero. De interesse será analisar o efeito de um choque do orçamento equilibrado, ou seja, um choque estrutural simultâneo nos gastos e nos impostos líquidos. Por último, pode-se utilizar a equação (7) para caracterizar os efeitos de mudanças nas regras de respostas automáticas – não discricionárias – entre as variáveis fiscais sobre as variáveis do sistema.

III.2 DESAGREGANDO O GASTO EM CONSUMO E INVESTIMENTO.

Nesta seção, discute-se a segunda proposta da pesquisa. Postula-se um VAR estrutural não triangular para descrever os efeitos dinâmicos da política fiscal, com o gasto público desagregado em consumo e investimento, e se identificam novas inter-relações entre as variáveis fiscais.

Como ressaltam Stock e Watson (2001), o conhecimento institucional pode gerar hipóteses de identificação críveis. Um VAR estrutural cuja identificação é alcançada com base nessas hipóteses (aliadas às relações causais derivadas da teoria econômica) pode ser corretamente utilizado para caracterizar os efeitos macroeconômicos da política fiscal.

A suposição padrão na literatura macroeconômica é de que os gastos públicos são exógenos, e talvez também sejam estocásticos. Porém, também está claro que alguns elementos do gasto público são endógenos.

A hipótese calcada no conhecimento institucional é de que há uma relação entre investimento e consumo do governo, ou seja, uma resposta automática induzida pelo investimento sobre o consumo do governo. Em geral, alguns investimentos públicos, como em infra-estrutura ou aquisição de imóveis, induzem maiores gastos em consumo do governo no futuro.

Sendo assim, há um canal de efeitos entre investimento e consumo do governo que fica submerso se considerados como uma única variável fiscal, como no VAR de referência.

Por outro lado, a teoria econômica estabelece que o gasto do governo, tanto em consumo quanto em investimento, age pelo canal da demanda agregada sobre o produto. E ambos os modelos-padrão, neoclássico e keynesiano, predizem efeito positivo dos gastos do governo sobre o produto⁹. Ainda, em um contexto de equilíbrio, alguns componentes de gastos públicos podem operar como um insumo na produção corrente. O padrão cíclico desses componentes do gasto público dependeria, então, de serem eles complementares ou substitutos para aquele fator ou fatores cuja produtividade é afetada por perturbações contemporâneas.

Defina, então, o consumo do governo como a demanda por bens e serviços não duráveis, e o investimento como a soma da demanda pura por bens de capital – investimento fixo – e a demanda por bens duráveis. Visto como aumento no estoque de capital, o investimento público impacta diretamente a capacidade produtiva da economia. Note porém que, diferente do modelo “acelerador do investimento”, o investimento do governo não é função dos custos e do estoque desejado de capital e as decisões de fazê-los em geral não têm como objetivo a estabilização do produto.

Então, choques exógenos nesses dois componentes do gasto do governo podem gerar respostas do produto com alguma diferença no padrão temporal ou, separados, não agregam informação relevante sobre a política fiscal? Essa questão ganha força quando se trata de economias pequenas ou em desenvolvimento, nas quais os executores da política fiscal enfrentam a escolha entre consumo e investimento como instrumento de política.

Sendo assim, será relevante conduzir investigação empírica para caracterizar os efeitos dinâmicos dessas duas variáveis fiscais sobre o PIB e tirar lições dessas relações. Em resumo, há dois motivos que justificam a investigação: os efeitos do investimento sobre o consumo do governo – e, conseqüentemente, sobre a produção –, e o impacto do investimento sobre a capacidade produtiva.

Dessa forma, considere o VAR estacionário:

$$\begin{aligned} Z_t &= A(L).Z_{t-1} + U_t \\ U_t &\square N(0, \Omega) \\ E(U_t U'_s) &= \begin{cases} \Omega & s = t \\ 0 & s \neq t \end{cases} \end{aligned} \quad (11)$$

por conveniência de interpretação e comparação, mantém-se a notação da equação (1), apenas atento para o fato de que agora, $Z_t = [i_t \quad c_t \quad t_t \quad y_t]'$ é um vetor do logaritmo do investimento do governo, do consumo do governo, dos impostos líquidos e do produto. $A(L)$, o polinômio de defasagem do quarto grau, são matrizes quadradas 4x4. Assuma que a matriz de covariância Ω é definida positiva.

O vetor dos resíduos da forma reduzida que, em geral, pode apresentar correlações contemporâneas não nulas, é:

$$U_t = [u_t^i \quad u_t^c \quad u_t^t \quad u_t^y]', \quad (12)$$

III.2.2 A IDENTIFICAÇÃO

O modelo estrutural tem a mesma forma na discussão precedente sobre a identificação do VAR de referência. Com as adequações pertinentes à estrutura dos vetores e matrizes, pode-se escrever:

$$\begin{aligned} AZ_t &= C(L).Z_{t-1} + B\varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\square i.i.d.N(0, \sigma_k^2 I) \quad \text{com } k = \{i, c, t, y\} \end{aligned}$$

onde Z_t é o vetor de variáveis endógenas como definido acima; $\varepsilon_t = [e_t^i \quad e_t^c \quad e_t^t \quad e_t^y]'$ é o vetor de choques estruturais mutuamente não correlacionados.

⁹ Entretanto os modelos neoclássicos tipicamente predizem um efeito negativo dos gastos sobre o consumo privado (ver, entre outros, Baxter e King (1993)), enquanto os modelos keynesianos indicam efeito de sinal

As combinações lineares de choques estruturais são agora:

$$u_t^i = \gamma \cdot u_t^t + \varphi \cdot u_t^c + e_t^i \quad \dots\dots(13.a)$$

$$u_t^c = \alpha_{c,y} \cdot u_t^y + \beta_{c,i} \cdot e_t^i + \beta_{c,t} \cdot e_t^t + e_t^c \quad \dots\dots(13.b)$$

$$u_t^t = \alpha_{t,y} \cdot u_t^y + \beta_{t,i} \cdot e_t^i + \beta_{t,c} \cdot e_t^c + e_t^t \quad \dots\dots(13.c)$$

$$u_t^y = \alpha_{y,i} \cdot u_t^i + \alpha_{y,c} \cdot u_t^c + \alpha_{y,t} \cdot u_t^t + e_t^y \quad \dots\dots(13.d)$$

em que e_t^i , e_t^t , e_t^c e e_t^y são choques estruturais não observados e não correlacionados que se deseja recuperar.

A especificação acima permite que se investigue os efeitos dinâmicos dos investimentos e do consumo do governo sobre a atividade econômica, e identifica novos canais de afetação na forma da resposta automática do investimento sobre o consumo e sobre os impostos líquidos, capturados por $\beta_{c,i} \cdot e_t^i$ e $\beta_{t,i} \cdot e_t^i$, respectivamente. O custo dessa nova estrutura está na estimação. Será necessário identificar novos parâmetros que capturam as respostas automáticas entre as variáveis fiscais, além do efeito do investimento sobre o produto, $\alpha_{y,i} \cdot u_t^i$. Descreve-se, a seguir, a estratégia para alcançar a identificação.

III.2.2.1 RESTRIÇÕES DE CURTO PRAZO

Para verificar a validade da hipótese de afetação entre consumo e investimento público e a relevância na desagregação, discutem-se abaixo as restrições de identificação de curto prazo e a especificação do modelo.

A forma reduzida dos resíduos do VAR a quatro variáveis que gera as combinações lineares dos choques no sistema de equações (13) é então:

$$AU_t = B\varepsilon_t$$

em que A e B possuem inversa.

Conforme discutido antes, para identificar os parâmetros serão necessários dois conjuntos de restrições, $Q_1 \text{vec}(A) = h_1$ e $Q_2 \text{vec}(B) = h_2$, sobre os elementos das matrizes A e

oposto. As implicações destes modelos para os investimentos privados são ambíguas.

B. A hipótese de choques estruturais ortogonais requer $k(k-1)/2$ restrições sobre os $2k^2$ parâmetros não conhecidos em A e B, onde k é o número de variáveis endógenas no VAR. Então, para identificar os parâmetros em A e B, serão necessárias $k(k-1)/2 - 2k^2 = k(3k-1)/2$ restrições. Explicitamente:

$$\begin{bmatrix} 1 & \varphi & \gamma & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -\alpha_{c,y} \\ 0 & 0 & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,i} & -\alpha_{y,c} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^i \\ u_t^c \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{c,i} & 1 & \beta_{c,t} & 0 \\ \beta_{t,i} & \beta_{t,c} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^i \\ e_t^c \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

Comentários pertinentes às restrições de zero impostas no sistema de equações (13) são similares àqueles discutidos na Seção III.1.2. A segunda e a terceira equação incluem agora a resposta automática dos investimentos públicos. Os movimentos inesperados nos impostos líquidos e no consumo do governo, equações 13.b e 13.c respectivamente, são devidos a choques na atividade econômica e a respostas automáticas entre as variáveis fiscais. A construção das elasticidades-produto dos componentes do lado da despesa e da receita segue o mesmo procedimento do VAR de referência.

A equação 13.d diz que a surpresa no produto tem como fonte os choques nos impostos, no consumo e no investimento do governo, além de outros choques na atividade econômica. Como antes, as variáveis fiscais não respondem contemporaneamente a choques na atividade econômica, e as elasticidades-produto das variáveis fiscais capturam apenas as respostas automáticas não discricionárias.

A equação 13.a diz que o movimento surpresa nos investimentos reflete todos os tipos de choques nas variáveis fiscais. Observe que o movimento surpresa no investimento, u_t^i , pode ser expresso da mesma forma que os movimentos inesperados nos impostos e no consumo: é a combinação linear dos choques do produto e das respostas automáticas aos choques entre as variáveis fiscais.

A formulação geral acima é sobre-identificada, mas a identificação pode ser completada por uma cuidadosa análise do procedimento operacional das autoridades fiscais. Como ilustração para a discussão que se segue, mantenha em mente a simples restrição orçamentária do governo, do tipo $R = G - T + \xi$, ou, como postulado acima, $R = (C + I) - T + \xi$, onde ξ é um passeio ao acaso. Então, dois casos são candidatos de interesse.

- Caso 1: A restrição orçamentária é ativa.

Então, neste caso, tem-se $\varphi=1$ e $\gamma=-1$. O governo usa os investimentos para neutralizar discrepâncias entre os choques no consumo e nos impostos líquidos. Dessa forma, a identificação do bloco de variáveis fiscais será:

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -\alpha_{c,y} \\ 0 & 0 & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,i} & -\alpha_{y,c} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^i \\ u_t^c \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{c,i} & 1 & \beta_{c,t} & 0 \\ \beta_{t,i} & \beta_{t,c} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^i \\ e_t^c \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

A restrição orçamentária do governo na forma reduzida dos resíduos gera o choque estrutural dos investimentos, e_t^i .

- Caso 2: A restrição orçamentária não é uma regra rígida, mas o movimento surpresa nos investimentos reflete todos os tipos de choques nas variáveis fiscais.

Neste caso, tem-se $\varphi=-1$ e $\gamma=-1$. O choque não estrutural no investimento é explicado pelos movimentos surpresa nas outras variáveis fiscais e por uma parcela exógena: $u_t^i = u_t^c + u_t^t + e_t^i$.

$$\begin{bmatrix} 1 & -1 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -\alpha_{c,y} \\ 0 & 0 & 1 & -\alpha_{t,y} \\ -\alpha_{y,i} & -\alpha_{y,c} & -\alpha_{y,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^i \\ u_t^c \\ u_t^t \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{c,i} & 1 & \beta_{c,t} & 0 \\ \beta_{t,i} & \beta_{t,c} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^i \\ e_t^c \\ e_t^t \\ e_t^y \end{bmatrix}$$

Note que a restrição de igualar φ e γ a um, indicaria que a soma dos choques não estruturais é de caráter totalmente aleatório e sob o controle do governo

($u_t^i + u_t^c + u_t^t = e_t^i$). Poderia se pensar em igualar essa soma a zero. Mas essa restrição implicaria vetores linearmente dependentes no bloco de variáveis fiscais. Por último, a restrição de zero sobre os parâmetros φ e γ significa tornar os investimentos sem qualquer influência das outras variáveis fiscais e completamente exógenos, o que não se considera razoável.

O segundo passo na identificação será construir os choques fiscais ciclicamente ajustados como a forma reduzida de ajuste cíclico dos resíduos dos tributos e do consumo:

$$\begin{aligned} u_t^{i,CA} &\equiv u_t^i - \alpha_{i,y} u_t^y = \beta_{i,c} e_t^c + \beta_{i,t} e_t^t + e_t^i \\ u_t^{c,CA} &\equiv u_t^c - \alpha_{c,y} u_t^y = \beta_{c,i} e_t^i + \beta_{c,t} e_t^t + e_t^c \\ u_t^{t,CA} &\equiv u_t^t - \alpha_{t,y} u_t^y = \beta_{t,i} e_t^i + \beta_{t,c} e_t^c + e_t^t \end{aligned} \quad (14)$$

Novamente, pode-se utilizar $u_t^{t,CA}$, $u_t^{c,CA}$, $u_t^{i,CA}$ como instrumentos para estimar os parâmetros na equação 13.d, já que guardam pouca ou nenhuma correlação com o choque estrutural e_t^y .

O último passo gera os choques estruturais nos tributos e no consumo. Restam dois parâmetros para estimar: $\beta_{c,t}$ e $\beta_{t,c}$. O procedimento de ordenação é novamente levado a cabo. Pode-se postular que o consumo vem primeiro. Neste caso $\beta_{c,t} = 0$ e estima-se uma regressão de $u_t^{c,CA}$ em e_t^i e obtém-se e_t^c . Depois, estima-se $u_t^{t,CA}$ sobre os choques estruturais dos investimentos e do consumo.

De forma análoga, os tributos são ordenados primeiro: faz-se $\beta_{t,c} = 0$ e pode-se estimar a regressão simples de $u_t^{t,CA}$ sobre e_t^i . Esse passo recupera o choque estrutural dos impostos, quando os impostos vêm primeiro. O último passo dessa especificação será recuperar o choque estrutural do consumo em uma regressão de $u_t^{c,CA}$ sobre e_t^i e e_t^t .

Em síntese, o VAR será estimado sob quatro especificações distintas: os dois casos acima, e cada um deles considerados sob duas especificações diferentes (o consumo é ordenado primeiro e os tributos em segundo) e a ordenação, ao contrário, com os impostos ordenados em primeiro e o consumo em segundo. A robustez dos resultados pode indicar que tipo de regime está em vigor e se a regra de restrição orçamentária é ativa.

Alcançada a identificação, o interesse estará nas funções impulso-resposta. É possível que a desagregação do orçamento esclareça pontos importantes sobre a política fiscal. Será relevante perguntar qual o efeito dinâmico sobre o PIB caso o governo substitua consumo e investimento. Podem-se confrontar as respostas ao impulso geradas sob as especificações de ordenação com as obtidas no VAR referência e verificar se há motivos para considerar a desagregação do orçamento.

A próxima seção descreverá a composição exata das variáveis fiscais e tratará da metodologia utilizada na construção das elasticidades dos gastos e dos impostos líquidos em relação ao produto.

IV. A ELASTICIDADE-PRODUTO DOS IMPOSTOS LÍQUIDOS E DO GASTO

As duas variáveis fiscais usadas no VAR de referência, impostos líquidos e gastos do governo, são definidas como se segue:

Gasto do governo = consumo do governo + formação de capital total do governo.

Consumo do governo = aquisição de bens, corrente e capital, e serviços - execução direta e descentralizada.

Formação de capital total do governo = formação bruta de capital fixo + aquisição de ativos financeiros (formação ou aumento de capital de empresas e aquisição de títulos de capital já integralizados) + execução descentralizada de investimento.

Impostos líquidos = receita corrente – transferências.

Receita corrente = impostos + taxas + contribuições + receitas patrimoniais + receitas de serviços + outras receitas correntes.

Transferências = transferências a pessoas + transferências ao setor privado + pagamento de juros.

Transferências a pessoas = previdência social (pública e privada) + subsídios a pessoas (auxílios financeiros a pessoas).

Transferências ao setor privado = subsídios + subvenções sociais.

Os coeficientes $\alpha_{t,y}$ e $\alpha_{g,y}$ no sistema de equações (3) são médias ponderadas da elasticidade de cada componente dos impostos líquidos e dos gastos públicos em relação ao produto.

Considere as elasticidades-produto dos impostos líquidos. Escreva o nível de tributos líquidos T , como $T = \sum T_i$, onde T_i positivo corresponde aos tributos, T_i negativo corresponde às transferências. Seja Y o PIB e $B_i(Y)$ a base tributária correspondente a T_i (ou, no caso das transferências, o agregado relevante para o programa de transferências, isto é, desemprego - para benefícios de desemprego) e ω_i é a alíquota. Pode-se escrever a elasticidade dos tributos líquidos com respeito ao produto, $\alpha_{t,y}$, como:

$$\alpha_{t,y} = \sum_i \eta_{T_i, B_i} \cdot \eta_{B_i, Y} \cdot \frac{T_i}{T} \quad (15)$$

onde η_{T_i, B_i} denota a elasticidade dos tributos do tipo i em relação a sua base, e $\eta_{B_i, Y}$ denota a elasticidade da base do tributo em relação ao PIB em nível (Y).

A expressão (9) acima é uma versão da elasticidade de funções compostas e fácil de ser demonstrada. Como definido anteriormente:

$$T = \sum_i T_i \text{ e } T_i = \omega_i B_i(Y) \dots\dots\dots(16)$$

Logo, pela regra da cadeia:

$$\frac{\partial T}{\partial Y} = \sum_i \frac{\partial T_i}{\partial B_i} \frac{\partial B_i}{\partial Y} \dots\dots\dots(17)$$

Para obter a elasticidade na equação (9), basta fazer:

$$\frac{Y}{T} \frac{\partial T}{\partial Y} = \frac{Y}{T} \sum_i \frac{\partial T_i}{\partial B_i} \frac{B_i}{T_i} \frac{\partial B_i}{\partial Y} \frac{T_i}{B_i} = \sum_i \frac{\partial T_i}{\partial B_i} \frac{B_i}{T_i} \frac{\partial B_i}{\partial Y} \frac{Y}{B_i} \frac{T_i}{T} \dots\dots\dots(18)$$

A elasticidade-produto de cada componente das receitas de impostos é construída pela decomposição das receitas tributárias em alíquotas e base tributária.

Dessa forma, a receita administrada e a contribuição para a previdência podem ser decompostas em sete categorias: o comércio exterior (I. Importação + I. Exportação); produção industrial (I. Produtos Industrializados); renda das empresas (Pessoa Jurídica e Contribuição sobre o Lucro Líquido); renda dos indivíduos (Pessoa Física e Retido na

Fonte); movimentação financeira (Contribuição sobre a Movimentação Financeira); faturamento (Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social e Contribuição para o Programa de Integração Social e para o Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público¹⁰); folha de pagamentos (Contribuições para o Regime Geral de Previdência Social e a Contribuição para o Regime de Previdência dos Servidores).

A decomposição acima prioriza a base de incidência e sua relação com a atividade econômica. Sendo assim, atribui-se à categoria Demais Receitas aquelas receitas que não dependem de forma direta ou fortemente da atividade econômica e aquelas que não representam parcela significativa da arrecadação¹¹ (I. Territorial Rural, I. Operações Financeiras, Cide-Combustíveis¹², Contribuições para o FUNDAF, Taxas, Outras contribuições, receita patrimonial, receita de serviços e outras receitas correntes).

A formalização abaixo é uma aproximação das estimativas de elasticidades anuais produzidas pela OCDE. Veja, por exemplo, Giorno et al. (1995)¹³. Considere os impostos diretos sobre os indivíduos, tipicamente a maior componente das receitas tributárias, ou seja, contribuições para a previdência social, imposto de renda pessoa física e retido na fonte sobre rendas do trabalho. Pode-se escrevê-los como:

$$T_{i,t} = \omega_i(W_t).W_t(E_t).E_t(Y_t) \dots\dots(19)$$

onde $T_{i,t}$ é o total do imposto i sobre os indivíduos, ω_i é a alíquota, W_t é o salário real, E_t é o emprego, Y_t é o produto. Então, $W_t.E_t$ é a base tributária. Representando por letras minúsculas o logaritmo e diferenciando totalmente, obtém-se:

$$dt_{i,t} = \frac{\partial \omega_i}{\partial w_t} dw_t + \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t + \frac{\partial w_t}{\partial e_t} de_t \dots\dots(20)$$

Reescrevendo,

$$dt_{i,t} = \left[\left(\frac{\partial \omega_i}{\partial w_t} + 1 \right) \frac{\partial w_t}{\partial e_t} + 1 \right] \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t \dots\dots\dots(21)$$

¹⁰ Há duas modalidades de contribuição para o PIS/PASEP: sobre o faturamento e sobre a folha, sendo que a segunda representa a menor parcela na arrecadação.

¹¹ A rigor, algumas das receitas incluídas no grupo “demais receitas” podem sofrer influência do produto. Entretanto, não são representativas da base da arrecadação e também não são, exatamente, o objeto da política fiscal. Por exemplo, o IOF: devido a sua base de incidência, o IOF pode ser visto como um instrumento auxiliar de política monetária e cambial. Além disso, não é desenhado para fins de arrecadação.

¹² A contribuição de intervenção no domínio econômico tem por base tributária as remessas para o exterior e o combustível. A Cide-Combustível começou a gerar receitas a partir de janeiro de 2002.

¹³ A elasticidade-produto do gasto público é uma extensão da metodologia utilizada para os países da OCDE.

em que $dw_t = \frac{\partial w_t}{\partial e_t} \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t$; $de_t = \frac{\partial e_t}{\partial y_t} dy_t$

O termo que multiplica dy_t no lado direito da Equação (21), é equivalente à elasticidade-produto do tributo T_i , $\eta_{T_i, B_i} \cdot \eta_{B_i, Y}$, na Equação (15).

O Anexo II descreverá, em detalhes, como são obtidas as elasticidades de cada componente dos impostos líquidos. Contudo, é profícuo observar que na Equação (21), a elasticidade contemporânea do salário real em relação ao emprego, $\partial w_t / \partial e_t$, obtém-se em uma regressão da primeira diferença do logaritmo do salário real sobre o valor contemporâneo e quatro defasagens (de 0 a 4) do logaritmo das mudanças no emprego, também na primeira diferença. A medida de interesse é o coeficiente estimado para a defasagem zero do logaritmo das variações no emprego. De forma similar, mede-se a resposta do emprego em relação ao produto, $\partial e_t / \partial y_t$. Os dados de mercado de trabalho são do Ministério do Trabalho e do Emprego – MTE. O emprego é representado pelo Número de admitidos e o salário é o Salário Médio dos Admitidos, todos oriundos do Cadastro Geral dos Empregados e Desempregados - CAGED e da Relação Anual de Informações Sociais - RAIS.

A estimativa de $\left(\frac{\partial \omega_t}{\partial w_t} + 1 \right)$ não é trivial e depende da distribuição das faixas de

salários, para o caso da contribuição para a previdência social, e da renda, para o imposto sobre a renda. A discussão que caracteriza a estimativa dessa medida de elasticidade será detalhada no Anexo II.

V. OS DADOS

Nesta seção, são discutidas as variáveis fiscais “imposto líquido” e “gastos do governo”. Conhecidas as séries, será esclarecedor contextualizá-las. Para tal, será levada a cabo breve exposição sobre as contas públicas e o ajuste fiscal implementado em 1998. Feito isto, será possível investigar a relação entre a política fiscal e os ciclos de negócios no período. Por último, serão analisadas as propriedades dos dados, tais como a estacionaridade, por intermédio de testes formais (Dickey e Fuller Aumentado – ADF,

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin – KPSS e de Phillips-Perron – PP) e a identificação de tendência.

Para o modelo de referência, os impostos líquidos são a receita corrente subtraída das transferências a pessoas, dos subsídios e do pagamento de juros pelo governo. É importante ressaltar que os impostos e contribuições são líquidos de restituições, multas, juros e dívida ativa, a fim de evitar erros de medida na construção das elasticidades.

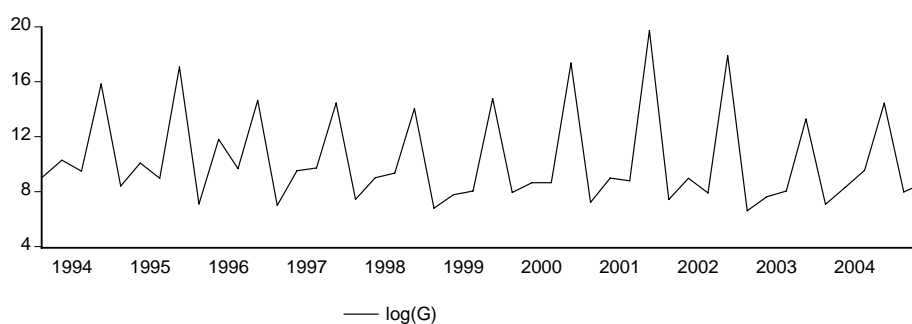
Observe que, se o objetivo for analisar a dinâmica dos efeitos de choques nos gastos e nos tributos sobre a atividade econômica, é importante que a receita de impostos e contribuições não seja líquida da parcela das transferências constitucionais e legais aos Estados e Municípios. No entanto, quando o objetivo da análise for o deficit, a medida correta da receita líquida é sem as transferências constitucionais e legais de impostos e contribuições. Ainda, a medida de deficit de interesse leva em conta o pagamento líquido de juros – os pagos menos os recebidos –, já que juros recebidos compõem a receita corrente, mais especificamente na rubrica “receita de serviços”.

O gasto do governo é composto essencialmente pelo consumo de bens corrente e de capital e de serviços do orçamento fiscal e da seguridade social, de execução orçamentária direta ou descentralizada¹⁴. Ou seja, o gasto é a soma do consumo e do investimento do governo. As fontes são os órgãos oficiais de arrecadação e execução financeira e orçamentária: Secretaria de Orçamento Federal – SOF/MPOG; Secretaria do Tesouro Nacional – STN/MF; Secretaria da Receita Federal – SRF/MF e o Ministério da Previdência e Assistência Social - MPAS. As séries fiscais referem-se ao governo federal. O Produto Interno Bruto-PIB provém das Contas Nacionais Trimestrais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-IBGE.

Para o período em análise, 1994:1 a 2005:2, é possível coletar dados fiscais com razoável desagregação e frequência mensal. Entretanto, utiliza-se de séries trimestrais devido à relevância desta periodicidade na identificação dos choques fiscais. Todas as séries são reais, deflacionadas pelo deflator implícito do PIB, *per capita* e expressas em logaritmo. Aplica-se a rotina do Eviews “Método X-11”, com alguma variante, para o ajuste sazonal em todas as séries.

¹⁴ Como não há séries disponíveis com as características desejadas, fez-se necessário construí-las a partir das informações de execução financeira das diversas fontes institucionais. Isso exige um meticuloso trabalho. Certamente as constantes reestruturações do plano de contas ou nas classificações das despesas e receitas, como, por exemplo, dos códigos de “natureza da despesa e da receita” ou na classificação “Funcional-

Figura 1



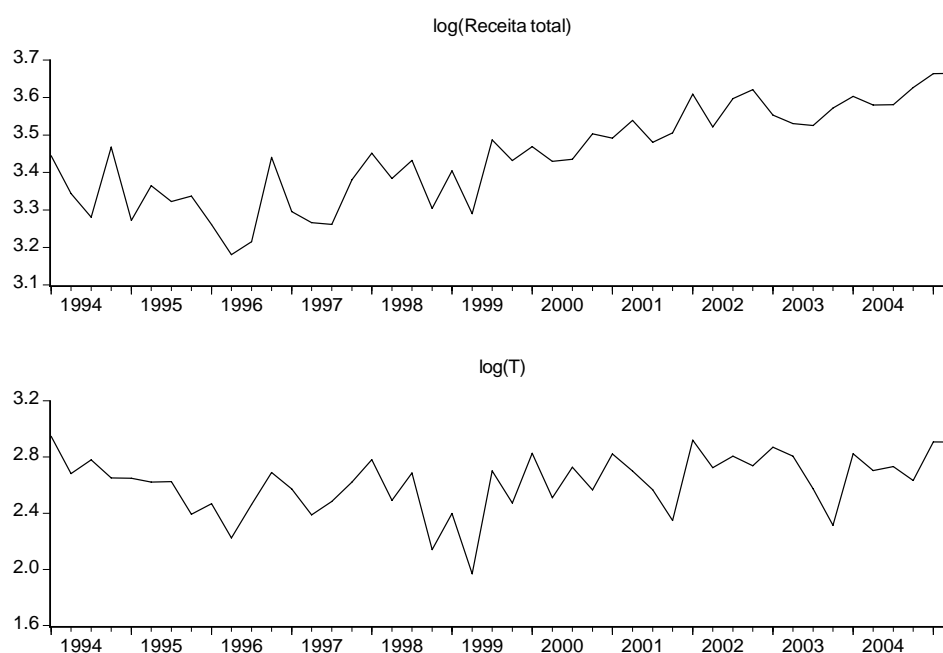
Logaritmo do Gasto do governo, real e *per capita*.

No que diz respeito ao gasto do governo, ou simplesmente “gasto”, a necessidade de ajuste sazonal advém, em grande parte, do efeito do “contingenciamento orçamentário”. A prática corrente e ao longo de todo o período em análise é represar a execução do orçamento no início de cada exercício via “Decreto de Contingenciamento”. À medida que as metas fiscais de *superavit* primário são alcançadas, ocorre a expansão dos limites de gasto para execução. Como há uma data limite para o empenho da despesa em dezembro de cada ano, o resultado é um salto nos gastos no último trimestre de cada ano, conforme demonstrado na Figura 1. Coincidentemente, no mesmo período em que, em geral, se observa uma aceleração na atividade econômica.

Já as receitas tributárias sofrem os efeitos da legislação, que acabam por impor padrões sazonais na arrecadação. Por exemplo, o 13º salário é pago em duas parcelas, mas o recolhimento das contribuições sociais ocorre de uma só vez, no momento do pagamento da segunda parcela, entre novembro e dezembro. Ainda, sabe-se que as receitas tributárias também estão sujeitas aos efeitos sazonais da atividade econômica. A Figura 2 exhibe a receita total e a variável fiscal de interesse, os impostos líquidos.

Programática”, dificultam sobremaneira o alinhamento da série no tempo. Para maiores detalhes da composição das séries fiscais, veja Anexo I.

Figura 2



Logaritmo da Receita Corrente e o logaritmo dos Impostos Líquidos (T), T = receita corrente subtraída das transferências a pessoas, dos subsídios e do pagamento de juros -, todos reais e *per capita*.

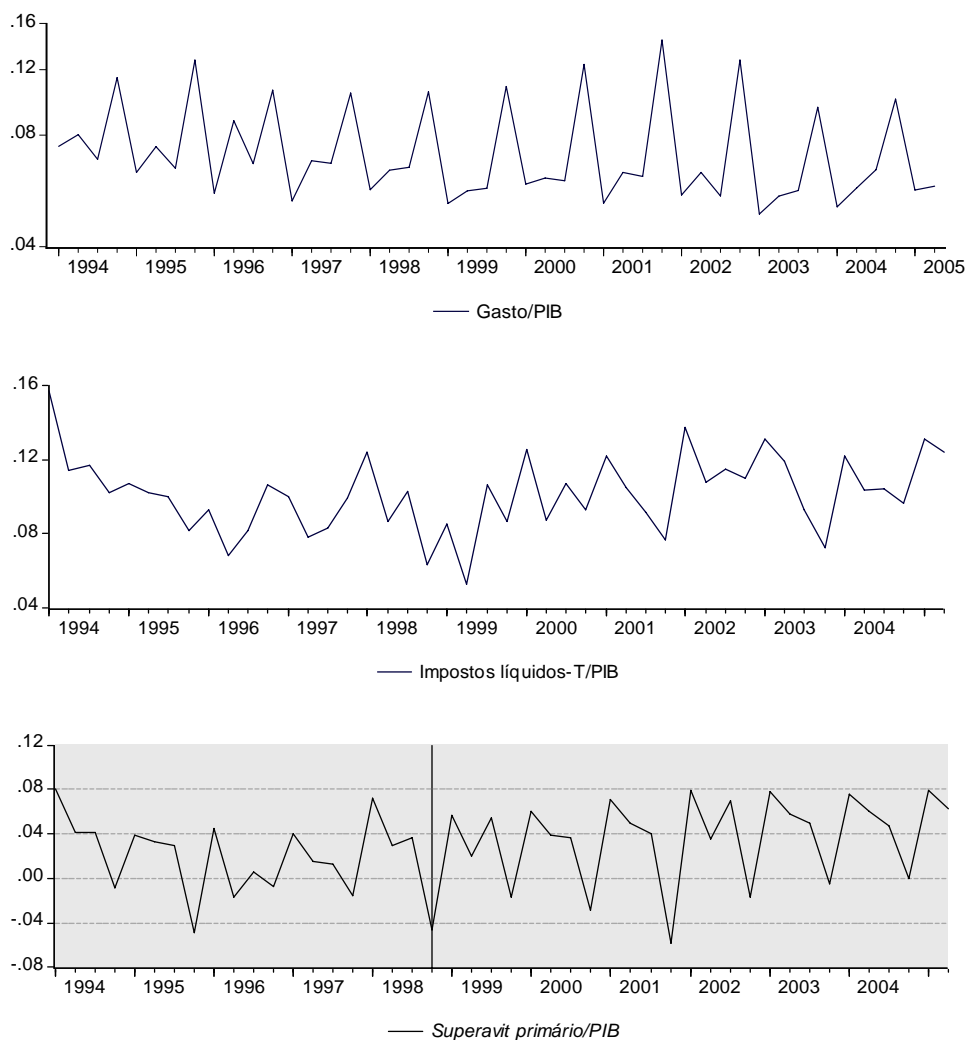
Cabe lembrar que os impostos líquidos são a receita corrente subtraída das transferências a pessoas, dos subsídios e do pagamento de juros pelo governo. Isto explica a ausência de tendências no gasto do governo na Figura 1, e nos impostos líquidos na Figura 2. As expressivas quedas nos impostos líquidos ao final de 2003 e 2001 estão relacionadas com a fórmula de cálculo. Por exemplo, em dezembro de 2003 ocorre pagamento de juros da monta de R\$ 10,3 bilhões, dos quais cerca de R\$ 9,1 bilhões são referentes a juros da dívida interna.

V.1 O AJUSTE FISCAL DE 1998

Conhecidas as séries, é momento de identificar os fatos no tempo. De certo que há considerável relato sobre o assunto, por isso o objetivo não será exaurir e sim, caracterizar o ambiente macroeconômico e as ações de política. Talvez seja mais intuitivo olhar o comportamento das variáveis fiscais em relação ao PIB, conforme mostra a Figura 3, que também exhibe o comportamento no tempo de uma média aproximada de *superavit* primário.

Observe que os impostos líquidos evidenciam forte deterioração nas contas públicas a partir de 1995, principalmente entre 1998 e a primeira metade de 1999. Esse movimento pode ser explicado em duas direções: tanto pela queda na receita quanto pelo aumento de gastos, principalmente com pagamento de juros alcançando cerca de R\$ 26,2 bilhões no primeiro semestre de 1999; isto é significou 58% do total pago em juros da dívida no ano de 1999. Cabe lembrar que o período foi marcado por seqüências de crises internacionais, tais como as crises do México, em janeiro de 1995; da Ásia, em julho de 1997; e da Rússia, em 1998.

Figura 3



Superavit Primário em relação ao PIB: Receita Corrente subtraída das Transferências constitucionais e legais a pessoas e ao setor privado, das Transf. constitucionais e legais Intergovernamentais, e do Gasto do governo. Séries reais, per capita.

Em resposta à deterioração nas contas públicas, o governo anunciou, em outubro de 1998, o Programa de Estabilidade Macroeconômica. Os pilares fundamentais deste programa eram a consolidação fiscal por intermédio do aprofundamento do Programa de Estabilidade Fiscal, a adoção do sistema de metas de inflação como regra de política monetária a partir de janeiro de 1999, e reformas estruturais. Inicialmente, o Programa de Estabilidade Macroeconômica tinha como meta a obtenção de superávits primários, compromisso assumido formalmente pela primeira vez na história, para o governo geral (municipal, estadual e governo federal) de 2,6%, 2,8% e 3% do PIB em 1999, 2000 e 2001, respectivamente. Ao governo federal cabia meta de 1,8%, 2% e 2,3% do PIB em 1999, 2000 e 2001, respectivamente. Para atingi-las, foi necessário esforço fiscal em dupla direção: corte de despesas e aumento de receitas no curto prazo.

Em março de 1999, estas metas foram adaptadas em virtude da adoção de novo regime cambial que passou a vigorar no início do mesmo ano. Assim, as metas de *superavit* primário do setor público consolidado passaram a ser de 3,1%, 3,25% e 3,35% do PIB em 1999, 2000 e 2001, respectivamente, enquanto o governo federal passou a perseguir um *superavit* de ao menos 2,3% do PIB já em 1999.

As ações implementadas no esforço fiscal podem ser descritas em quatro grupos. No primeiro, as medidas estruturais tais como a reforma da previdência (Emenda Constitucional nº 20, de 15 de dezembro de 1998), a regulamentação da reforma administrativa e a prorrogação do Fundo de Estabilidade Fiscal – FEF, cuja vigência expiraria em dezembro de 1999, e que foi substituído pela Desvinculação de Recursos da União – DRU, a vigorar no período de 2000 a 2003 (Emenda Constitucional nº 27, de 21 de março de 2000).

No segundo, corte em 20% das despesas discricionárias, correntes e de capital, do Orçamento Geral da União. A redução na despesa com pessoal, por exemplo, se deu mediante a suspensão de concursos públicos, de nomeações, da correção de curvas e de progressões e da extinção do adicional por tempo de serviço.

No terceiro grupo, redução no deficit previdenciário, basicamente via mudança no fator previdenciário, o cálculo para a concessão do benefício dos trabalhadores do setor privado instituído pela Lei nº 9.876, de 26 de novembro de 1999. No quarto e último grupo, aumento de receitas por meio de medidas diversas. Elevou-se de 2% para 3% a alíquota da Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social – Cofins, a partir de

fevereiro de 1999, e ampliou-se a base tributária estendendo sua incidência às instituições financeiras.

Elevou-se a alíquota do Imposto sobre Operações Financeiras – IOF nas operações de seguros para 25%¹⁵. O atraso na aprovação de algumas medidas do ajuste fiscal – prorrogação da CPMF e instituição da contribuição dos inativos para a previdência social – levou o governo a aumentar a alíquota do IOF em 0,38 ponto percentual – a nova alíquota vigorou a partir de janeiro de 1999 até a data de reinício da cobrança da CPMF –, e a ampliar a base tributária, incluindo o valor de aquisição de quotas de fundos de investimentos. A partir de junho de 1999 até junho de 2002 retorna a cobrança da Contribuição Provisória sobre a Movimentação ou Transmissão de valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira – CPMF, com nova alíquota de 0,38% nos primeiros doze meses e de 0,30% nos vinte e quatro meses restantes (Emenda Constitucional nº 21, de 18 de março de 1999).

Tabela 1

Discriminação	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Receita corrente (A)	22.49	20.58	19.47	19.58	21.77	22.17	22.76	23.83	25.79	24.93	25.40
Despesa total (B = C+F+N+O+P)	43.36	37.27	36.32	43.41	53.50	58.49	54.66	48.72	48.27	54.96	49.88
Gasto - G (C = D+E)	7.81	7.52	7.18	6.51	6.19	5.64	6.28	6.63	6.17	5.25	5.57
Consumo (D)	6.09	6.02	5.38	5.43	5.07	4.97	5.26	5.26	5.48	4.85	4.90
Investimento (E)	1.73	1.50	1.80	1.08	1.12	0.68	1.02	1.36	0.69	0.40	0.67
Transferências totais (F=G+H+K)	10.45	11.16	11.07	11.07	12.27	12.54	12.56	13.38	14.37	14.38	14.41
Transferências intergovernamentais (G)	2.99	2.93	2.81	2.86	3.25	3.30	3.59	3.83	4.41	3.97	3.85
Constitucionais e legais	2.99	2.93	2.81	2.86	3.25	3.30	3.59	3.83	4.41	3.97	3.85
Transferências a pessoas (H)	7.34	7.95	8.06	8.03	8.85	9.07	8.81	9.35	9.80	10.24	10.41
Constitucionais e legais (I)	7.22	7.84	7.97	7.94	8.78	9.00	8.74	9.24	9.54	9.94	10.03
Voluntárias (J)	0.13	0.11	0.09	0.08	0.07	0.07	0.07	0.11	0.26	0.30	0.39
Transferências ao setor privado (K)	0.11	0.29	0.20	0.18	0.17	0.17	0.16	0.20	0.16	0.17	0.15
Constitucionais e legais (L)	0.10	0.29	0.19	0.18	0.16	0.17	0.15	0.19	0.15	0.17	0.15
Voluntárias (M)	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Pagamento de juros (N)	2.89	2.60	2.51	2.41	3.37	4.67	3.51	4.40	4.10	4.19	4.22
Amortizações (O)	20.81	15.11	15.05	17.07	24.41	30.27	31.60	23.10	22.22	29.78	24.66
Empréstimos concedidos (P)	1.40	0.87	0.52	6.34	7.27	5.37	0.72	1.21	1.41	1.36	1.02
Superávit primário (A-C-G-I-L)	4.37	2.01	1.32	2.09	3.39	4.06	4.00	3.94	5.52	5.61	5.81
Impostos Líquidos - T	12.15	9.74	8.70	8.96	9.39	8.26	10.28	9.88	11.73	10.33	10.61
Superavit = T - G	4.34	2.22	1.52	2.45	3.20	2.62	4.01	3.25	5.56	5.07	5.04

Resultado do governo central, real e *per capita* – 1994/2004 (% PIB).

A Tabela 1 mostra que as medidas de curto prazo alcançaram os objetivos imediatos ao elevarem o *superavit* primário de forma considerável já em 1998, revertendo a tendência anterior. O resultado do governo central acima apresentado justifica considerar o ajuste fiscal como um marco no período. Nos períodos subsequentes foram tomadas medidas de mesma direção: resultado primário superavitário como meta de política fiscal.

¹⁵ O seguimento de seguros era até então uma exceção à regra geral, que estabelecia o IOF máximo de 25%, com alíquotas de 2% para operações de seguro de vida e de 4% para as demais operações de seguro.

Outras medidas complementares foram implementadas dentro do Programa de Estabilidade Macroeconômica, como, por exemplo, a Lei Geral da Previdência Pública (Lei nº 9.717, de 27 de novembro de 1998), que trata das regras gerais para a organização e o funcionamento dos regimes próprios de previdência social dos servidores da União, dos Estados e dos Municípios, e dos militares dos Estados e do Distrito Federal. No entanto, sem dúvida, o maior avanço na direção de saneamento das contas públicas foi a aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF (Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000).

Esse relato caracteriza o que em geral as economias emergentes enfrentam em período difíceis. Os formuladores de política fiscal se deparam com falta de confiança no mercado de crédito internacional, devido ao quadro das contas públicas e crises internacionais. Então, são levados a aumentar os impostos e a cortar gastos de modo pró-cíclico. A próxima seção avaliará se a política fiscal no período em análise poderia ser classificada como pró-cíclica.

V.2 A POLÍTICA FISCAL E O CICLO DE NEGÓCIOS¹⁶

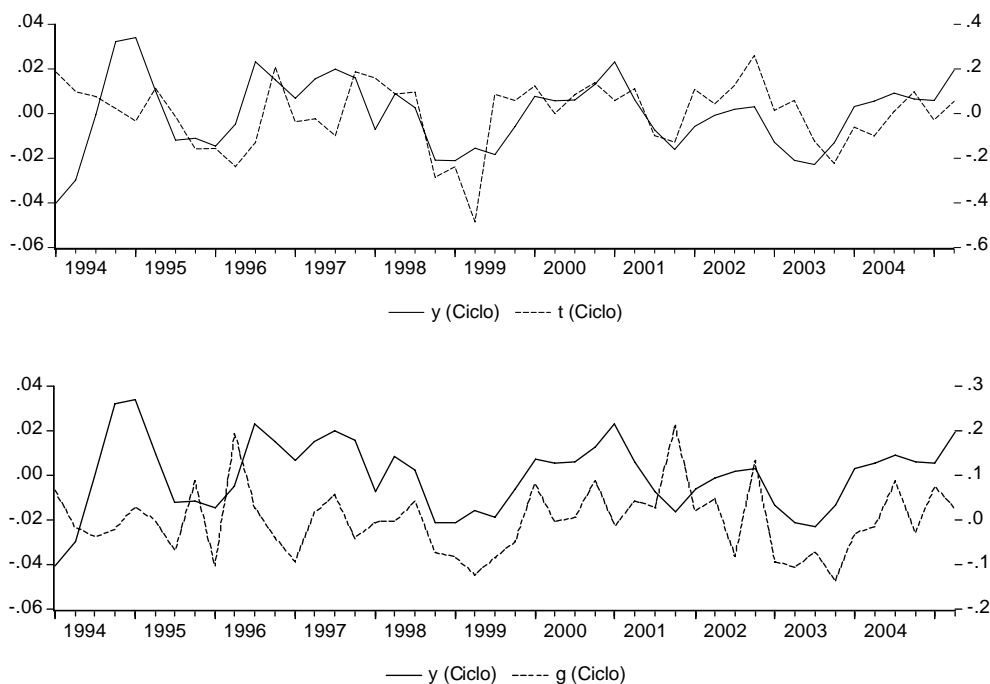
Os modelos padrão keynesianos recomendam política fiscal anticíclica para amenizar as flutuações econômicas, ou seja, durante as recessões o governo deve aumentar os gastos e reduzir impostos. Durante as expansões a política fiscal deve ser restritiva para impedir o superaquecimento e gerar poupança pública. De posição teórica oposta, os modelos de redução de impostos nos moldes propostos em Barro (1979), indicam que a política fiscal deve permanecer neutra durante o ciclo de negócios, agindo apenas na presença de inovações que afetem a restrição orçamentária intertemporal do governo.

Para avaliar as propriedades da política fiscal e dos ciclos de negócios, considere a metodologia comum de volatilidade, mensurada pelo desvio padrão, e o co-movimento segundo as medidas das correlações da produção e das variáveis fiscais.

A Tabela 2 e a Figura 4 apresentam as evidências de volatilidade e do co-movimento entre os componentes cíclicos do produto e das variáveis fiscais, construídos por intermédio do filtro Hodrick-Prescott. O ciclo dos impostos líquidos se mostra duas vezes mais volátil do que o do gasto do governo ou, de outra forma, entre as

variáveis fiscais, o gasto possui maior rigidez. Isso se explica em parte pela construção da variável de receita, impostos menos transferências, e também pelos arranjos fiscais adotados no período. Já o ciclo do produto possui a menor volatilidade. Ambas correlações contemporâneas positivas confirmam a política fiscal pró-cíclica no período.

Figura 4



Ciclos dos impostos líquidos, gasto do governo e do produto. Séries de 1994.1 a 2005.2, reais, *per capita* e com ajuste sazonal. As variáveis em letras minúsculas indicam o logaritmo. Nos dois gráficos a escala à esquerda refere-se ao ciclo do produto.

Tabela 2

Componente cíclico				
X	σ_x %	Corr($X_{t-1}; Y_t$)	Corr($X_t; Y_t$)	Corr($X_{t+1}; Y_t$)
G	7,76	0,2019	0,2173	0,1751
T	14,75	0,0945	0,2450	0,3513
Y	1,62	0,6445	1,0000	0,6445

As variáveis são logaritmo dos impostos líquidos (t), do Gasto do governo (g) e do produto (y). Séries de 1994.1 a 2005.2, reais, *per capita*, e com ajuste sazonal. As estatísticas se baseiam em dados filtrados pelo método Hodrick-Prescott.

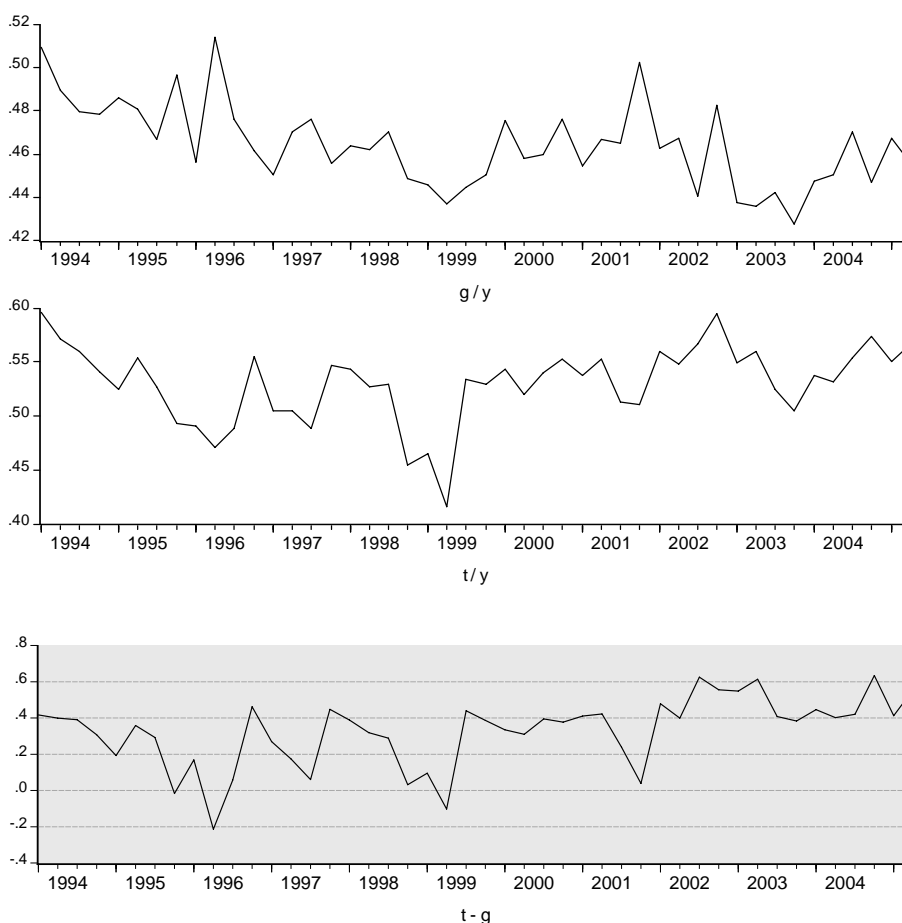
Moderada, porém positiva, a correlação contemporânea entre os impostos líquidos e o produto possui informação relevante. Não chega a ser surpresa que as receitas fiscais sejam pró-cíclicas. No entanto, ao considerar (com sinal negativo) as transferências e o pagamento líquido de juros, os impostos líquidos capturam os efeitos da política tributária e das reformas estruturais como a da previdência, e são indicativos de que a política de

¹⁶ A discussão nesta seção e nas seções seguintes considera as séries com ajuste sazonal.

superavit parece crível. Note ainda que o maior efeito da componente cíclica da atividade econômica sobre os impostos líquidos ocorre após um trimestre.

O gasto público, apesar de pró-cíclico, tem participação decrescente no produto ao longo do período, conforme demonstra a próxima Figura 5. O comportamento pró-cíclico do gasto do governo não é um fenômeno raro. A exemplo, durante a “crise tequila”, em 1995, quando Argentina e o México enfrentaram grandes choques em suas contas de capital e entraram em profunda recessão, ambos os países reagiram com política fiscal restritiva. O arranjo fiscal nestes países foi feito via corte de gastos e aumentos de tarifas – impostos sobre a renda do trabalho na Argentina, e imposto sobre o valor agregado no México.

Figura 5



Impostos líquidos em relação ao PIB, gasto do governo em relação ao PIB e *superavit* (t-g). Séries de 1994:1 a 2005:2, reais, *per capita* e com ajuste sazonal. As variáveis em letras minúsculas indicam o logaritmo.

Observe que a medida de *superavit* acima é equivalente a tomar $\log(T/Y) - \log(G/Y)$ e representa bem a política fiscal de *superavits* como forma de ajuste fiscal.

O resultado acima encontra suporte empírico na seminal pesquisa para a economia brasileira de Ellery, Gomes e Sachsida (2002), no qual relatam o comportamento pró-cíclico entre o gasto público, com métrica no conceito das contas nacionais, e o produto nacional bruto para dados anuais entre 1950 e 1995. Os resultados indicam que o governo brasileiro tende a aumentar o gasto sempre que tiver oportunidade.

A explicação para a política fiscal pró-cíclica em economias emergentes tem duas vertentes: mercados de crédito internacionais imperfeitos e economia política. Os argumentos com base na imperfeição dos mercados de crédito internacionais são mais aceitos, e defendem que as economias emergentes têm acesso restrito ao mercado de crédito em períodos conturbados. Na impossibilidade de financiar seus *deficits* fiscais, os formuladores de política fiscal são levados a cortar gastos e a aumentar impostos de forma pró-cíclica.

Já os argumentos da economia política baseiam-se na idéia de que as decisões de política fiscal são coletivas e dependem do processo político. Decisões coletivas podem resultar em ineficiência da política fiscal durante o ciclo de negócios, do ponto de vista do bem-estar social. Isto é, durante períodos de prosperidade, os aumentos de receitas não são poupados, e nas recessões, o governo é levado a tomar medidas pró-cíclicas para fazer face às restrições orçamentárias.

V.3 PROPRIEDADES E IDENTIFICAÇÃO DE TENDÊNCIAS

Como passo final na caracterização das séries, inicia-se a discussão sobre a validade da hipótese I(1) para cada uma das variáveis consideradas na análise. A Tabela 3 sumariza os resultados dos testes de raízes unitárias Dickey e Fuller Aumentado – ADF, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin – KPSS e de Phillips-Perron – PP para as séries em nível e em primeira diferença no caso do produto, i.e., para os tributos líquidos t_t ; consumo c_t ; investimento i_t ; gasto do governo g_t (com $g_t = c_t + i_t$); e produto y_t , Δy_t .

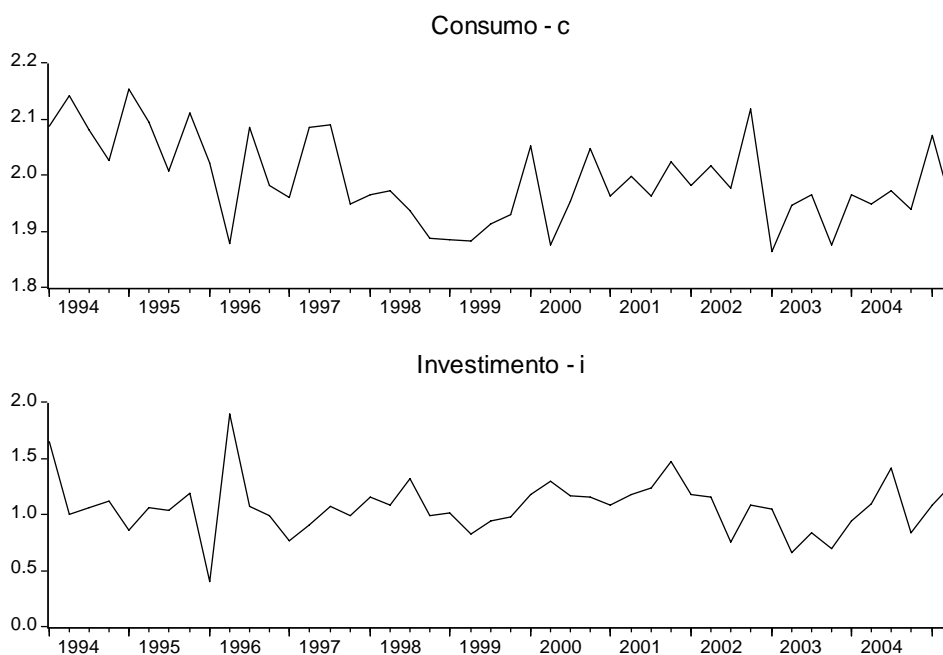
Todos os testes levam em conta uma constante, exceto no caso da primeira diferença do logaritmo do produto. Utilizou-se o critério de Schwarz para a forma geral até 9 defasagens e a melhor representação se obtém com as variáveis explicativas defasadas de um período. A julgar pelas estatísticas testes na Tabela 3, vê-se que a regressão

caracterizada pela Equação (1) não é espúria com a primeira diferença do produto em substituição ao produto em nível.

Tabela 3

Teste de estacionaridade			
	ADF	KPSS	PP
Valores críticos			
1%	-3,5847	0,7390	-3,5847
5%	-2,9281	0,4630	-2,9281
Estatística	"t"- (valor-p)	LM	"t"- (valor-p)
i_t	-7,6114 - (>0,01)	0,0806	-7,6070 - (>0,01)
c_t	-5,1176 - (>0,01)	0,4105	-5,3404 - (>0,01)
g_t	-5,3104 - (>0,01)	0,4590	-5,3423 - (>0,01)
t_t	-3,6243 - (>0,01)	0,3129	-3,6241 - (>0,01)
y_t	-2,5123 - (0,119)	0,8665	-2,6053 - (0,099)
Δy_t	-5,7446 - (>0,01)	0,1388	-4,4814 - (>0,01)

Figura 6



Consumo e Investimento do governo. Séries de 1994:1 a 2005:2, reais, *per capita* e com ajuste sazonal. As variáveis em letras minúsculas indicam o logaritmo.

De um modo geral, os gráficos nas Figuras 5 e 6 validam tal conclusão, enquanto que a inspeção visual não permite identificar claramente a presença de tendências exceto para o produto (não exibida), que se desenvolve com suave crescimento no tempo. Para

caracterizar a série do produto, foram aplicados testes formais no intuito de identificar a presença de tendências estocástica ou determinística. No entanto, apesar de visualmente ser plausível a hipótese, as estimativas não falam conclusivamente a favor da presença de tendência.

Diante desses resultados, estima-se o VAR de referência sob a hipótese de um vetor de constantes, com todas as variáveis em nível, exceto o produto que se considera a primeira diferença. O segundo desvio da metodologia está no próximo passo. A seleção das defasagens incluídas no VAR foi determinada pelos critérios de informação convencionais que, conclusivamente, indicaram apenas uma defasagem em cada variável, conforme descreve a próxima seção.

VI. RESULTADOS E DISCUSSÃO

VI.1 O VAR DE REFERÊNCIA

Para determinar a especificação temporal, foram utilizados os testes sobre a ordem do VAR, como mostra a Tabela 7 abaixo. A partir da especificação geral, com quatro defasagens, os resultados dos testes demonstram ser fortemente a favor do modelo autorregressivo de primeira ordem.

Tabela 7
Seleção da ordem do VAR

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	5.17e-08	-8.26	-8.14*	-8.22
1	24.00*	4.20e-08*	-8.47*	-7.97	-8.29*
2	13.11	4.46e-08	-8.42	-7.54	-8.10
3	8.37	5.39e-08	-8.25	-6.99	-7.79
4	5.17	7.22e-08	-7.99	-6.34	-7.41

* indica a defasagem selecionada. Estatística do teste da Razão de Verossimilhança-LR; Erro de Previsão Final-FPE; Critério de Akaike-AIC; Critério de Schwarz-CS e Critério Hannan-Quinn-HQ

Sob a luz dos resultados acima e da caracterização das séries na seção anterior, estima-se o VAR de referência a três variáveis: gasto; imposto líquido; e a taxa de variação do produto. O VAR conta com um vetor constante, uma defasagem em todas variáveis, e

uma variável *dummy* para capturar os efeitos do ajuste fiscal implementado no período de 1998.04 a 1999.02. As estimativas (não mostradas aqui) não apresentam desvios das hipóteses clássicas de regressão.

VI.1.1 EFEITOS CONTEMPORÂNEOS

De posse dos resultados encontrados no Anexo II para as elasticidade-produto dos impostos líquidos e do gasto público, $\alpha_{g,y} = 0$ e $\alpha_{t,y} = 2,0322$, é possível estimar os coeficientes do sistema de equações (3), de acordo com a metodologia indicada na Seção III.1. Dessa forma, os choques fiscais ciclicamente ajustados como a forma reduzida de ajuste cíclico dos resíduos dos tributos e dos gastos na Equação (4) são:

$$u_t^{t,CA} \equiv u_t^t - 2,0322.u_t^y = \beta_{t,g}e_t^g + e_t^t$$

$$u_t^{g,CA} \equiv u_t^g - \alpha_{g,y}u_t^y = u_t^g$$

A Tabela 8 reporta as estimativas dos coeficientes das relações contemporâneas entre os choques no sistema de equações (3), sob duas ordenações alternativas: as decisões de tributação vêm primeiro, $\beta_{t,g} = 0$; e estima-se $\beta_{g,t}$; a segunda ordenação segue a hipótese contrária, assume-se que as decisões de gastar vêm primeiro, $\beta_{g,t} = 0$, e estima-se $\beta_{t,g}$.

Tabela 8
Estimativas dos efeitos contemporâneos

	$\alpha_{y,g}$	$\alpha_{y,t}$	$\beta_{t,g}$	$\beta_{g,t}$
Coefficiente	0,3919	-0,1956	-0,0173	-0,0254
Estatística “t”	4,3260	-9,3186	-1,3373	-1,3373
Valor-p	0,0002	0,0000	0,1811	0,1811

Amostra: 1994:1-2005:2.

$\alpha_{y,g}$: efeito de u_t^g em u_t^y no trimestre;

$\alpha_{y,t}$: efeito de u_t^t em u_t^y no trimestre;

$\beta_{t,g}$: efeito de u_t^g em u_t^t (com $\beta_{g,t} = 0$, i.e. os gastos são ordenados primeiro)

$\beta_{g,t}$: efeito de u_t^t em u_t^g (com $\beta_{t,g} = 0$, i.e. os impostos líquidos são ordenados primeiro).

Estimou-se $\alpha_{y,g}$ e $\alpha_{y,t}$ pelo Método de Momentos Generalizados-GMM com as formas reduzidas dos choques ciclicamente ajustados construídos acima, $u_t^{t,CA}$ e $u_t^{g,CA}$, como instrumentos.

Os coeficientes originalmente estimados têm a dimensão de elasticidades. Portanto, para conveniência de interpretação e comparação, os resultados na Tabela 8 possuem a interpretação de derivadas avaliadas nos pontos das médias (variação de um real em uma variável por real na outra). Neste ponto é proveitoso comparar os resultados alcançados para a economia brasileira com aqueles encontrados por Blanchard e Perotti (2002) para a economia americana. Os autores estimaram as relações contemporâneas entre impostos e gastos em -0,876 e 0,985, respectivamente. A estimativa da resposta automática do gasto aos tributos é da mesma ordem do valor estimado para $\beta_{t,g}$, enquanto que a resposta automática em direção oposta é de -0,238 contra -0,0254 acima. Ressalte-se que os resultados nesta pesquisa referem-se ao governo central, enquanto que Blanchard e Perotti (2002) consideram ainda governos dos estados e locais.

Os efeitos contemporâneos dos impostos ($\alpha_{y,t}$) e do gasto ($\alpha_{y,g}$) sobre a taxa de variação do PIB são estimados com precisão e possuem os sinais esperados. Um choque de um real nos gastos públicos causa uma variação de 0,39 reais no PIB. Ao contrário, um choque de mesma magnitude nos tributos implica em uma variação negativa de 0,20 reais no PIB.

Outra conclusão diz respeito aos baixos valores estimados para as respostas automáticas entre as variáveis fiscais sob duas especificações alternativas. Eles implicam que a escolha entre as duas ordenações tem pouca influência no impulso-resposta, conforme demonstra a próxima seção.

VI.1.2 OS EFEITOS DINÂMICOS DOS IMPOSTOS LÍQUIDOS

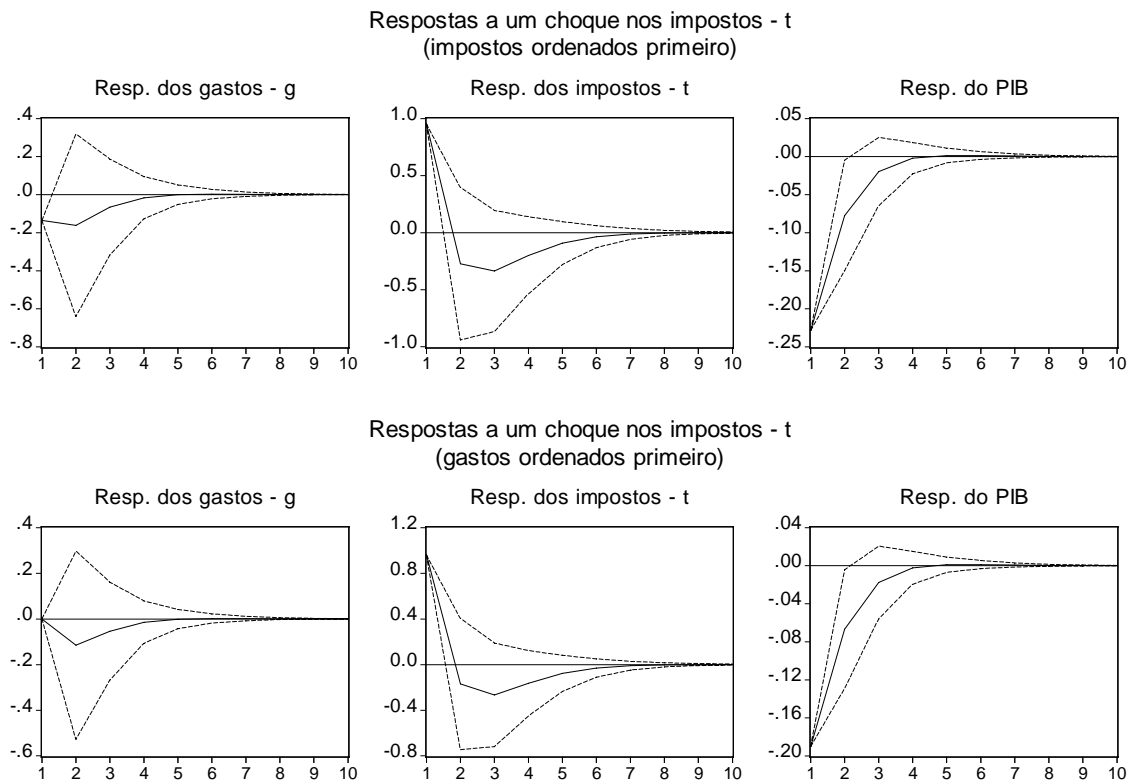
A Figura 7, abaixo, mostra que há pouca diferença entre os efeitos de um choque nos impostos sobre a atividade econômica, sob as duas especificações. Note-se que o impulso-resposta nesta e nas próximas figuras são transformações dos choques originais e dão a resposta em reais de cada variável - impostos líquidos - t , gasto - g , e produto - y -

a um choque em real nas variáveis fiscais. Os casos específicos serão comentados oportunamente.

Isso explica por que o valor inicial da resposta do choque nos impostos não é exatamente um, ou seja, um impulso de uma unidade no choque estrutural e_t^t causa um impulso menor que um no movimento surpresa u_t^t . Em seguida, a receita tributária cai devido à queda da atividade econômica.

Observe-se que a maior queda nos impostos ocorre um período após a queda no PIB. Em relação a isso, não é demais lembrar o resultado da Seção V.2, sobre a análise dos ciclos, e a escolha das defasagens do VAR.

Figura 7



A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.

O produto decresce sob as duas especificações e a única diferença fica por conta do impacto inicial de -0,23 na resposta ao impulso no topo da figura e de -0,19 quando os gastos são ordenados primeiro. Nessa análise e nas seguintes, defina o valor do multiplicador como a razão entre a maior resposta do PIB e o valor do choque

inicial. Dessa forma, o multiplicador dos tributos quando os impostos vêm primeiro é de -0,24 e de -0,20 para a outra especificação.

O multiplicador quando os gastos são ordenados primeiro é da mesma ordem do efeito contemporâneo estimado na seção anterior. A partir do primeiro trimestre o produto cresce de forma contínua em direção à sua tendência. Observe que a persistência do choque é a mesma sob as duas especificações, e isso está de acordo com os resultados da Seção V.3 em que não foram identificadas tendências nas variáveis. A Tabela 9 sumariza os principais resultados sob as duas hipóteses e será útil na comparação com as outras especificações.

Tabela 9
Respostas a um choque nos impostos sob $\beta_{t,g} = 0$

	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Gasto-g	-0.1361	-0.1613	-0.0660	-0.0167	-0.0006
Impostos-t	0.9536	-0.2718	-0.3363	-0.1992	-0.0918
PIB	-0.2284	-0.0775	-0.0198	-0.0022	0.0014

Respostas a um choque nos impostos sob $\beta_{g,t} = 0$

	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Gasto-g	0.0000	-0.1153	-0.0535	-0.0145	-0.0010
Impostos-t	0.9613	-0.1704	-0.2653	-0.1638	-0.0772
PIB-y	-0.1904	-0.0668	-0.0178	-0.0024	0.0010

O efeito do choque nos impostos sobre os gastos do governo nas duas especificações é negativo e a magnitude obviamente depende da ordenação. Ambas as ordenações reforçam a idéia de um arranjo fiscal nas duas direções: aumento de impostos e corte nos gastos. Todavia, com gastos ordenados primeiro, a redução nos gastos parece associada à queda de arrecadação em reflexo à queda no produto.

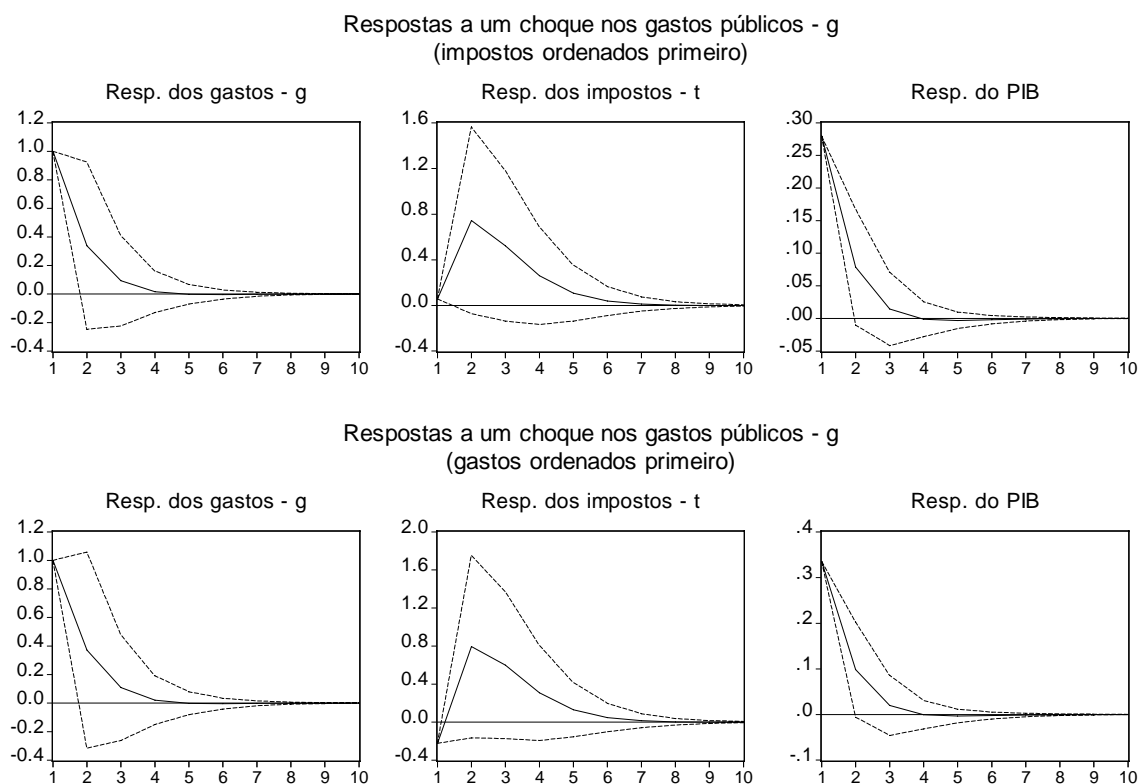
Então, sob ambas especificações, aumentos nos impostos têm efeitos negativos imediatos sobre o produto que se pronunciam por um ano. Ainda, nas duas especificações, a resposta do produto ao impulso nos impostos tem magnitude semelhante. Ou seja, a resposta do produto a um impacto nos impostos é robusta à especificação.

VI.1.3 EFEITOS DINÂMICOS DOS GASTOS

A Figura 8 mostra os efeitos do choque de uma unidade nos gastos sobre o PIB e os impostos líquidos, sob as duas hipóteses alternativas de ordenação. Da mesma forma que na análise dos efeitos dinâmicos dos impostos, a Tabela 10 traz as respostas ao impulso também sob as duas especificações.

Semelhante ao caso dos impostos, a diferença entre as respostas do PIB ao impulso nos gastos é o impacto inicial. O PIB sofre um impacto de 0,28 quando os gastos são ordenados em segundo, e aumenta em 0,33 quando o gasto vem primeiro. O produto cresce inicialmente sob as duas hipótese de ordenação, mas os efeitos positivos do choque nos gastos são menos persistentes do que no caso dos impostos. Então, o padrão de resposta do produto a um choque nos gastos públicos também é robusto à especificação.

Figura 8



A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.

Os impostos aumentam em resposta ao crescimento do produto, com comportamento muito similar sob as duas ordenações. Novamente é possível observar que o pico na resposta ao impulso nessa variável ocorre um período após a resposta do PIB.

Tabela 10
Respostas a um choque nos gastos sob $\beta_{i,g} = 0$

	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Gasto-g	1.0000	0.3374	0.0922	0.0156	-0.0025
Impostos-t	0.0568	0.7445	0.5210	0.2601	0.1077
PIB	0.2796	0.0787	0.0145	-0.0013	-0.0031

	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Gasto-g	1.0000	0.3711	0.1078	0.0199	-0.0022
Impostos-t	-0.2245	0.7944	0.5986	0.3080	0.1303
PIB-y	0.3353	0.0983	0.0197	-0.0006	-0.0034

Em síntese, os resultados encontrados para o Brasil são próximos àqueles encontrados para a economia americana e países membros da OCDE¹⁷. Sob as duas hipóteses de ordenação, a resposta do produto a choques fiscais é pequena e tem características tipicamente keynesianas: é positiva diante de um choque nos gastos e negativa para um choque nos impostos. Além disso, nas duas estruturas, o multiplicador dos gastos é maior do que o dos impostos, conforme a tradicional teoria keynesiana.

Uma das questões pelas quais se conduziu a investigação empírica era a identificação de que tipo de ajuste fiscal está em vigor. Nos termos da discussão na segunda seção, o foco está no controle dos gastos ou no aumento de impostos? A julgar pelos resultados relacionados à ordenação dos gastos e impostos, os dados não falam de forma conclusiva a favor de um ajuste fiscal em apenas uma direção.

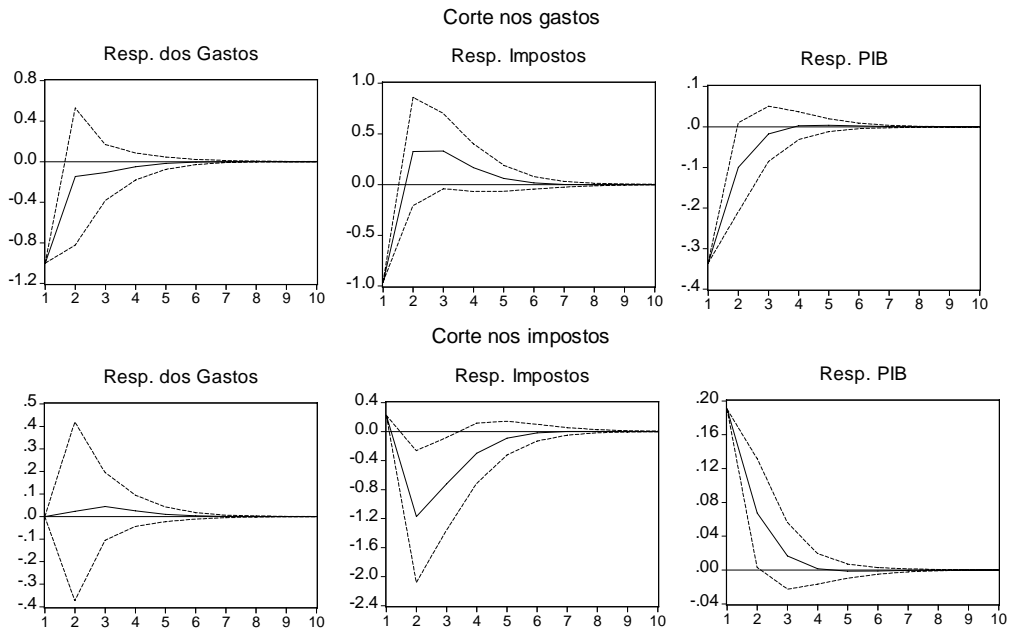
À luz desses resultados, um bom exercício seria simular o impacto da redução equilibrada da participação do governo na economia. Sob a ótica dos gastos, a simulação de um esforço fiscal equilibrado do governo central (choque de -1 nos gastos e uma redução nos impostos da mesma magnitude) resulta em queda inicial no PIB de 1,45%, que se reverte em um crescimento acumulado de 0,4% após 6 trimestres¹⁸.

¹⁷ Exceto no que diz respeito à persistência dos choques. Blanchard e Perotti (2002) consideram duas formalizações alternativas e estimam o VAR sob as hipóteses de tendência estocástica e determinística.

¹⁸ Nos termos da Equação (7)

Figura 9

Respostas ao choque do orçamento equilibrado (gastos ordenados primeiro)

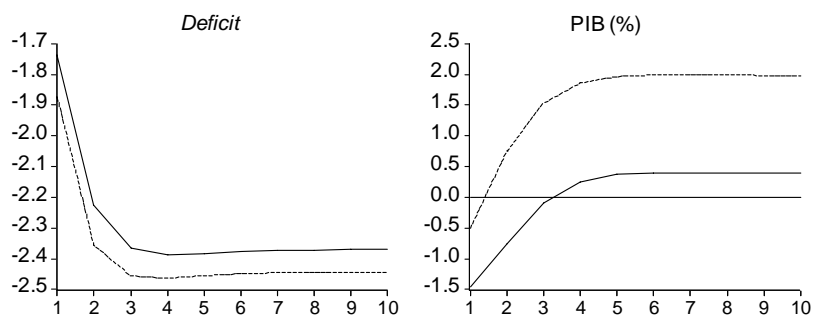


A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.

A Figura 9 mostra as respostas ao impulso e a Figura 10, abaixo, mostra o comportamento dinâmico do resultado do governo em real e a resposta do PIB em termos de taxa de crescimento. O resultado para as contas do governo está de acordo com a teoria e é negativo 2,37 após 6 trimestres, isso por que há o segundo efeito sobre os impostos que diminuem com a queda do PIB.

Figura 10

Respostas acumuladas do Deficit ($g - t$) e do PIB (%)
sob as duas ordenações.
(linha cheia - gastos ordenados primeiro)



VI.2 O VAR A QUATRO VARIÁVEIS:

Considere o VAR estacionário a quatro variáveis, com o consumo do governo (c_t), os investimentos (i_t), os impostos líquidos (t_t) e o produto (y_t). As estimativas foram tomadas para uma defasagem em cada variável, um vetor de constantes e a variável *dummy* relativa ao ajuste fiscal de 1998. A contribuição desta pesquisa para a literatura empírica será descrever os efeitos dinâmicos da política fiscal com gasto público desagregado em consumo e investimento, e identificar novas inter-relações entre as variáveis fiscais.

VI.2.1 EFEITOS CONTEMPORÂNEOS DE CURTO PRAZO

Os parâmetros da matriz A foram estimados como no VAR de referência, portanto, $\alpha_{c,y} = 0$ e $\alpha_{t,y} = 2,0322$. O próximo passo é estimar os coeficientes das relações contemporâneas entre os choques na Equação 13.d, $\alpha_{y,i}$, $\alpha_{y,c}$ e $\alpha_{y,t}$, via Método de Momentos Generalizados-GMM, com as formas reduzidas dos choques ciclicamente ajustados construídos acima ($u_t^{i,CA}$, $u_t^{t,CA}$ e $u_t^{c,CA}$) como instrumentos.

A Tabela 11 reporta esses valores e, como antes, por conveniência de interpretação e comparação, as estimativas têm a interpretação de derivadas avaliadas nos pontos das médias (mudança de um real em uma variável por real na outra).

Tabela 11
Estimativas dos efeitos contemporâneos

	$\alpha_{y,i}$	$\alpha_{y,c}$	$\alpha_{y,t}$
Coefficiente	0,2965	0,3575	-0,2179
Estatística “t”	3,3653	2,4569	-7,8478
Valor-p	0,0018	0,0190	0,0000

Amostra: 1994:1-2005:2.

$\alpha_{y,i}$: efeito de u_t^i em u_t^y no trimestre; $\alpha_{y,c}$: efeito de u_t^c em u_t^y no trimestre;

$\alpha_{y,t}$: efeito de u_t^t em u_t^y no trimestre;

Os efeitos contemporâneos dos impostos ($\alpha_{y,t}$), do consumo ($\alpha_{y,c}$) e dos investimentos ($\alpha_{y,i}$) sobre o PIB são estimados com precisão e novamente possuem os

sinais esperados. Sob a estrutura proposta nesta pesquisa, um choque de um real no consumo do governo causa uma variação de 0,36 reais no PIB. Ao contrário, um choque de mesma magnitude nos tributos implica em uma variação negativa de 0,21 reais no PIB. Observe a relativa estabilidade das relações contemporâneas do produto com os impostos líquidos e com o consumo do governo. No VAR de referência esses valores foram estimados em 0,39 e -0,20, respectivamente. Note também que a relação contemporânea entre produto e investimento é tipicamente semelhante à do consumo, e está de acordo como a teoria econômica. Nesta estrutura, o efeito conjunto do consumo e investimento do governo é de 0,65 reais sobre o produto.

As estimativas para as respostas automáticas entre as variáveis fiscais, $\beta_{c,t}$, $\beta_{c,i}$, $\beta_{t,c}$ e $\beta_{t,i}$ foram obtidas via maximização da função de máxima verossimilhança da forma reduzida dos resíduos, sujeita às restrições $Q_1 \text{vec}(A) = h_1$ e $Q_2 \text{vec}(B) = h_2$ sobre os parâmetros das matrizes A e B, assumindo que os choques estruturais têm distribuição normal multivariada.

As Tabelas 12 e 13, a seguir, resumizam os resultados alcançados para os dois casos e sob as duas hipóteses de ordenação. Os valores estimados devem ser interpretados como derivadas no ponto das médias.

- Caso 1: A restrição orçamentária é ativa: tem-se $\varphi = 1$ e $\gamma = -1$

Tabela 12
As respostas automáticas: consumo primeiro - $\beta_{c,t} = 0$

	$\beta_{t,i}$	$\beta_{t,c}$	$\beta_{c,i}$
Coefficiente	-0.2927	0,0110	0,0346
Estatística “z”	-3,8666	0,3406	1,2712
Valor-p	0,0007	0,7334	0,2037

	$\beta_{c,i}$	$\beta_{c,t}$	$\beta_{t,i}$
Coefficiente	0,0346	0,0019	-0.2927
Estatística “z”	1,2712	0,3406	-3,8666
Valor-p	0,2037	0,7334	0,0007

$\beta_{t,c}$: efeito de e_t^c em u_t^t (com $\beta_{c,t} = 0$, i.e. o consumo é ordenado primeiro); $\beta_{c,t}$: efeito de e_t^t em u_t^c (com $\beta_{t,c} = 0$, i.e. os impostos são ordenados primeiro); $\beta_{c,i}$: efeito de e_t^i em u_t^c ; e $\beta_{t,i}$: efeito de e_t^i em u_t^t .

Para o caso acima, a resposta dos impostos aos choques estruturais nos investimentos é estatisticamente significativa. Todavia, não foram identificadas respostas automáticas entre o consumo e as demais variáveis fiscais. Então, os choques nos investimentos não são uma acomodação pura dos choques nas outras variáveis fiscais.

- Caso 2: A restrição orçamentária não é uma regra rígida: caso em que $\varphi = -1$ e $\gamma = -1$

Tabela 13

As respostas automáticas: consumo primeiro - $\beta_{c,t} = 0$

	$\beta_{t,i}$	$\beta_{t,c}$	$\beta_{c,i}$
Coefficiente	-0.2700	-0,0468	-0,0554
Estatística “z”	-3,0940	-1,4282	-2,0670
Valor-p	0,0020	0,1532	0,0387

As respostas automáticas: impostos primeiro - $\beta_{t,c} = 0$

	$\beta_{c,i}$	$\beta_{c,t}$	$\beta_{t,i}$
Coefficiente	-0,0554	-0,0078	-0.2700
Estatística “z”	-2,0670	-1,4282	-3,0940
Valor-p	0,0387	0,1532	0,0020

Os coeficientes acima têm a mesma interpretação que na Tabela 12.

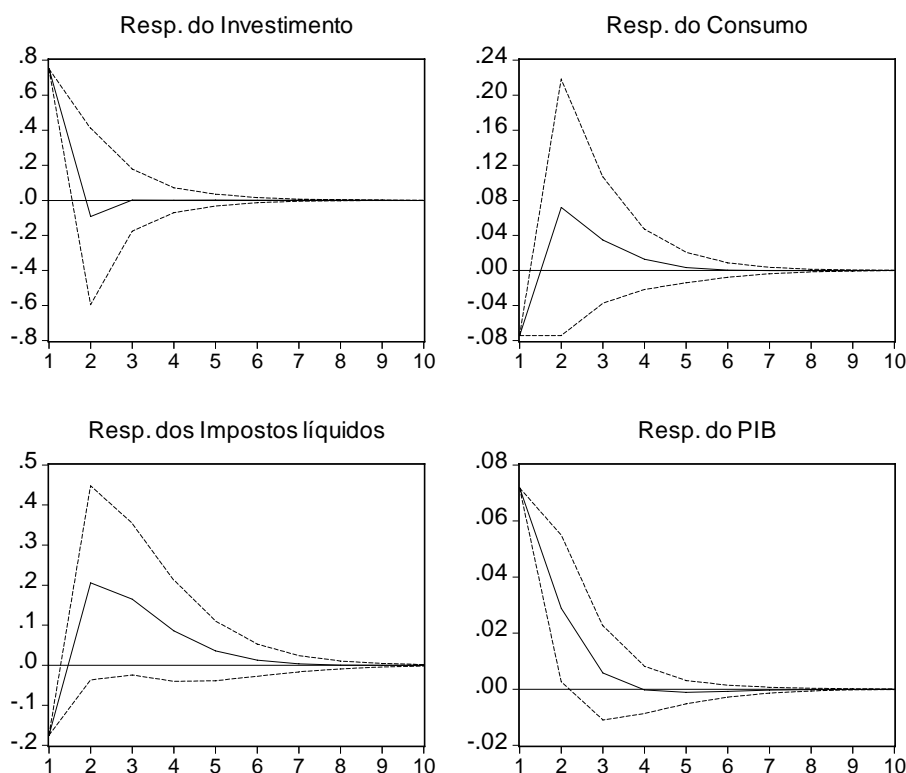
Para este caso, os coeficientes são estimados com precisão, exceto os efeitos cruzados entre consumo e impostos que alcançam significância marginal como no VAR de referência. Esses resultados mostram que os choques nos investimentos refletem todos os outros choques fiscais. Dada a convergência dos resultados e devido à robustez das respostas à especificação neste caso e no VAR de referência, a próxima seção discutirá as respostas ao impulso relacionadas com o Caso 2 e sob a ordenação que considera que o consumo vem primeiro.

VI.2.2 OS EFEITOS DINÂMICOS DOS INVESTIMENTOS

A Figura 10 e a Tabela 14 trazem as respostas ao impulso no investimento do governo. Primeiro, encontra-se suporte empírico para a proposta desta pesquisa ao identificar um canal de efeitos entre o investimento e o consumo do governo.

Figura 10

Respostas a um choque no Investimento do governo - i
(consumo ordenado primeiro)



A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.

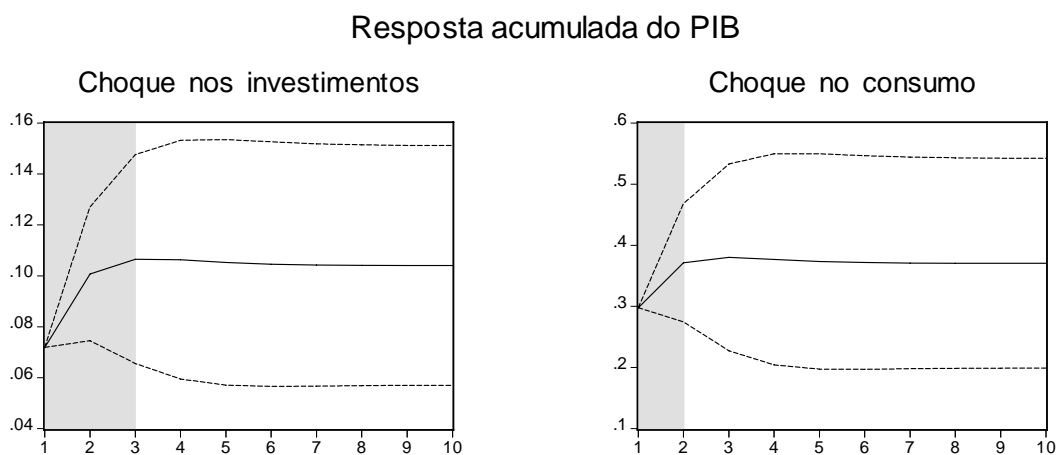
O efeito de um choque estrutural nos investimentos, e_t^i , sobre as inovações do consumo do governo u_t^c capturado por $\beta_{c,i}$ possui significado estatístico e o impacto inicial indica a substituição entre consumo e investimento. Então, o consumo cresce por cinco períodos com pico da mesma ordem da queda inicial. O efeito acumulado após 4 trimestres é um crescimento de 4,8% na despesa com consumo do governo. Os efeitos sobre ambas as variáveis fiscais se prolongam por seis trimestres, e os tributos aumentam devido ao crescimento do produto.

Cerca de 60% da resposta do PIB ao choque nos investimentos se desfaz no primeiro trimestre, enquanto que, diante de um choque no consumo¹⁹, o produto retorna rapidamente para sua tendência, e 76% do choque ocorre no primeiro trimestre. Para melhor caracterizar isso, a Figura 11, abaixo, traz a resposta acumulada do produto aos

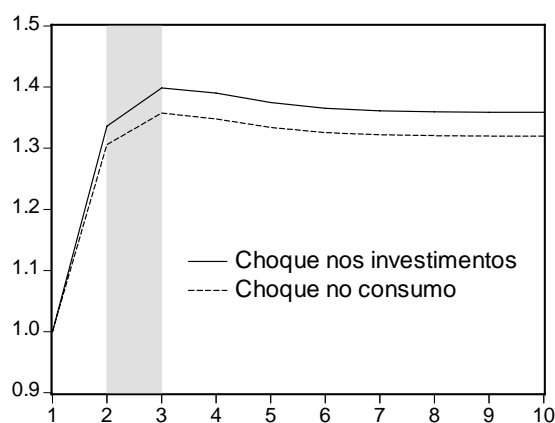
¹⁹ A próxima seção discutirá os efeitos dinâmicos de um choque no consumo do governo. Todavia, a comparação entre os efeitos dinâmicos de um choque no investimento e consumo será importante neste ponto.

impulsos nos investimentos e no consumo. O gráfico na parte inferior da figura mostra o efeito de um choque desenhado para ter o mesmo impacto inicial sobre o produto e descreve a diferença no padrão temporal de resposta dessa variável.

Figura 11



A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.



Conclui-se, assim, que há diferenças no padrão de resposta do produto, e que desagregar o orçamento revela informações importantes para a política fiscal. De acordo com os dois gráficos no topo da figura, o efeito dos investimentos é mais persistente e, proporcionalmente, mais eficiente para elevar o produto, de acordo com o terceiro gráfico. Isso por que, além do impacto direto do investimento sobre o produto, ocorre um efeito indireto via aumento no consumo do governo no futuro. Por último, note que a resposta do produto a um choque nos investimentos é menor do que no caso do consumo e isso tem relação com os baixos níveis de investimento público no período²⁰.

²⁰ A Tabela 1 mostra que no início da amostra os investimentos representavam 6% da despesa do governo com consumo e transferências (não considerado o pagamento de juros). Em 2003, são apenas 2%.

Tabela 14
Respostas a um choque nos investimentos sob $\beta_{c,t} = 0$

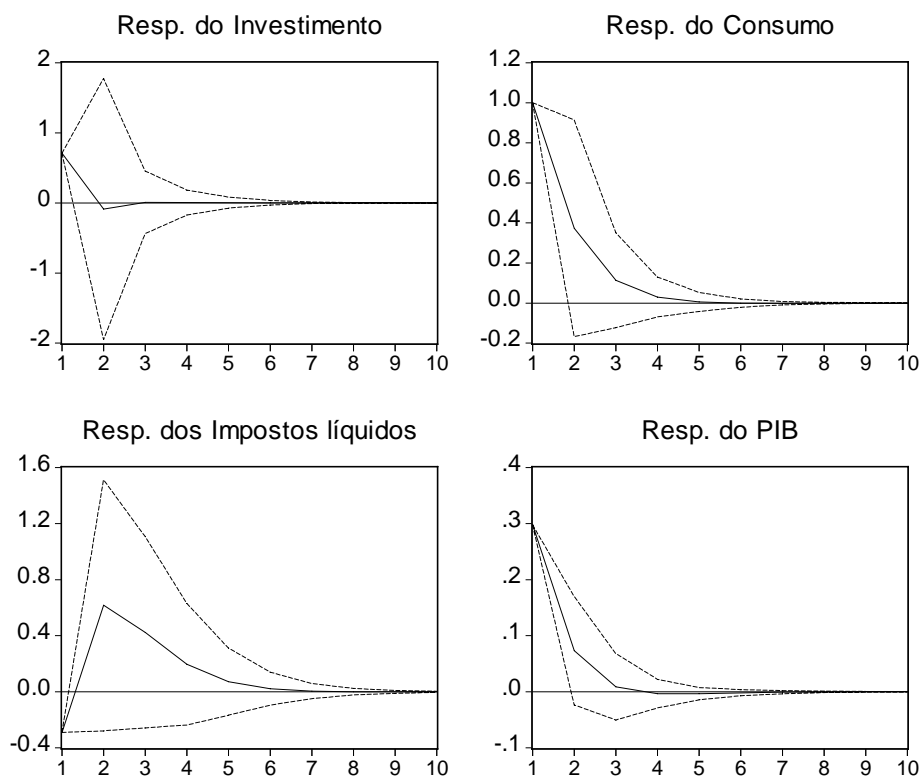
	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Investimento-i	0.7511	-0.0921	0.0010	0.0004	0.0011
Consumo-c	-0.0743	0.0720	0.0347	0.0127	0.0032
Impostos-t	-0.1746	0.2055	0.1647	0.0860	0.0358
PIB - y	0.0719	0.0289	0.0058	-0.0002	-0.0011

VI.2.3 OS EFEITOS DINÂMICOS DO CONSUMO DO GOVERNO

Choques no consumo do governo elevam instantaneamente o produto que retorna com rapidez à sua tendência de longo prazo, e o efeito acumulado sobre o produto após quatro trimestres é de 0,38 reais.

Figura 12

Respostas a um choque no consumo do governo - c
(consumo ordenado primeiro)



A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.

A soma dos impactos iniciais do investimento e consumo, 0,37, é da mesma ordem do impacto inicial de 0,33 do gasto do governo no VAR de referência. Isso é favorável à estrutura do modelo proposto e indica que não há desvios da teoria econômica. Como no VAR de referência, os impostos sofrem queda inicial e se tornam positivos após um trimestre devido ao crescimento do produto.

Tabela 15
Respostas a um choque nos gastos com consumo sob $\beta_{c,t} = 0$

	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Investimento-i	0.7102	-0.0874	0.0084	0.0052	0.0034
Consumo-c	1.0000	0.3734	0.1144	0.0302	0.0053
Impostos-t	-0.2898	0.6173	0.4246	0.1969	0.0730
PIB – y	0.2979	0.0733	0.0089	-0.0033	-0.0033

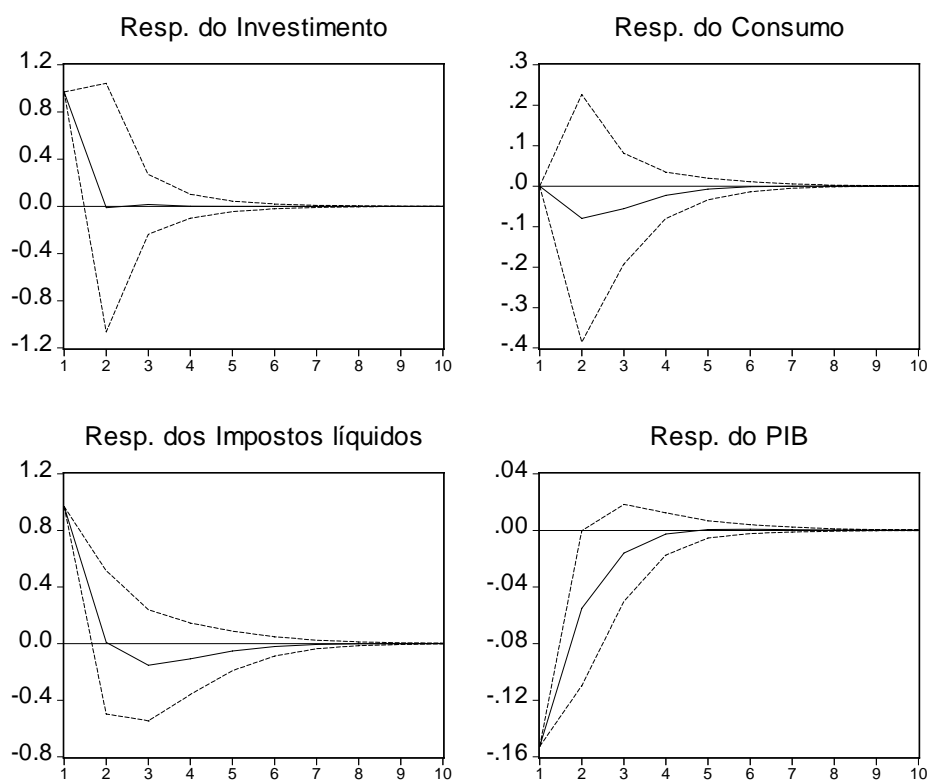
Note que a desagregação do orçamento permite um exercício de interesse para a política fiscal, cujos resultados serão comentados a seguir (não serão apresentadas as figuras). Para o período em análise e sob as condições modeladas acima, os dados revelam que há um arranjo entre consumo e investimento que gera respostas positivas do produto sem gerar *deficit*. Por exemplo, um corte de salários pagos pelo governo que represente um choque no consumo de -0,24 permitiria choque unitário nos investimentos sem gerar pressões fiscais. A resposta acumulada do produto ao impulso cambiando, em termos de taxa de crescimento, é inicialmente zero e cresce de forma contínua até estabilizar-se em 1,5%. De acordo com os valores estimados, qualquer arranjo fiscal para choques negativos no consumo no intervalo $(-0.24;0)$ com correspondente aumento proporcional no investimento gera respostas positivas do produto sem gerar *deficit*.

VI.2.4 OS EFEITOS DINÂMICOS DOS IMPOSTOS

A Figura 13 e a Tabela 16 trazem as respostas das variáveis fiscais e do produto a um choque nos impostos para o Caso 2, com o consumo ordenado primeiro. A não ser pelo impacto inicial, uma queda de -0,1527 reais no produto a um choque nos tributos, não há diferenças do padrão de resposta do PIB sob as duas especificações. Quando os impostos são ordenados primeiro, a resposta do PIB a um impulso nos tributos é de -0,1842. No VAR de referência as estimativas são, respectivamente, de -0,1904 e -0,2284.

Figura 13

Respostas a um choque nos Impostos - t
(consumo ordenado primeiro)



A linha sólida representa os valores estimados para a função impulso-resposta, e as linhas pontilhadas dão o intervalo de ± 2 desvios-padrão.

Tabela 16
Respostas a um choque nos impostos sob $\beta_{c,t} = 0$

	Trim. 1	Trim. 2	Trim. 3	Trim. 4	Trim. 5
Investimento-i	0.9690	-0.0102	0.0166	0.0007	-0.0009
Consumo-c	0.0000	-0.0794	-0.0558	-0.0229	-0.0072
Impostos-t	0.9690	0.0086	-0.1535	-0.1076	-0.0522
PIB - y	-0.1527	-0.0551	-0.0160	-0.0026	0.0006

VII. CONCLUSÃO

No intuito de obter estimativas que pudessem ser comparadas aos resultados alcançados para os Estados Unidos e outros países membros da OECD, a primeira proposta desta pesquisa apoiou-se na especificação em Blanchard e Perotti (2002) para caracterizar

as respostas do produto a choques nos gastos e nos impostos do governo central, no período de 1994.1 a 2005.2 para a economia brasileira.

A fim de ultrapassar a grande barreira da carência de dados, procedeu-se a uma cuidadosa metodologia para construir as séries a partir de dados de execução orçamentária e financeira e de informações institucionais de diversas fontes, que culminou em séries homogêneas e consistentes.

Os resultados encontrados para o Brasil são próximos daqueles encontrados para a economia americana e para os países membros da OCDE. A resposta do produto a choques fiscais é pequena e tem características tipicamente keynesianas: é positiva diante de um choque nos gastos e negativa para um choque nos impostos.

No que diz respeito ao tipo de ajuste fiscal, a julgar pelos resultados, o ajuste se dá em duas direções: controle dos gastos e aumento de impostos.

A contribuição desta pesquisa para a literatura está na segunda proposta. Postula-se um VAR estrutural não triangular para descrever os efeitos dinâmicos da política fiscal na qual se considera o gasto público desagregado em consumo e investimento, e se identificam novas inter-relações entre as variáveis fiscais.

As respostas do produto são robustas à especificação e consistentes com a visão padrão keynesiana: quando o governo aumenta seus gastos, o produto cresce; quando os impostos aumentam, o produto cai. A estabilidade das respostas do produto a choques nas variáveis fiscais valida a estrutura proposta. Houve avanços com a desagregação do orçamento entre investimento e consumo, pois isso permitiu estimar de forma mais precisa os efeitos da política fiscal sobre o produto. A conclusão é de que há diferenças no padrão de resposta do produto a choques nessas variáveis fiscais. Os efeitos de um choque nos investimentos são mais persistentes e proporcionalmente mais eficientes para elevar o produto. Isso por que, além do impacto direto do investimento sobre o produto, ocorre um efeito indireto, via aumento no consumo do governo.

Esse canal de afetação entre investimento e consumo identificado nesta pesquisa revelou-se uma importante fonte de informação também na coordenação das ações de política fiscal, pois os resultados indicam respostas positivas do produto à substituição entre consumo e investimento do governo, sob certas condições.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALESINA, A. e ARDAGNA, S. Tales of fiscal adjustment. *Economic Policy: A European Forum*, v. 27, p. 487-546, October, 1998.
- ALESINA, A. e PEROTTI, R. Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects. *Washington: International Monetary Fund - IMF, working paper n. 96/70*, 1997.
- AMISANO, G. e C. GIANNINI. *Topics in Structural VAR Econometrics*. Springer-Verlag, Berlin, 1997.
- BARRO, R. J. On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, n. 87, p. 940-41, 1979.
- BAXTER, M. e KING, R. Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*. LXXXIX, p. 315-339, 1993.
- BLANCHARD, O. e PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, n. 117, p. 1329-1368, 2002.
- BURNSIDE, C., EICHENBAUM, M. and FISHER, J. D. M. Assessing the effects of fiscal shocks. Mimeo, Northwestern University, 2001.
- CORE, F. G. Reforma gerencial dos processos de planejamento e orçamento. *Escola Nacional de Administração Pública-ENAP*, textos para discussão, n. 44, 2001.

EDELBERG, W.; EICHENBAUM, M. e FISHER, J. Understanding the effects of shocks to government purchases. *Review of Economics Dynamics*, v. II, p. 166-206, 1999.

ELLERY, R. J.; GOMES, V. e SACHSIDA, A. Business Cycle Fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 269, 2002.

FATAS, A. E MIHOV, I. Measuring the effects of fiscal policy. Mimeo, INSEAD, 1998.

_____. Fiscal policy and business cycles: an empirical investigation. *Moneda y Credito*, n. 212, p. 167-210, 2001.

GIAVAZZI, F. e PAGANO, M. Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small european countries. In Olivier J. Blanchard e Stanley Fischer, orgs., *NBER Macroeconomics Annual 1990* (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).

_____, Non-keynesian effects of fiscal policy changes: international evidence and the Swedish experience. *Swedish Economic Policy Review*, v. 3, p. 67-103, 1996.

HAMILTON, J. D. *Times Series Analysis*. Princeton: University Press, 1994.

McDERMOTT, J. C. and WESTCOTT, R. F. An empirical analysis of fiscal adjustments. *Staff Papers, International Monetary Fund*, v. 43, p. 725-753, December, 1996.

PEROTTI, R. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *European University Institute and Center Economic Policy Research Draft*, 2002.

RAMEY, V. e SHAPIRO, M. Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1997.

ROMER, C. D. and ROMER, D. H. Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. In Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer, eds: *NBER macroeconomics annual*: 1989. Cambridge, Mass. and London: MIT Press, 121-70.

ROTEMBERG, J. e WOODFORD, M. Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity. *Journal of Political Economy*, n. 110(6), p. 1153-1207, 1992.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, n. 48, p. 1-48, 1980.

STOCK, J. H. e WATSON, M. W. Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, p. 101-115, 2001.

ANEXO I - CONSTRUÇÃO E COMPOSIÇÃO DAS VARIÁVEIS FISCAIS

A.I.1. DESPESA DO ORÇAMENTO FISCAL E DA SEGURIDADE SOCIAL DO GOVERNO FEDERAL

Em geral, tem-se como sinônimo de gasto do governo a despesa de custeio, ou seja, o que a Administração Pública consome para programar, executar e manter suas atividades e ações.

O conceito adotado nesta pesquisa é mais amplo, pois envolve despesas correntes e de capital, e mais preciso, pois se constroem as séries a partir de cuidadosa escolha das rubricas orçamentárias.

A fim de manter a definição de gasto do governo, conta-se com informações institucionais de execução orçamentária e fazem-se necessários dados suficientemente desagregados. Como já mencionado antes, é possível coletar dados fiscais com razoável desagregação e frequência mensal. Do lado da despesa, o menor nível de desagregação do plano de contas é o “elemento de despesa”. Ele evidencia a coisa e o serviço que será adquirido²¹. Sendo assim, as séries fiscais do lado da despesa, como “gasto do governo”, “transferências” e “pagamento de juro”, são agregações dos “elementos de despesa” os quais registram, na contabilidade pública, os lançamentos de gastos com essas características.

No entanto, há outras instâncias na classificação a serem consideradas. Considere o elemento de despesa “contratação por tempo determinado”. Se a contratação foi feita no exterior e de não-residentes, certamente não contribuiu com o produto interno. A “modalidade de aplicação” é a forma de captar isso.

Outro ponto relevante é diferenciar a execução descentralizada das transferências genuínas. Nesse caso, é necessário analisar o detalhe da despesa e verificar na ação orçamentária (projeto e atividade) do responsável pela execução qual, exatamente, é o objeto do gasto. Como principal exemplo, tem-se o elemento de despesa “42- Contribuições” que figura em grande parte dos grupos de despesas, modalidades de

²¹ Para maiores detalhes da classificação Institucional, Funcional-Programática da despesa, e da natureza da receita pública, veja o Manual Técnico de Orçamento – MTO-02, publicado anualmente pela Secretaria de Orçamento Federal-SOF, disponível na página da SOF - www.portalsof.planejamento.gov.br.

aplicação. Isso descarta o uso de qualquer agregado de despesa, tais como despesa corrente ou grupo de despesa.

Ainda, é necessário levar em conta os efeitos das diversas inovações no orçamento e nas classificações da despesa no tempo²², bem como na responsabilidade de execução. Essa é outra razão para construir as séries fiscais a partir do elemento de despesa, que é a rubrica orçamentária mais estável ao longo dos anos.

Por outro lado, as inovações no orçamento eliminaram um grande problema nos dados. Até 1998, perdurou um problema contábil: dupla e até tripla contagem de dotações orçamentárias. Por exemplo, era comum a criação de fundo, em geral em forma de unidade orçamentária, com objetivos puramente contábeis. Ligados a um Ministério, funcionavam como controle estaque de receitas e despesas.

O problema é que todo o movimento orçamentário entre o fundo e a pasta ministerial à qual o fundo se vinculava era naturalmente registrado. É claro que isto não é o gasto público, o objeto da análise. Então, para corrigir esse viés nos dados, é preciso considerar como gasto público apenas o destino final dos recursos. Todavia, isso não é tarefa fácil, pois a identificação da dupla ou tripla contagem só é possível com conhecimento institucional e por intermédio da interação entre dados de despesa e receita, e da análise pormenorizada dos orçamentos e do Balanço Geral da União-BGU em cada ano.

Tabela 17

Despesa dos orçamentos fiscal e seguridade social por Grupo de Despesa							R\$ milhões	
	Pessoal e encargos sociais	Juros e encargos da dívida	Outras despesas correntes	Investimentos	Inversões financeiras	Amortização da dívida	Total	
	1	2	3	4	5	6		
1994	22,739	10,124	68,866	4,352	8,358	61,739	176,179	
1995	47,942	16,873	128,783	5,482	11,667	97,201	307,947	
1996	40,901	19,492	93,061	5,730	13,766	116,785	289,736	
1997	44,530	21,033	105,764	7,538	65,163	147,839	391,866	
1998	47,945	30,812	120,545	8,284	71,405	221,151	500,142	
1999	51,542	45,349	131,346	6,932	56,822	296,395	588,385	
2000	58,241	38,835	152,926	10,099	11,421	344,862	616,383	
2001	65,449	52,816	175,461	14,580	20,446	274,681	603,435	
2002	75,029	55,261	208,783	10,127	20,936	304,792	674,928	
2003	78,975	65,707	239,238	6,452	23,441	462,645	876,457	
2004	89,432	74,373	275,906	10,866	21,581	436,020	908,178	
2005*	44,673	36,426	141,962	752	8,602	245,772	478,186	

* Até junho de 2005

Fonte: Secretaria de Orçamento Federal

²² Sobre a reforma gerencial no processo orçamentário, veja Core (2001).

Então, uma pesquisa que confie nos dados de gastos do orçamento neste período, com qualquer frequência, sem conhecer do viés apontado acima, incorrerá em grande erro de medida. Para se ter idéia, a soma dos orçamentos fiscal e da seguridade social em 1994 totalizou R\$ 176,2 bilhões, conforme Tabela 17. Para esse ano, foram identificados cerca de R\$ 32,0 bilhões em lançamentos duplos ou triplos, ou seja, 18,2% do total registrado nos boletins. Então, o verdadeiro valor de execução orçamentária é de R\$ 144,2 bilhões. Em 1995 esse número é ainda maior. Em R\$ 307,9 bilhões de orçamento, se identificou cerca de R\$ 60,5 bilhões (19,6%) em dupla contagem.

Também é importante observar que há algumas limitações: gastos e receitas referem-se ao período em que eles efetivamente ocorreram (regime de caixa). O Sistema de Administração Financeira – SIAFI é um sistema contábil e permite lançamentos de estornos, lançamentos acumulados e contas de ajustes, além, é claro, dos efeitos de partidas dobradas. Essas dificuldades são superadas com o que se chama de alinhamento de série histórica. O processo consiste em identificar a atipicidade que deu origem ao lançamento atípico e corrigir, com algum grau de arbitrariedade na ausência do conhecimento empírico da causa, os lançamentos negativos ou picos atípicos.

A Tabela 18, a seguir, resume a composição das séries fiscais do gastos do governo, transferências a pessoas, ao setor privado e aos Estados e Municípios, e o pagamento de juros. O gasto público é a soma do consumo do governo, do investimento e da execução orçamentária descentralizada representada pelas transferências voluntárias a governos. A metodologia de construção permite desagregar o gasto em consumo e investimento, com objetivo de viabilizar a segunda proposta da pesquisa.

As séries de transferências são a soma das transferências constitucionais e legais mais as transferências voluntárias. Por exemplo, a série de transferências a pessoas é a soma das transferências voluntárias mais as constitucionais e legais. São as despesas previdenciárias, aposentadorias, pensões, outros benefícios previdenciários e subsídios a pessoas. O mesmo princípio é aplicado às demais, com exceção às transferências a governo, que somam apenas as transferências constitucionais e legais.

A Figura 14 demonstrará a evolução a preços correntes do gasto do governo – a soma do consumo mais investimento mais transferências voluntárias a governos –, transferências a pessoas e ao setor privado (TP e SP), transferências constitucionais e legais a outras esferas de governo [TG(c,l)] e, o pagamento de Juros. É notório o crescimento nas despesas com previdência social, a maior parcela das transferências a

pessoas. Também é possível perceber o efeito do ajuste fiscal implementado. Na primeira metade da amostra, a inclinação da série do gasto público sugere apenas um crescimento automático, com estabilidade e alguma queda no baixo nível de investimento público.

Figura 14

Despesa (R\$ milhões)

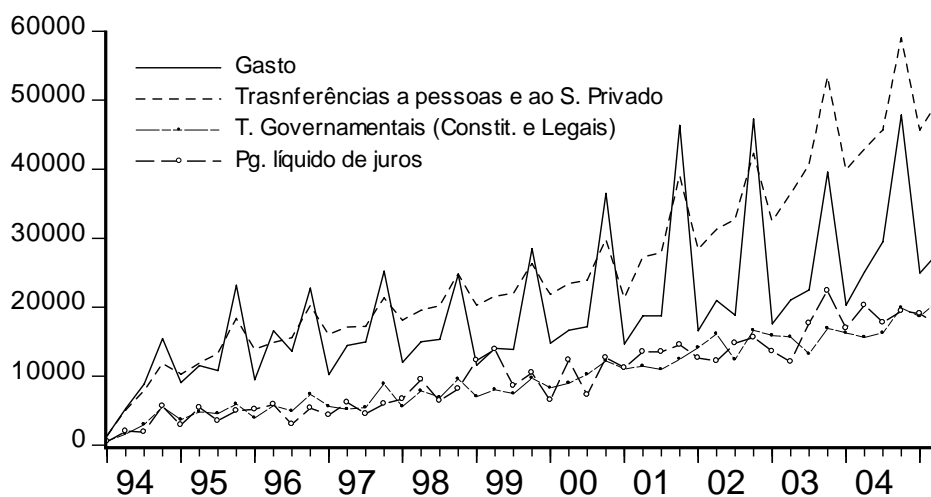


Tabela 18 - Classificação dos elementos de despesa

Elementos de Despesa	Gasto		Transferências Constitucionais, Legais e decorrentes de contratos.			Transferências Voluntárias (a título de coop., auxílio ou assistência financeira)			Juros	Conc. de Empréstimos; Refin. e amortizações da dívida pública;
	C	I	Pessoas	S. Privado	Governo	Pessoas	S. Privado	Governo		
01 – Aposentadorias e Reformas			X							
03 – Pensões			X							
04 - Contratação por Tempo Determinado	X									
05 - Outros Benefícios Previdenciários			X							
06 - Benefício Mensal ao Deficiente e ao Idoso			X							
07 - Contribuição a Entidades Fechadas de Previdência			X							
08 - Outros Benefícios Assistenciais			X							
09 – Salário-Família			X							
10 - Outros Benefícios de Natureza Social			X							
11 – Vencimentos e Vantagens Fixas – Pessoal Civil	X									
12 – Vencimentos e Vantagens Fixas – Pessoal Militar	X									
13 - Obrigações Patronais	X									
14 – Diárias – Civil	X									
15 – Diárias – Militar	X									
16 - Outras Despesas Variáveis - Pessoal Civil	X									
17 - Outras Despesas Variáveis – Pessoal Militar	X									
18 – Auxílio Financeiro a Estudantes						X				

Elementos de Despesa	Gasto		Transferências Constitucionais, Legais e decorrentes de contratos.			Transferências Voluntárias (a título de coop., auxílio ou assistência financeira)			Juros	Conc. de Empréstimos; Refin. e amortizações da dívida pública;
	C	I	Pessoas	S. Privado	Governo	Pessoas	S. Privado	Governo		
19 – Auxílio-Fardamento	X									
20 – Auxílio Financeiro a Pesquisadores						X				
21 – Juros sobre a Dívida por Contrato									X	
22 - Outros Encargos sobre a Dívida por Contrato									X	
23 – Juros, Deságios e Descontos da Dívida Mobiliária									X	
24 - Outros Encargos sobre a Dívida Mobiliária									X	
25 - Encargos sobre Operações de Crédito por Antecipação da Receita									X	
27 - Encargos pela Honra de Avais, Garantias, Seguros e Similares				X						
28 – Remuneração de Cotas de Fundos Autárquicos					X					
30 - Material de Consumo	X									
31 - Premiações Culturais, Artísticas, Científicas, Desportivas e Outras	X									
32 - Material de Distribuição Gratuita	X									
33 - Passagens e Despesas com Locomoção	X									
34 – O. Despesas de Pessoal decorrentes de Contratos de Terceirização	X									
35 - Serviços de Consultoria	X									
36 - Outros Serviços de Terceiros - Pessoa Física	X									
37 - Locação de Mão-de-Obra	X									
38 - Arrendamento Mercantil	X									

Elementos de Despesa	Gasto		Transferências Constitucionais, Legais e decorrentes de contratos.			Transferências Voluntárias (a título de coop., auxílio ou assistência financeira)			Juros	Conc. de Empréstimos; Refin. e amortizações da dívida pública;
	C	I	Pessoas	S. Privado	Governo	Pessoas	S. Privado	Governo		
39 - Outros Serviços de Terceiros - Pessoa Jurídica	X									
41 - Contribuições ¹										
42 - Auxílios ²		X								
43 - Subvenções Sociais							X			
44 - Subvenções Econômicas ³	X									
45 - Equalização de Preços e Taxas				X						
46 - Auxílio-Alimentação	X									
47 - Obrigações Tributárias e Contributivas	X									
48 - Outros Auxílios Financeiros a Pessoas Físicas						X				
49 - Auxílio-Transporte	X									
51 - Obras e Instalações		X								
52 - Equipamentos e Material Permanente		X								
61 - Aquisição de Imóveis		X								
62 - Aquisição de Produtos para Revenda	X									
63 - Aquisição de Títulos de Crédito										X
64 - Aquisição de Títulos Representativos de Capital já Integralizado		X								
65 - Constituição ou Aumento de Capital de Empresas		X								
66 - Concessão de Empréstimos e Financiamentos										X
67 - Depósitos Compulsórios					X					

Elementos de Despesa	Gasto		Transferências Constitucionais, Legais e decorrentes de contratos.			Transferências Voluntárias (a título de coop., auxílio ou assistência financeira)			Juros	Conc. de Empréstimos; Refin. e amortizações da dívida pública;
	C	I	Pessoas	S. Privado	Governo	Pessoas	S. Privado	Governo		
71 - Principal da Dívida Contratual Resgatado										X
72 - Principal da Dívida Mobiliária Resgatado										X
73 - Correção Monetária ou Cambial da Dívida Contratual Resgatada										X
74 - Correção Monetária ou Cambial da Dívida Mobiliária Resgatada										X
75 - C. Monetária da Dívida de O. de Crédito por Antecipação da Receita										X
76 - Principal Corrigido da Dívida Mobiliária Refinanciado										X
77 - Principal Corrigido da Dívida Contratual Refinanciado										X
81 - Distribuição Constitucional ou Legal de Receitas					X					
91 - Sentenças Judiciais ⁴	X	X								
92 - Despesas de Exercícios Anteriores ⁵										
93 - Indenizações e Restituições ⁴	X	X								
94 - Indenizações e Restituições Trabalhistas	X									
95 - Indenização pela Execução de Trabalhos de Campo	X									
96 - Ressarcimento de Despesas de Pessoal Requisitado	X									
99 - A Classificar	X									

- 1- As despesas desta rubrica foram classificadas obedecendo aos critérios de finalidade, modalidade de aplicação e responsabilidade do gasto. Isso por que essas despesas figuram em todos os grupos de gasto.
- 2- São destinadas a atender a despesas de investimentos ou inversões financeiras de outras esferas de governo ou de entidades privadas sem fins lucrativo, observado, respectivamente, o disposto nos arts. 25 e 26 da Lei Complementar nº 101, de 2000.
- 3- Subvenções econômicas (1994 a 1999) - despesas realizadas segundo art. 18/Lei 4.320/64- "a cobertura dos *deficits* de manutenção das empresas públicas, de natureza autárquica ou não, far-se-á mediante subvenções econômicas, expressamente incluídas nas despesas correntes do Orçamento da União, do Estado e do Município ou DF".
- 4- Ocorrem tipicamente no grupo de despesa de pessoal ou investimento. Na rubrica "Indenizações e Restituições" registram-se os gastos com serviços prestados ou investimento executado cujo pagamento é feito pelo outro agente que, em data futura, é ressarcido pela União. Já as "Sentenças Judiciais" ocorrem em geral em despesa de pessoal de execução direta pela União. Estas despesas serão apuradas pelo critério de Grupo de Despesa.
- 5- Devido à natureza da despesa, julga-se mais adequado classificá-la de acordo com a finalidade, ou seja, sua classificação segue o conceito de Grupo de Despesa.

A.I.2. COMPOSIÇÃO DOS IMPOSTOS LÍQUIDOS

A receita corrente do governo federal é composta pelas receitas de impostos, de taxas, de contribuições, patrimonial, agropecuária, industrial, de serviços, transferências correntes e outras receitas correntes. Para fins desta pesquisa, considera-se a receita corrente do governo federal exceto a receita agropecuária, a receita industrial e a de transferências correntes, que não estão disponíveis para todo o período em análise. Juntas, a receita agropecuária, a receita industrial e a de transferências correntes, representam cerca de 1% da receita corrente total para os anos em que estão disponíveis.

No período em análise, em média, a Receita Administrada - receitas de impostos, taxas e contribuições arrecadadas e administradas pela Secretaria da Receita Federal-SRF-

representa cerca de 61% da receita corrente. O segundo posto no rank de arrecadação é do Ministério da Previdência e Assistência Social-MPAS, responsável pela arrecadação e administração das contribuições para o Regime Geral de Previdência Social, cerca de 22% da receita corrente. As taxas e outras contribuições representam 3%. As demais receitas: as receitas patrimoniais, outras receitas correntes e de serviços alcançam, juntas, 14%.

Tabela 19

RECEITA CORRENTE								R\$ milhões
	Total ADM	P. Social	Taxas	O. Contribuições	Patrimonial	Serviços	ORC	Total
1994	44,805.76	17,335.59	114.12	678.77	5,268.53	3,812.20	3,669.15	75,684.12
1995	77,206.68	32,164.60	253.80	1,612.19	5,848.37	7,124.40	8,935.66	133,145.70
1996	86,277.78	40,378.29	336.12	1,598.08	3,576.97	8,386.04	11,637.60	152,190.87
1997	101,352.70	44,148.32	428.34	1,634.76	5,500.03	7,192.04	10,629.05	170,885.25
1998	110,434.44	46,507.85	1,037.74	2,328.00	13,845.21	9,249.67	15,267.25	198,670.17
1999	133,521.03	49,127.69	887.96	2,849.95	9,139.76	11,483.55	8,713.05	215,723.00
2000	154,047.16	55,715.14	1,270.51	5,893.94	10,115.81	14,330.97	9,293.30	250,666.83
2001	176,863.97	62,491.79	1,495.47	8,748.22	10,725.79	16,081.89	9,360.91	285,768.03
2002	215,102.02	71,027.68	1,738.38	18,259.56	9,799.63	17,161.06	14,088.33	347,176.66
2003	239,244.57	80,730.15	2,070.84	23,371.32	12,506.64	19,829.42	10,245.93	387,998.87
2004	280,034.84	93,852.64	2,538.88	24,917.77	14,741.82	21,100.22	11,389.19	448,575.36
2005*	158,042.42	48,945.27	2,088.18	13,365.89	7,100.91	11,531.65	7,593.03	248,667.34

* Até junho de 2005

Fontes: Secretaria da Receita Federal; Secretaria do Tesouro Nacional e Ministério da Previdência e Assist. Social

% da RECEITA CORRENTE							
Total ADM	P. Social	Taxas	O. Contrib.	Patrimonial	Serviços	ORC	Total
59.2%	22.9%	0.2%	0.9%	7.0%	5.0%	4.8%	100%
58.0%	24.2%	0.2%	1.2%	4.4%	5.4%	6.7%	100%
56.7%	26.5%	0.2%	1.1%	2.4%	5.5%	7.6%	100%
59.3%	25.8%	0.3%	1.0%	3.2%	4.2%	6.2%	100%
55.6%	23.4%	0.5%	1.2%	7.0%	4.7%	7.7%	100%
61.9%	22.8%	0.4%	1.3%	4.2%	5.3%	4.0%	100%
61.5%	22.2%	0.5%	2.4%	4.0%	5.7%	3.7%	100%
61.9%	21.9%	0.5%	3.1%	3.8%	5.6%	3.3%	100%
62.0%	20.5%	0.5%	5.3%	2.8%	4.9%	4.1%	100%
61.7%	20.8%	0.5%	6.0%	3.2%	5.1%	2.6%	100%
62.4%	20.9%	0.6%	5.6%	3.3%	4.7%	2.5%	100%
63.6%	19.7%	0.8%	5.4%	2.9%	4.6%	3.1%	100%

A crescente participação das “outras contribuições” na arrecadação total deve-se às contribuições econômicas, em particular as contribuições de intervenção no direito econômico, compensações financeiras, concessões e permissões. O princípio constitucional da anterioridade da lei veda a cobrança ou aumento do imposto no mesmo exercício financeiro em que haja sido publicada a lei que o instituiu ou o aumentou. Em reação, os responsáveis pela política tributária utilizam-se cada vez mais de contribuições em substituição aos

impostos como instrumentos de política exatamente porque as contribuições permitem ingressos nos cofres públicos com maior brevidade, a saber, em noventa dias após a publicação legal.

Tabela 20

Receita Administrada - principais impostos e contribuições (Parte A)					
	Impostos	%	Contribuições	%	Total
1994	34,437	57%	26,330	43%	60,767
1995	48,454	63%	28,752	37%	77,207
1996	52,777	61%	33,501	39%	86,278
1997	58,583	58%	42,770	42%	101,353
1998	67,823	61%	42,612	39%	110,434
1999	74,883	56%	58,638	44%	133,521
2000	78,795	51%	75,252	49%	154,047
2001	90,458	51%	86,406	49%	176,864
2002	106,982	50%	108,120	50%	215,102
2003	112,895	47%	126,349	53%	239,245
2004	126,305	45%	153,730	55%	280,035
2005*	75,735	48%	82,307	52%	158,042

* Até junho.

Fonte: Secretaria da Receita Federal

A receita total pode ser decomposta em categorias: o comércio exterior (I. Importação + I. Exportação); produção industrial (I. Produtos Industrializados); renda das empresas (Pessoa Jurídica e Contribuição sobre o Lucro Líquido); renda dos indivíduos (Pessoa Física e Retido na Fonte); movimentação financeira (Cont. sobre a Movimentação Financeira); faturamento (Cont. para o Financiamento da Seguridade Social e Cont. para o Programa de Integração Social e para o Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público); folha (Contribuições para o Regime Geral de Previdência Social e a Contribuição para o Regime de Previdência dos Servidores).

Por último, atribui-se à categoria Demais Receitas aquelas receitas que não dependem de forma direta ou fortemente da atividade econômica e aquelas que não representam parcela significativa da arrecadação (I. Territorial Rural, I. Operações Financeiras, Cide-Combustíveis, Contribuições para o FUNDAF, Taxas, Outras contribuições, receita patrimonial, receita de serviços e outras receitas correntes).

A Tabela 21 mostra os grupos de receitas em termos reais, per capita, e a participação de cada grupo no total das receitas.

Tabela 21

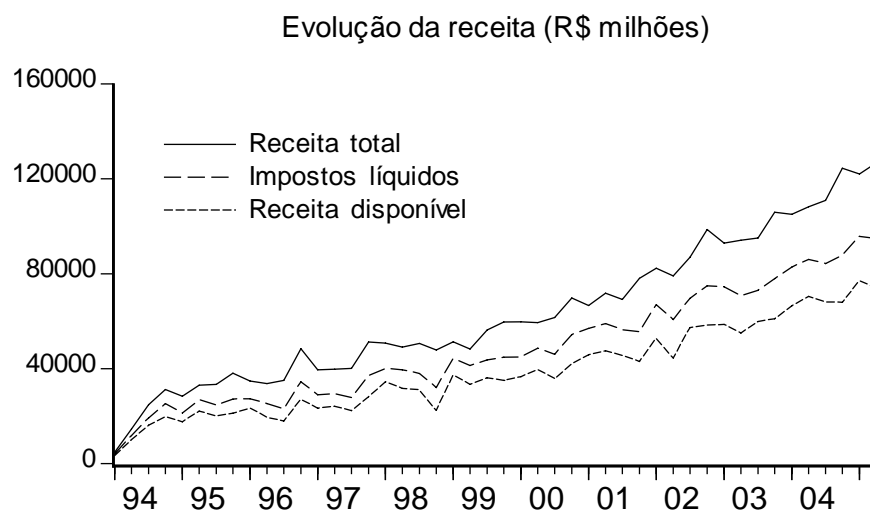
	C. Exterior		Produção		Renda				IR +CSLL	
	II + IE	%	IPI	%	PJ+CSLL	%	PF + RF	%	Total	%
1994	2.73	2.3%	11.76	9.9%	11.34	9.6%	14.41	12.2%	25.76	21.8%
1995	4.13	3.7%	11.10	10.0%	12.40	11.2%	15.09	13.6%	27.49	24.7%
1996	2.93	2.8%	10.54	9.9%	13.14	12.4%	12.68	11.9%	25.82	24.3%
1997	3.25	3.0%	10.44	9.6%	12.42	11.4%	13.30	12.2%	25.72	23.7%
1998	3.89	3.3%	9.37	7.9%	11.22	9.4%	18.07	15.2%	29.29	24.6%
1999	4.35	3.6%	8.85	7.3%	10.98	9.1%	18.67	15.5%	29.65	24.6%
2000	4.27	3.4%	8.89	7.0%	12.90	10.1%	16.73	13.1%	29.63	23.3%
2001	4.26	3.2%	8.78	6.6%	11.69	8.8%	19.84	14.9%	31.53	23.7%
2002	3.30	2.3%	7.70	5.3%	18.51	12.8%	18.67	12.9%	37.18	25.7%
2003	2.91	2.1%	6.35	4.6%	16.68	12.0%	18.42	13.3%	35.11	25.3%
2004	3.00	2.1%	6.85	4.7%	17.61	12.1%	18.03	12.3%	35.64	24.4%

	Mov. Finan.		Faturamento		Folha		Demais		Total
	I/CPMF	%	Cofins+Pis	%	P. Social	%		%	
1994	5.65	4.8%	17.85	15.1%	27.37	23.1%	27.20	23.0%	118.32
1995	0.12	0.1%	17.28	15.5%	28.46	25.6%	22.55	20.3%	111.14
1996	(0.00)	0.0%	17.07	16.1%	29.95	28.2%	19.96	18.8%	106.26
1997	4.38	4.0%	16.39	15.1%	29.77	27.4%	18.74	17.2%	108.70
1998	4.86	4.1%	14.89	12.5%	29.28	24.6%	27.62	23.2%	119.20
1999	4.38	3.6%	22.54	18.7%	29.10	24.1%	21.64	18.0%	120.53
2000	7.33	5.8%	24.55	19.3%	29.92	23.5%	22.64	17.8%	127.22
2001	7.97	6.0%	26.31	19.8%	30.60	23.0%	23.57	17.7%	133.02
2002	8.43	5.8%	26.41	18.3%	31.29	21.6%	30.30	21.0%	144.60
2003	8.22	5.9%	26.95	19.4%	30.24	21.8%	28.81	20.8%	138.58
2004	8.59	5.9%	30.59	20.9%	32.65	22.4%	28.71	19.7%	146.03

Cabe ressaltar que os impostos e as contribuições representam, no jargão tributário, apenas a arrecadação do principal. Se o objetivo é caracterizar os efeitos dinâmicos da política tributária sobre a atividade econômica, então, na construção das elasticidades, deve-se levar em conta impostos e contribuições líquidos de restituições, multas, juros, e dívida ativa. Além disso, é importante evitar erros de medida, posto que as receitas de multas, juros e dívida ativa referente a impostos e contribuições integram as outras receitas correntes.

A Figura 15 mostra a evolução trimestral da receita total, dos impostos líquidos (receita total menos transferências a pessoas, ao setor privado e pagamento de juros líquidos) e da receita disponível (impostos líquidos menos as vinculações constitucionais e legais de receitas), todas em milhões de reais.

Figura 15



ANEXO II - ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES

Este anexo trata da construção das elasticidades discutidas na Seção III e se desenvolve a partir do relato dos valores encontrados. Em seguida, discute as estimativas da elasticidade-produto relativas às séries de despesa e transferências que compõem os impostos líquidos. Por último, trata dos detalhes das estimativas do lado das receitas ou grupos de impostos.

No que diz respeito à elasticidade-produto da variável fiscal “gasto do governo ($g_t = c_t + i_t$)”, não se obteve estimativa significativa da relação contemporânea. A correlação entre os gastos e o produto na amostra é (-0,26), enquanto que, se considerada a primeira diferença do produto, alcança 0,18. Dessa forma, toma-se $\alpha_{g,y} = 0$. Já a estimativa da elasticidade-produto dos impostos líquidos, nos termos da Equação (15), é de $\alpha_{t,y} = 2,0322$. Essa medida pode ser diretamente comparada àquela reportada por Blanchard e Perotti (2002) - de 2,08 - para a elasticidade média dos impostos líquidos em relação à produção nos Estados Unidos. Ainda segundo esses autores, a elasticidade cresce de forma contínua, de 1,58 na primeira metade da amostra até 2,92, se considerado todo o período. Esse movimento se dá devido a aumentos na participação dos impostos, no total dos impostos líquidos - o termo T_i/T na Equação (15) -, e aumentos na elasticidade dos impostos em relação à sua base, η_{T_i, B_i} .

Ao contrário, a estimativa média alcançada nessa pesquisa para o Brasil é decrescente. Medindo 2,069 na primeira metade da amostra, vale 2,0398 se considerados 75% da amostra, e finalmente alcança 2,0199 para todo o período. Esse movimento reflete alguma reversão no impacto do arranjo fiscal de 1998/9. Isso ocorre devido a dois fatores: queda na participação do IPI e da contribuição para a Previdência em relação ao total arrecadado e aumento nas transferências. A discussão a seguir sobre o método utilizado na obtenção desses valores evidencia isso.

A vantagem da metodologia utilizada nesta pesquisa para construir as séries do lado da despesa é permitir o cálculo da elasticidade-produto para cada componente do gasto e das transferências. Já a estimativa da elasticidade-produto do gasto do governo, segundo metodologia proposta em Giorno et al. (1995), é uma medida degenerada no sentido de que é estimada com base apenas em um componente do gasto, ou seja, é a elasticidade da taxa de

desemprego em relação à produção, multiplicada pela elasticidade dos gastos com seguro desemprego relativo ao desemprego.

Para as transferências a pessoas, compostas essencialmente por pagamento de benefícios previdenciários e pelo seguro desemprego, cabe estimar a elasticidade-produto das despesas com desemprego, pois as despesas com pensões e aposentadorias não possuem regras ou mecanismos embutidos que as façam responder automaticamente a mudanças no emprego ou contemporaneamente ao produto²³.

De posse da série histórica dos gastos do governo como pagamento do seguro desemprego, a elasticidade-produto desse componente das transferências é estimada diretamente. A participação dessa despesa sobre a variável fiscal “gasto do governo” é crescente na amostra. Com média em torno de 6% do gasto do governo em meados dos anos 90, a participação se situa em 9,1% e 8,5% em 2003 e 2004, respectivamente. A regressão abaixo indica que uma queda de um ponto percentual no produto eleva a despesa com benefício do seguro desemprego em 3,4 pontos percentuais.

$$\Delta g_t^{SD} = -3,4011 \cdot \Delta y_t + 6,4707 \cdot \Delta y_{t-1} - 0,6336 \cdot \Delta g_{t-1}^{SD}$$

"dp" (1,4089) (1,3737) (0,0870)

$$R^2 = 0,55$$

Onde g_t^{SD} representa o logaritmo da despesa com o benefício do seguro desemprego, com ajuste sazonal, real e *per capita*, y_t é o produto como discutido acima. A inclusão da primeira defasagem da variável dependente relaciona-se com a estrutura temporal característica dessa despesa.

Por último, do lado da despesa, a elasticidade-produto das transferências ao setor privado é:

$$g_t^{TSP} = -1,06537 - 11,5334 \cdot \Delta y_t + 0,3046 \cdot g_{t-1}^{TSP}$$

"sd" (0,2976) (4,6744) (0,1634)

$$R^2 = 0,22; \quad F = 5,9 \quad \text{valor} - p(> 0,01)$$

²³ Há fatores que podem influenciar a decisão de pagar maiores benefícios previdenciários como forma de melhorar o bem-estar, tais como o bom desempenho da atividade econômica impulsionando a arrecadação e situação fiscal favorável. No entanto, esse não é o caso da economia brasileira no período em análise.

Em que g_t^{TSP} é o logaritmo da despesa com subsídios, com ajuste sazonal, real e *per capita*, e y_t é o produto. A inclusão do termo g_{t-1}^{TSP} visa controlar a inércia comum nas séries de despesa. A alta elasticidade estimada tem duas fontes de explicação. Primeiro, tem característica pró-cíclica, de acordo com os preceitos do modelo keynesiano padrão. A segunda tem a ver com a política fiscal de geração de *superávit*, característica do período em análise, que pode influenciar na concessão de subsídios. Esse é um exemplo típico de alguma imprecisão na metodologia; assume-se elasticidade constante no tempo.

Blanchard e Perotti (2002) e Perotti (2002) utilizam-se da estimativa para os países da OCDE e estipulam o valor de -0,2 para a elasticidade-produto do total das transferências, enquanto a estimativa da elasticidade-produto para o total das transferências produzida pela metodologia acima é de -0,36.

Para construir a elasticidade-produto dos componentes dos impostos líquidos agregados do lado da receita consideram-se as categorias de impostos:

1. Comércio Exterior (I. Importação -II + I. Exportação - IE);
2. Produção Industrial (I. Produtos Industrializados - IPI);
3. Renda das Empresas (Imposto de Renda Pessoa Jurídica - IRPJ e Contribuição Sobre o Lucro Líquido - CSLL);
4. Renda dos Indivíduos (Imposto de Renda Pessoa Física - IRPJ e Imposto de Renda Retido na Fonte – trabalho/IRRF-t);
5. Movimentação financeira (Contribuição sobre a Movimentação Financeira);
6. Faturamento (Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social - Cofins e Contribuição para o Programa de Integração Social e para o Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público Pis/Pasep);
7. Folha de Pagamentos (Contribuição para o Regime Geral de Previdência Social e a Contribuição para o Regime de Previdência dos Servidores - CPSS).

8. Demais Receitas (I. Territorial Rural - ITR, I. Operações Financeiras - IOF, Cide-Combustíveis, Contribuições para o FUNDAF, Taxas, Outras contribuições, Receita patrimonial, Receita de serviços e outras receitas correntes).

Para cada grupo, exceto o grupo das demais receitas para o qual se considera a elasticidade-produto igual a zero, estima-se um modelo geral que leva em conta a estrutura temporal entre o fato gerador e o recolhimento do imposto a fim de identificar a possível influência de valores contemporâneos e defasados da base tributária (B_i) e do PIB (Y) sobre a arrecadação T_i nos termos da Equação (15). A partir do modelo regressão geral que inclui quatro defasagens, determina-se o modelo específico com base nos critérios de Akaike e de Schwarz. A escolha inicial de quatro defasagens justifica-se pela estrutura temporal do código tributário. As regressões abaixo em geral não apresentam desvios das hipóteses clássicas de regressão. Por último, toma-se a primeira diferença das séries para torná-las estacionárias, conforme a representação geral:

$$\Delta \log(B_{i,t}) = \alpha + \sum_{i=0}^4 \delta_i \Delta \log(Y_{t-i}) + \nu_i; \quad \nu_i \sim N(0; \sigma_\nu^2)$$

$$\Delta \log(T_i) = \varphi + \sum_{i=0}^4 \theta_i \Delta \log(B_i) + \varepsilon_i; \quad \varepsilon_i \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$$

Comércio Exterior (I. Importação + I. Exportação):

Em desuso, de acordo com a moderna linha internacional de desoneração das exportações, o imposto de exportação tem sua importância reduzida na arrecadação ao longo do período em análise.

Sobre o imposto de importação, a estimação da elasticidade do imposto com respeito à sua base não seria precisa em virtude dos acordos de blocos comerciais internacionais, como aquele firmado na Decisão nº 22 do Conselho de Mercado Comum, na qual foi adotada a Tarifa Externa Comum – TEC que fixa as diversas alíquotas para o comércio extra Mercosul. Além disso, esse grupo representa a menor parcela na arrecadação ao longo dos anos,

conforme apresentado na Tabela 21. Sendo assim, parece prudente considerar a elasticidade-produto igual a 1 para essa categoria:

$$\eta_{T_{CE},B_{CE}} = 1; \quad \eta_{B_{CE},Y} = 1$$

$$\alpha_{CE,Y} = \eta_{T_{CE},B_{CE}} \cdot \eta_{B_{CE},Y} \cdot \frac{T_{CE}}{T} = 0,0277$$

Produção Industrial (IPI):

O IPI tem característica seletiva, ou seja, possui uma complexa cadeia de alíquotas em função da essencialidade do produto. A arrecadação concentra-se em três fontes: a indústria automobilística; a indústria do fumo e a indústria de bebidas. A participação do valor arrecadado por esse tributo em relação ao total das receitas consideradas nesta pesquisa diminuiu continuamente ao longo dos anos. Em 1994 representou 9,9% do total *per capita* das receitas, e em 2004 alcançou apenas 4,7% do total, conforme mostra a Tabela 21.

Diversos fatores podem explicar o mau desempenho do IPI. Em síntese, as alíquotas de milhares de produtos industriais foram reduzidas e optou-se por concentrar a tributação em bens supérfluos (que também tiveram alíquotas reduzidas como forma de desestimular o contrabando). Além disso, há que se levar em conta o fato de que, em termos estruturais, a participação da indústria na composição da produção nacional diminuiu ao longo do período. Não é demais lembrar também que, como a União partilha 57% dessa arrecadação, não há muito estímulo para explorar sua competência tributária.

A resposta dos ganhos de arrecadação com respeito à base tributária é aproximada por uma regressão da primeira diferença do logaritmo do índice da arrecadação, em termos reais, contra a primeira diferença do logaritmo do índice de Produção Física Industrial-Indústria Geral (PI) do IBGE, conforme indica o resultado abaixo:

$$\Delta \log(T_{IPI,t}) = -0,0189 + 1,7989 \cdot \Delta \log(PI_t) - 0,3327 \cdot u_{t-1} - 0,4436 \cdot e_{t-1}$$

(se) (0,0043) (0,2880) (0,1880) (0,1956)

$$R^2 = 0,48; \quad F = 12,32 \text{ valor} - p(> 0,01);$$

Onde o termo erro é um processo ARMA(1,1) com raízes dentro do círculo unitário. A elasticidade desejada é o coeficiente estimado para o valor contemporâneo da Produção Industrial - PI.

Por outro lado, a elasticidade-produto da base tributária é obtida na regressão da variação no logaritmo da base tributária (PI), ajustada sazonalmente por intermédio do procedimento X-12 do Eviews, contra o valor contemporâneo da primeira diferença do logaritmo do PIB, índice de volume com ajuste sazonal, do IBGE. Comentários análogos àqueles do parágrafo anterior sobre a modelagem valem para a regressão abaixo. A elasticidade-produto da base tributária do IPI é o coeficiente estimado para o valor contemporâneo do PIB, conforme resultado abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta \log(PI_t) &= -0,0037 + 1,6097 \cdot \Delta \log(PIB_t) - 0,3665 \cdot u_{t-1} \\ (se) & \quad (0,0019) \quad (0,1525) \quad (0,1463) \\ R^2 &= 0,65; \quad F = 37,77 \text{ valor } - p(> 0,01); \end{aligned}$$

Em que os resíduos seguem uma estrutura auto-regressiva de primeira ordem com raiz de inversão igual a -0,34. Então, a elasticidade-produto do IPI, de acordo com a Equação (15), é alcançada:

$$\begin{aligned} \eta_{T_{IPI}, B_{IPI}} &= 1,7989; \quad \eta_{B_{IPI}, Y} = 1,6097 \text{ e} \\ \alpha_{IPI, Y} &= \eta_{T_{IPI}, B_{IPI}} \cdot \eta_{B_{IPI}, Y} \cdot \frac{T_{IPI}}{T} = (1,7989) \cdot (1,6097) \cdot (0,1618) = 0,4685 \end{aligned}$$

Considerando-se três períodos subseqüentes com 50%, 75% e 100% da amostra, a elasticidade-produto parte de 0,58 para 0,52 e atinge a 0,47, respectivamente. Isso ilustra bem a redução na participação do IPI em relação total da variável fiscal imposto líquido.

Renda das Empresas (IRPJ e CSLL)

A CSLL pode ser entendida em termos econômicos como um “imposto” semelhante ao IRPJ, pois incide sobre a mesma base tributária, o lucro da empresa, e possui apenas pequenas

diferenças na apuração. O título de “contribuição” garante a vinculação da sua receita à seguridade social, e esta é a única razão legal para a co-existência do IRPJ e da CLSS.

O IRPJ é de apuração trimestral, ou seja, ao final de cada trimestre apura-se ou lucro real, o presumido, ou o arbitrado, e recolhe-se o imposto no trimestre que se inicia. Entretanto, a pessoa jurídica sujeita à tributação no lucro real pode optar pelo pagamento do imposto a cada mês, determinado sobre a base de cálculo estimada, mediante aplicação de percentuais legalmente determinados sobre a receita bruta auferida em cada mês. Ao final do ano fiscal, feita a apuração do lucro real, o saldo do imposto apurado será pago em cota única até o fim do primeiro trimestre do ano seguinte ou compensado com o imposto a ser pago a partir do ano-calendário subsequente, se negativo.

Como visto antes, a estrutura temporal de apuração/arrecadação tem informações importantes. A elasticidade dos ganhos de arrecadação em razão à sua base tributária é estimada em uma regressão do valor arrecado dessa categoria em termos reais, contra a primeira e a quarta defasagem da *proxi* para o lucro das empresas, também deflacionado pelo deflator do PIB. Utilizou-se o Lucro Real Antes do Imposto de Renda apurado trimestralmente de uma amostra representativa de cerca de 400 empresas de capital aberto, distribuídas em 22 setores da economia, conforme Tabela 22. A fonte dos dados é o Sistema de Análise de Balanços Empresariais, desenvolvido originalmente pelo IBMEC - Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais.

Tabela 22

Agricultura	Papel e Celulose
Alimentos	Químico e Petroquímico
Autopeças	Serviços Públicos
Bebidas e Fumo	Siderúrgico
Brinquedos, Plásticos e Madeiras	Telefonia Fixa
Comércio	Telefonia Móvel
Construção Civil	Têxtil e Calçados
Eleto-Eletrônico	Transp. Aéreo/Ferroviário
Holdings	Metalúrgico
Máquinas e Equipamentos	Mineração
Material de Construção	Outros

$$\begin{aligned} \Delta \log(T_{i,t}) = & +0,2360.\Delta \log(L_{t-1}) - 0,0659.\Delta \log(L_{t-4}) - 0,4980.u_{t-1} \\ (se) & \quad (0,0573) \quad (0,0475) \quad (0,1431) \end{aligned}$$

Na regressão acima, $T_{i,t}$ é o valor arrecadado do IRPJ e da CSLL, L_t é o Lucro Real Antes do Imposto de Renda, e u_t é um processo AR(1).

A elasticidade-produto da base de tributação segue a mesma estrutura temporal, conforme regressão abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta \log(L_t) = & +7,9234.\Delta \log(Y_{t-1}) - 0,3855.u_{t-1} \\ (se) & \quad (2,6918) \quad (0,1400) \end{aligned}$$

Dessa forma, tem-se: $\alpha_{IRPJ+CSLL,Y} = 0,4663$

Renda dos Indivíduos (IRPJ e IRRF - trabalho)

Os dados do mercado de trabalho são do Ministério do Trabalho e do Emprego – MTE e cobrem o período de 1997 a 2005. O emprego é representado pelo Número de Admitidos, e o salário é o Salário Médio dos Admitidos, todos oriundos do Cadastro Geral dos Empregados e Desempregados – CAGED, e da Relação Anual de Informações Sociais - RAIS. O salário real é alcançado ao deflacionar a série, utilizando-se o Índice de Preços ao Consumidor Amplo-IPCA do IBGE, com base no primeiro trimestre de 1997.

Como visto antes, a elasticidade contemporânea do salário real em relação ao emprego, $\partial w_t / \partial e_t$, obtém-se em uma regressão da primeira diferença no logaritmo do salário real dos admitidos sobre o valor contemporâneo e quatro defasagens (de 0 a 4) da primeira diferença no logaritmo do emprego. A medida de interesse é o coeficiente estimado para a relação contemporânea entre salário real e emprego na equação a seguir:

$$\begin{aligned} \Delta \log(W_t) = & 0,2311.\Delta \log(E_t) + 0,2307.\Delta \log(E_{t-2}) \\ (se) & \quad (0,0458) \quad (0,0465) \end{aligned}$$

A elasticidade-emprego dos salários, medida acima em 0,23, indica uma curva de oferta de trabalho pouco inclinada. Blanchard e Perotti (2002) estimam a elasticidade-emprego

do salário para os Estados Unidos em 0,62. Como essas medidas foram estimadas pelo mesmo método, podem ser comparadas em alguma medida e revelam a diferença estrutural no mercado de trabalho entre as economias.

De forma similar, mede-se a resposta do emprego em relação ao produto, $\partial e_t / \partial y_t$, onde o produto é o índice de volume do PIB com ajuste sazonal do IBGE.

$$\begin{array}{cccc} \Delta \log(E_t) = & 0,9897 \cdot \Delta \log(Y_t) & + 1,3615 \cdot \Delta \log(Y_{t-1}) & + 0,94 \cdot \Delta \log(Y_{t-3}) \\ (se) & (0,4829) & (0,4778) & (0,4701) \end{array}$$

Blanchard e Perotti (2002) indicam que a resposta do emprego a mudanças no produto para os Estados Unidos é de 0,42. Giorno et al. (1995) estimam elasticidade-emprego dos salários de 0,26 para os Estados Unidos. Os autores reportam estimativas de elasticidades anuais que vão de 0,0, para a Austrália, até 2,0 para o Japão. Para a elasticidade-produto do emprego, a Austrália e a Espanha figuram no topo do grupo em Giorno et al. (1995) com 0,79 e 0,85, respectivamente. A Itália, com 0,15, e o Japão, com 0,19, compõem o limite inferior do intervalo das estimativas para essa elasticidade. Ainda a título de comparação, situados no terceiro quartil do intervalo estão os Estados Unidos e a Inglaterra, com elasticidades estimadas da ordem de 0,64 e 0,68, respectivamente.

Entre os 15 países incluídos na amostra, aqueles que apresentam menor (maior) sensibilidade dos salários em relação ao emprego possuem maiores (menores) elasticidade-produto do emprego, como era de se esperar. A comparação com os valores encontrados para os países da OCDE, em Giorno et al. (1995), revela que as estimativas para a economia brasileira são similares ao relato comum: alta sensibilidade do emprego ao produto enquanto que a resposta dos salários às mudanças no emprego é relativamente baixa.

A estimativa de $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_t}$ não é trivial, pois depende da distribuição das faixas de salários e

da participação de cada faixa salarial na arrecadação total. Uma boa medida dos ganhos de arrecadação devido a mudanças nas faixas salariais pode ser obtida diretamente dos dados anuais de arrecadação do IRPF, da Secretaria da Receita Federal-SRF. A partir de dados observados, constrói-se a distribuição da renda em 10 faixas salariais, com a primeira faixa de 0 a R\$ 1.000,00 e assim sucessivamente, para obter a participação de cada faixa de renda na arrecadação total. As informações sobre a evolução da distribuição de renda nos anos 90 são

incompletas e fornecem indícios de seu comportamento no conjunto do país. As informações sobre o peso de cada faixa de renda na arrecadação total estão disponíveis para os anos de 1996 a 1999, 2003 e 2004. Assim, estimou-se a elasticidade-salário da arrecadação do IRPF e do $IRRF_{Trabalho}$ como:

$$\varepsilon_{T_i, W} = \frac{\sum_i \lambda_i \cdot \frac{\Delta T_i}{\Delta W_i}}{\sum_i \lambda_i \cdot \frac{T_i}{W_i}}$$

em que: λ_i é a participação de cada nível de renda na arrecadação total; T_i é o imposto pago pelo indivíduo da faixa de renda “i”; W_i é o salário de cada indivíduo do nível de renda “i”; $\Delta T_i/\Delta W_i$ é receita marginal (imposto marginal pago) em cada faixa de renda; e T_i/W_i é a receita média (imposto médio pago) em cada faixa de renda.

A estimativa de $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_i} = 1,5080$ representa a elasticidade média do período. Para os 15 países da OCDE, segundo em Giorno *et al.* (1995), as estimativas para essa medida estão contidas no intervalo de 1,3, para a Suécia, e 4,1, para a Espanha. Há uma concentração de 9 países em um subintervalo de 1,3 a 2,0, sendo que a estimativa modal é de 1,8 para a Itália, a Inglaterra, os Países Baixos e a Finlândia.

Movimentação Financeira (CPMF)

Devido a suas características, impõe-se valor unitário para essa modalidade de arrecadação. Portanto:

$$\eta_{T_{CPMF}, B_{CPMF}} = 1; \quad \eta_{B_{CPMF}, Y} = 1$$

$$\alpha_{CPMF, Y} = \eta_{T_{CPMF}, B_{CPMF}} \cdot \eta_{B_{CPMF}, Y} \cdot \frac{T_{CPMF}}{T} = 0,0451$$

A evolução da participação dessa modalidade na arrecadação total é crescente. De 2,68%, considerando-se a metade da amostra, passou a ser 3,94% em cima de 75% da amostra e vale 4,51% considerando-se todo o período.

Faturamento (Cofins e Pis/Pasep):

A apuração e o pagamento da Contribuição para o Pis/Pasep e da Cofins são mensais. Ambos incidem sobre o faturamento mensal, ou receita bruta, correspondendo ao total das receitas auferidas pela pessoa jurídica. As alíquotas da Contribuição para o Pis/Pasep e da Cofins, no regime de incidência cumulativa, são, respectivamente, de 0,65% e de 3%. Entretanto, há alíquotas específicas para determinados seguimentos e produtos, bem como certas particularidades para a formação da base de cálculo, tais como o regime de incidência não-cumulativa. As alíquotas da Contribuição para o PIS/Pasep e da Cofins, com a incidência não-cumulativa, são, respectivamente, de 1,65% e de 7,6%. Está previsto o desconto de créditos referentes aos estoques de abertura, na exportação, na atividade agropecuária e o crédito presumido na subcontratação de serviço de transporte de cargas.

A elasticidade dos ganhos de arrecadação em razão à sua base tributária é estimada em uma regressão do valor arrecado dessa categoria em termos reais, contra a primeira e a terceira defasagem da *proxi* para a receita operacional bruta das empresas, deflacionada pelo deflator do PIB. Coletaram-se dados da Receita Operacional Bruta, apurada trimestralmente, da mesma amostra representativa utilizada para o IRPJ e CLSS. A fonte é o Sistema de Análise de Balanços Empresariais-SABE.

$$\Delta \log(T_{i,t}) = 0,01031 + 0,0481 \cdot \Delta \log(ROB_t) - 0,02418 \cdot \Delta \log(ROB_{t-3})$$

$$\begin{matrix} (se) & (0,0098) & (0,0110) & (0,0101) \end{matrix}$$

$$R^2 = 0,403; \quad F = 12,82 \quad \text{valor} - p(> 0,01)$$

Na regressão acima, $T_{i,t}$ é o valor arrecadado da Cofins e do Pis/Pasep, ROB_t é a Receita Operacional Bruta, em termos reais, das empresas de capital aberto do SABE, distribuídas em 22 setores da economia.

A elasticidade-produto da base tributária é conforme regressão abaixo:

$$\Delta \log(ROB_t) = 5,3752.\Delta \log(Y_t) - 0,3009.u_{t-1} - 0,7756.\varepsilon_{t-1}$$

$$(se) \quad (2,9907) \quad (0,1690) \quad (0,1078)$$

Dessa forma, tem-se: $\alpha_{Cofins+Pis/Pasep,Y} = 0,1035$

Folha de pagamentos (Contribuições para o Regime Geral de Previdência Social e a Contribuição para o CPSS):

Há que se diferenciar entre o setor privado e o público. Enquanto a contribuição previdenciária dos funcionários públicos, a CPSS, é proporcional à renda do indivíduo (alíquota de 11% sobre a remuneração), no setor privado a contribuição para o regime de previdência é composta da contribuição do trabalhador (ou segurado) e do empregador. A contribuição do trabalhador possui faixas de salário e alíquotas diferenciadas, além de um teto máximo de contribuição. Já a parcela devida pelo empregador tem alíquota de 20% sobre a folha de pagamento e representa a maior parcela da arrecadação.

Como a contribuição do servidor público é sempre proporcional em toda a amostra, faz-se:

$$\eta_{T_{CPSS},B_{CPSS}} = 1; \quad \eta_{B_{CPSS},Y} = 1$$

$$\alpha_{CPSS,Y} = \eta_{T_{CPSS},B_{CPSS}} \cdot \eta_{B_{CPSS},Y} \cdot \frac{T_{CPSS}}{T} = 0,1101$$

A elasticidade-produto da CPSS representa apenas sua participação no total dos impostos líquidos.

No caso das contribuições para o Regime Geral de Previdência Social, utiliza-se do mesmo procedimento adotado na estimação das elasticidades do imposto de renda sobre os indivíduos. A diferença está no cálculo da elasticidade dos ganhos de arrecadação devido a mudanças nas faixas de salários dos indivíduos, $\frac{\partial \omega_i}{\partial w_i}$, além de se considerar de forma distinta o empregado e empregador. Com o objetivo de captar corretamente o efeito da variação

salarial sobre a arrecadação, a elasticidade-salário da arrecadação será a média ponderada das elasticidades de cada contribuinte.

Para calcular os pesos de cada contribuinte (empregado e empregador) na arrecadação total, coletaram-se dados de arrecadação por código de pagamento junto ao Ministério da Previdência Social – MPAS para os anos de 2001 a junho de 2005. A participação do empregado e empregador distribui-se em 25% e 75%, respectivamente, conforme Tabela 23. Para fins de definição, considerou-se como empregado os segurados empregados, inclusive domésticos e trabalhadores avulsos, os contribuintes individual e facultativo.

Tabela 23

Arrecadação da Previdência Social							
	2001	2002	2003	2004	2005*	Média	Média %
Empregados	17,849	19,863	18,925	21,579	10,122	17,668	25%
Empregadores	44,737	51,025	62,806	72,186	38,907	53,932	75%
TOTAL	62,586	70,889	81,731	93,765	49,029	71,600	
Empregados %	29%	28%	23%	23%	21%	25%	
Empregadores %	71%	72%	77%	77%	79%	75%	

* Até junho.

No caso do empregador, a contribuição é sempre proporcional - de 20% sobre a folha de salários - para toda a amostra. Assim, para esse contribuinte, toma-se a elasticidade-salário da arrecadação igual a um.

A contrapartida do empregado segue a metodologia do IRPF e IRRF. No entanto, é mais trabalhosa, pois, na tentativa de equacionar o crescente desequilíbrio no regime de previdência, foram implementadas diversas reformas cujas conseqüências foram a variabilidade nas alíquotas de contribuição e nas faixas de incidências sobre o salário do empregado, em geral mudanças de pequena magnitude, exceto para dois últimos anos da amostra. A distribuição das faixas de salários e a participação de cada faixa salarial na arrecadação total são simuladas com base nas informações do Cadastro Geral dos Empregados e Desempregados – CAGED, do Ministério do Trabalho e do Emprego – TEM, e cobrem o período de 1997 a 2005.

A partir das informações mensais do número de admitidos e dos salários de admissão de oito setores de atividade da economia, distribuídos por faixas que vão de 0 até mais de 20

salários mínimos, calcula-se a contribuição média e marginal por faixa e o peso de cada faixa de contribuição para cada ano. Dessa forma, a média ponderada da elasticidade-salário da arrecadação das contribuições previdenciárias estimadas para o empregado e o empregador é de $\frac{\partial \omega_t}{\partial w_t} = 0,82$, e está na mesma ordem dos valores estimados para os países da OCDE por Giorno et al. (1995) – as estimativas para os 15 países compõem um estreito intervalo de 0,8 a 1.

É possível argumentar que a abordagem utilizada acima não leva em conta a mudança no salário dos trabalhadores que já estão empregados. No entanto, os dados de admissão são um bom termômetro do mercado de trabalho porque refletem bem a elevação no nível de salários praticados, assim como a participação da força de trabalho em cada faixa salarial. Não é demais lembrar que o efeito da mudança nos salários devido a aumentos na demanda por mão-de-obra é a elasticidade-salário do emprego que já foi estimada antes. Por último, cabe ressaltar que a medida estimada é estável e aumenta de 0,26, no início da amostra, para 0,29 em 2005, e representa bem a estrutura de arrecadação por faixas e com baixo teto de contribuição.